

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Tesadüfi Yürüyüş Testi

Öğr. Gör. Derya Kahraman

Afyon Kocatepe Üniversitesi, Şuhut Meslek Yüksek Okulu, İşletmecilik Programı, AFYON

Yrd. Doç. Dr. Mehmet Erkan

Afyon Kocatepe Üniversitesi, İİBF, İşleme Bölümü, AFYON

ÖZET

Zayıf formda etkin piyasa hipotezinin testi için kullanılacak modellerden biri tesadüfi yürüyüş modelidir. Eğer hisse senedi fiyat değişimleri tesadüfi yürüyüş izlerlerse, o zaman fiyat değişimlerinde serisel korelasyon gözlenmez. Bu çalışmada, 1.1.1996-27.10.2004 dönemi ve onun birbiri ile çakışmayan üçer yıllık üç alt dönemi İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksi kapanış fiyatlarının bir, beş, dokuz, ve onaltı günlük değişimlerine serisel korelasyon testleri uygulanmıştır. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksi incelenen dönemlerin hiçbirinde tesadüfi yürüyüş izlemediği için, yatırımcılar dikkatlice hazırlanmış işlem kuralları yoluyla kar elde edebilirler.

Anahtar kelimeler: Bilgisel etkinlik, zayıf formda etkinlik, tesadüfi yürüyüş modeli, serisel korelasyon testi.

Testing for Random Walks in the Istanbul Stock Exchange

ABSTRACT

Random walk model is one of the models that are used to test weak-form efficiency. If changes in stock prices follow a random walk model, the price changes will not have serial correlation. In this study, the Istanbul Stock Exchange 100 Index closing price changes for one, five, nine, and sixteen day differencing intervals for 1.1.1996-27.10.2004 period and three non-overlapping sub periods are tested for serial correlation. Since the results verify that the Istanbul Stock Exchange 100 Index does not follow a random walk model during any of the periods tested, investors may be able to profit from some carefully designed trading rules.

Key words: Informational efficiency, weak-form efficiency, random walk model, serial correlation test.

I.Giriş

Ocak 1986'da kurulan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) günümüzde bir gelişmekte olan piyasadır. İMKB, yerli yatırımcılar yanında uluslararası yatırım yaparak riski dağıtmak isteyen yabancı yatırımcılara da önemli fırsatlar sunmaktadır. Kuruluşundan 2003 yılı sonuna kadar kayıtlı firma sayısı 80'den 285'e yükselen İMKB, Türk firmaları açısından bir kaynak yaratma aracı olma özelliğini güçlendirme yolundadır. Uluslararası sermaye hareketliliğinin yoğun olduğu günümüzde bir piyasanın etkin olup olmaması yatırımcıların yanında teknik analizden hayatını kazananlar için de önemli bir bilgidir.

İMKB gibi günlük işlem hacminin düşük olduğu bir borsada daha çok zayıf formda etkinlik sorgulanmaktadır. Bu çalışma İMKB'nin, bilgisayarlı etkinliğin testi için kullanılan modellerden olan tesadüfi yürüyüş modelini izleyip izlemediğini sorgulamaktadır. İMKB verilerine dayanarak yapılan etkinlik

çalışmaları daha çok 1990'larda gerçekleşmiştir. Bu açıdan bu çalışma, daha yakın dönem verilerini incelemeye katarak ve inceleme dönemini kendi içinde de alt dönemlere ayırarak son dönemlerde etkinlik açısından bir gelişme olup olmadığına ilişkin delil ortaya koymaktadır. Ayrıca, sadece günlük fiyat farkları değil, beş, dokuz, ve onaltı günlük fiyat farklarının da kullanımıyla daha güçlü delil ortaya koymaktadır.

Çalışmanın bundan sonraki bölümünde etkin piyasa hipotezine, üçüncü bölümünde zayıf formda etkin piyasa hipotezine yer verilmektedir. Dördüncü bölümde tesadüfi yürüyüş modeli, takip eden bölümde literatür taraması yer almaktadır. Altıncı bölüm araştırmanın hipotezine, yedinci bölüm veriler ve araştırma yöntemine ayrılmıştır. Sekizinci bölümde bulgular ve en son sonuç yer almaktadır.

II.Etkin Piyasa Hipotezi

Finansal piyasaların etkinliği kavramı üç ayrı boyutta söz konusudur: dağıtımsal etkinlik, işlemsel etkinlik, ve bilgisel etkinlik¹ (Balaban, 1995a: 3). Bunlardan birincisi bu çalışmanın konusudur. Bilgisel etkinlik, bugüne kadar finansal alandaki pek çok profesyonel ve akademisyen tarafından çalışılmıştır. Fama (1970: 383), bilgisel piyasa etkinliğini şöyle tanımlar: yeni bilgi menkul kıymetin fiyatına anında ve doğru olarak yansır, dolayısıyla menkul kıymetin cari fiyatı elde olan tüm bilgiyi tam olarak yansıtır. Finansal piyasaların neden etkin olması gerektiğini anlamak için Etkin Piyasa Hipotezi'nin öncüllerine bakmak gerekir. Bu öncüller şunlardır (Reilly ve Brown, 1997: 209): (1) Sayıları çok olan ve birbiri ile kar maksimizasyonu için yarışan yatırımcılar menkul kıymetleri analiz eder ve değerlerler; (2) Piyasaya menkul kıymetlere ilişkin yeni bilgi tesadüfi olarak gelir ve duyuruların zamanlaması genellikle birbirinden bağımsızdır; (3) Birbiriyle yarışan yatırımcıların çabası hızlı bir şekilde yeni bilgiyi menkul kıymet fiyatına yansıtmaktır. Fiyat düzeltmesi mükemmel olmayabilse de, tarafsızdır. Bu öncüller, menkul kıymetlerin fiyat değişimlerinin bağımsız ve tesadüfi olması sonucunu doğurur.

Etkin bir piyasa için yeterli olacak şartlar şunlardır (Sears ve Trennepohl, 1993: 196): (1) Menkul kıymetlerin alım satımında işlem maliyeti yoktur; (2) Tüm piyasa oyuncularını elde edilebilir bilgilere maliyetsiz olarak erişebilirler; (3) Yatırımcıların bilginin her bir menkul kıymetin gelecekteki fiyat dağılımına etkileri konusundaki görüşleri aynıdır; (4) Bir menkul kıymetin piyasa fiyatı hiçbir yatırımcı tarafından kontrol edilemez. Bir piyasanın etkin olabilmesi için bu şartların her birine tamamiyle uyması gerekmez. Bu nedenle de bu şartlara gerekli şartlar değil, yeterli şartlar denmiştir.

¹ Dağıtımsal etkinlik ve işlemsel etkinlik kavramları için bakınız Sears ve Trennepohl, s. 195. Temel etkinlik (fundamental efficiency) kavramı da bir başka etkinlik kavramı olarak karşımıza çıkabilir. Ayrıntılı bilgi için bakınız Abrosimova. ve Linowski, s. 4-5.

III.Zayıf Formda Etkin Piyasa Hipotezi

Fama (1970: 385) etkin piyasa hipotezini üç alt hipoteze ayırmıştır: (1) zayıf formda etkin piyasa hipotezi, (2) yarı güçlü formda etkin piyasa hipotezi, ve (3) güçlü formda etkin piyasa hipotezi.

Zayıf formda etkin piyasa hipotezi, cari menkul kıymet fiyatlarının geçmişteki getirileri ve diğer menkul kıymet piyasası bilgilerini yansıttığını öne sürer. Bu nedenle, bir menkul kıymetin belirli bir döneme ait geçmiş fiyat serisini kullanarak gelecekteki fiyatını tahmin etmeye çalışmak, o menkul kıymeti satın al ve elde tut yolunun izlenmesiyle elde edilecek kardan daha yüksek kar getirmez. Bir başka deyişle teknik analiz normal üstü getiri yaratamaz (Ross vd., 1996: 338).

IV.Tesadüfi Yürüyüş (Random Walk) Modeli

Etkin sermaye piyasalarıyla ilgili çalışmalar başlangıçta tesadüfi yürüyüş (random walk) modeline dayanmaktaydı. Daha sonra iki model daha ortaya çıktı. Fama (1970: 384-387) tesadüfi yürüyüş modelinin yanı sıra bu iki modeli de tartışmıştır, adil oyun (fair game) modeli ve martingale ve submartingale modelleri. Bu modellerden tesadüfi yürüyüş modeli, adil oyun veya martingale modellerinden daha sınırlayıcıdır. Eğer tesadüfi yürüyüş modeli menkul kıymet fiyatlarını doğru olarak açıklayabilirse, piyasanın zayıf formda etkin olduğu söylenebilir, ancak piyasa zayıf formda etkinse onun tesadüfi yürüyüş modeline uyduğu söylenemez (Abrosimova ve Linowski, 2002: 27)

Teknik analiz, bir menkul kıymetin fiyatının geçmişteki davranışı onun gelecekteki davranışıyla ilgili güçlü bilgi sağlar tezini savunur. Fama (1965: 34-80) tesadüfi yürüyüş modelinin teorisini detaylı olarak tartışmış ve modelin ampirik doğruluğunu test etmiştir. Tesadüfi yürüyüş modelini ampirik olarak test eden çok sayıda çalışma vardır. Tesadüfi yürüyüş teorisine göre bir menkul kıymetin fiyat seviyesinin gelecekteki yolu, kümülatif tesadüfi numaralar serisinin yolu kadar ancak tahmin edilebilir (Fama, 1965: 34). İstatistiksel anlamda bu, art arda gelen fiyat değişimleri birbirinden bağımsız ve bir takım olasılık dağılımına uyar anlamına gelir. Buradan çıkarılacak sonuç, geçmiş, anlamlı herhangi bir şekilde geleceği tahmin için kullanılamaz olur.

Tesadüfi yürüyüş modeli, her bir menkul kıymetin beklenen getiri dağılımının yatırımcılar tarafından oluşturulduğunu söyler. Eşitlik (1) yukarıda karakteristiklerinden bahsedilen tesadüfi yürüyüş modelini anlatır:

$$f(r_{i,t+1} | r_{i,t}, r_{i,t-1}, \dots, r_{i,t-n}) = f(r_{i,t}) \quad (1)$$

Burada, $f(r_{i,t}) = t-n$ 'den t 'ye kadar i menkul kıymetinin getirilerinin olasılık dağılımıdır.

Eğer hisse senedi fiyatları tesadüfi yürüyüş izlerlerse, o zaman beklenen getiri zaman içinde aynı kalır, ve menkul kıymet fiyatlarının serisel korelasyon testleri sıfır korelasyon katsayısını verir.

V.Literatür Taraması

Zayıf formda piyasa etkinliğini test eden çalışmaların ilkleri günlük hisse senedi getirilerinin bağımsızlığını test ettiler, veya geçmiş fiyatlara dayanan alım satım kurallarının, örneğin filtre kuralı, normal üstü getiri sağlama yeteneğini analiz ettiler. En büyük menkul kıymet borsalarının zayıf formda etkinliğini inceleyen bu çalışmaların bazılarında zayıf formda etkinliği reddeden sonuçlar çıkmış ise de, çalışmaların pek çoğunda zayıf formda etkin piyasa hipotezi desteklenmiştir (Reilly ve Brown, 1997: 212). Cooper (1982: 528) Dünya menkul kıymet borsaları endekslerinin etkinliğini incelediği çalışmasında, İngiltere ve Amerika borsalarının tesadüfi yürüyüş sergiledikleri, ancak geriye kalan 48 borsada ise sonucun daha az açık olduğu sonucuna varmıştır. Genelde serisel korelasyon katsayıları İngiltere ve Amerika borsalarından daha yüksek ancak yine de küçüktür. 1990'lı yıllarda Latin Amerika'nın gelişmekte olan piyasalarına ve Asya piyasalarına ait çalışmaların sonuçları ise karışıktır (Gilmore, 2003: 43). Beechey vd. (2000: 5) yapılan ampirik çalışmaların hipotezi ne kadar desteklediğini ortaya koymayı amaçladıkları çalışmalarında, zayıf form piyasa etkinliği hipotezinin en azından yaklaşık olarak doğru olduğunu ifade ederler. Kısa ve uzun vadede, hisse senedi getirilerinin kısmi olarak tahmin edilebilir olduğunu, ancak tahmin edilebilirlik derecesinin getirilerin yüksek varyansına kıyasla genellikle küçük olduğunu belirtirler.

İMKB'nin zayıf formda etkinliğini inceleyen çalışmalar mevcuttur. Balaban (1995a: 12) tarafından alıntı yapılan Alparslan (1989) zayıf formda etkinlik hipotezinin reddedilemeyeceği sonucuna varmıştır. Balaban (1995a: 12) 1988-1994 dönemi günlük verilerini kullanarak tesadüfi yürüyüş modelini test ettiği çalışmasında, İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna varmıştır. Balaban (1995b: 13) İMKB'nin günlük ve haftalık verilerle etkin olmadığı, ancak aylık verilerle etkin olduğu sonucuna varmıştır. Kıyılar (1997: 135) 1988-1994 dönemi günlük kapanış fiyatları ve kar payı dağıtım bilgilerini kullanarak tesadüfi yürüyüşün ve zayıf formda etkinliğin reddi sonucuna varmıştır. Anormallığı inceleyen çalışmalar da mevcuttur. Balaban (1995b: 13) 1988-1994 verileri ile günlük ve aylık anormallikler tespit etmiştir. Gökçe ve Sarıoğlu (2001: 13) 1995-2003 dönemi İMKB 100 Endeksi getirilerinin işlem seansı etkisini inceledikleri çalışmalarında, işlem seansı etkisinin mevcut olduğu sonucuna varmışlardır.

VI.Araştırmanın Hipotezi

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın tesadüfi yürüyüş izleyip izlemediğinin testi aşağıdaki hipoteze dayanmaktadır.

$H_0 = \text{İstanbul Menkul Kıymetler Borsası tesadüfi yürüyüş izlemektedir.}$

$H_1 = \text{İstanbul Menkul Kıymetler Borsası tesadüfi yürüyüş izlememektedir.}$

Eğer bulgular alternatif hipotezi desteklemez ise, o zaman İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın tesadüfi yürüyüş izlemediği sonucuna varılacaktır.

VII.Veriler ve Araştırma Yöntemi

İMKB 100 Endeksi'nin 1.1.1996 ile 27.10.2004 arasındaki günlük kapanış fiyatları kullanılmaktadır. İMKB 100 Endeksi günlük kapanış fiyatlarına T.C. Merkez Bankası veri tabanından ulaşılmıştır. Bahsedilen dönem hem bütün olarak hem de birbiri ile çakışmayan üçer yıllık üç alt dönem olarak ele alınmıştır.

Tesadüfi yürüyüş modelini test eden çalışmalarda, yalın fiyatların kullanılmasının yanında logaritmik fiyatlar, logaritmik fiyat farkları veya logaritmik getiriler kullanılabilir (Kıyılar, 1997: 28). Fama (1965: 45-46) yalın fiyat değişiminin değil logaritmik fiyat değişiminin kullanılması gereğinin nedenlerini şöyle açıklar: (1) logaritmik fiyat değişimi hisse senedini o gün için elde tutmanın bileşik getirisidir; (2) logaritma almak bir hisse senedinin fiyat seviyesinin onun yalın fiyat değişimini üzerindeki etkisinin çoğunu ortadan kaldırır; (3) eğer fiyat değişimleri en fazla \pm %15 olursa, bunlar için logaritmik fiyattaki değişim ile yüzde fiyat değişimi birbirine çok yakındır.

Bu nedenlerle, tesadüfi yürüyüş olup olmadığı incelenen bir günlük fiyat serisi için, t +1 günündeki kapanış fiyatının doğal logaritmasından t günündeki kapanış fiyatının doğal logaritması çıkarılarak ilk sıra fark alınır. Kapanış fiyatlarının ilk sıra farkı şu şekilde yazılabilir:

$$y_{t+1} = \log_e p_{t+1} - \log_e p_t \quad (2)$$

Fama (1965: 70), hisse senedi fiyatlarında bir günlük fark aralığının yanında, dört, dokuz, ve onaltı günlük fark aralıklarını da kullanmıştır. Bu yolla, bir günden daha uzun fark aralıklarındaki fiyat değişimlerinden bağımlılığa ilişkin daha güçlü delil elde edilebilir. Jennergren ve Korsvold (1974: 177) üç, yedi, ve on günlük fiyat değişimlerini çalışmasına dahil etmişlerdir. Bu çalışmada ise beş, dokuz, ve onaltı günlük fiyat değişimi serileri oluşturulmuştur.

Etkin piyasa hipotezine göre, yeni bilgi piyasaya tesadüfi ve birbirinden bağımsız olarak gelir, ve menkul kıymet fiyatları hızlı bir şekilde yeni bilgiyi yansıtır. Bunlar, menkul kıymet fiyat değişimlerinin (getirilerinin) zaman içinde birbirinden bağımsız olduğunu ifade eder.

Tesadüfi yürüyüş modelinin bağımsızlık varsayımının testi için, serisel korelasyon testleri kullanılır. Bu testler, zaman içindeki fiyat değişimlerinin pozitif veya negatif korelasyonunun anlamlılığını ölçer. Eğer piyasa zayıf formda etkin ise, serisel korelasyon istatistiksel olarak anlamsız çıkmalıdır.

Serisel korelasyon testinde, doğal logaritması alınmış kapanış fiyatları değişimi serisinin istenen gecikme uzunluğuna (lag) kadar serisel korelasyon katsayıları hesaplanarak, bu katsayıların anlamlı derecede sıfırdan farklı olup olmadıkları test edilir.

Bir değişken için, örneğin y_t , gecikme uzunluğu t'ye ait serisel korelasyon katsayısı aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$r_t = \text{Kovaryans}(y_t, y_{t-1}) / \text{Varyans}(y_t) \quad (3)$$

Bir serisel korelasyon katsayısının sifıra eşitliği test edilebileceği gibi, verilen bir gecikme uzunluğuna kadar serisel korelasyonların bir set olarak sifıra eşitliği de test edilebilir. Bireysel serisel korelasyon testinde, her bir serisel korelasyon katsayısının standart hatası hesaplanıp, katsayının iki standart hatalık güven aralığını aşır aşmadığına bakılır. Eğer aşır ise serisel korelasyonun sifır olduğu hipotezi reddedilir. Bu çalışmada, serisel korelasyon katsayılarının standart hata hesaplanmasında Barlett'in yaklaşımı kullanılmaktadır. Ancak, normal dağılım sergilemeyen bir fiyat değişimi serisinde standart hatanın normal dağılım için uygun olan bir yöntemle hesaplanması, onun olduğundan düşük çıkmasına dolayısıyla serisel korelasyonun sifırdan farklılığının anlamlılığının olduğundan yüksek çıkmasına yol açar. Bu nedenle, Kakaniş (2004: 11)'in uyguladığı gibi, Chebyshev teoremine göre herhangi bir dağılım için bir serisel korelasyon katsayısının standart hatasının 4,5 katından daha büyük olması halinde %95'lik güven aralığına düştüğü göz önüne alınarak, bir serisel korelasyon katsayısının standart hatasının 4,5 katını aşır aşmadığına da bakılıp, aşması halinde sifıra eşitliğinin reddine karar verilir.

Bir set olarak serisel korelasyon katsayılarının sifıra eşitliği hipotezinin testi için Ljung-Box istatistiği hesaplanmakta, ve bu istatistiğin o sete ait ki-kare değerinden büyük (p değeri belirlenen anlamlılık düzeyinin altında) olması halinde hipotezin reddine karar verilmektedir.

Serisel korelasyonların anlamlı derecede sifırdan farklı olup olmadıklarına, önce çalışmanın kapsadığı dönem bir bütün olarak, daha sonra ise birbiri ile çakışmayan üçer yıllık üç alt dönem olarak bakılmıştır. Serisel korelasyon katsayılarının sifıra eşit olduğu hipotezi elli gecikme uzunluğuna kadar test edilmiştir.

Eğer serisel korelasyon katsayıları istatistiksel olarak anlamlı ve aynı zamanda pozitifse, o zaman $t - 1$ zamanındaki pozitif bir fiyat değişimi t zamanında da pozitif bir fiyat değişimini gerektirir; tersine eğer serisel korelasyon katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ancak negatif ise, $t - 1$ zamanındaki bir fiyat artışı t zamanında bir fiyat düşüşünü gerektirir.

Eğer pozitif veya negatif bir serisel korelasyon katsayısına ulaşırsa, bir işlem kuralı oluşturulup bir strateji izlenerek normal üstü getiri elde etmek mümkün olacaktır. Örneğin, pozitif serisel korelasyon durumunda hisse fiyatları yükselmeye başladığında hisse senedi alma stratejisi, negatif serisel korelasyonda da hisse fiyatları düşmeye başladığında hisse senedi satma stratejisi uygulanabilir. Ancak düşük seviyede serisel korelasyon bu stratejilerin uygulanmasını desteklemez (Sears ve Trennepohl, 1993: 211); çünkü, işlem maliyetleri bu düşük seviyedeki serisel korelasyondan kar elde etme imkanını ortadan kaldırır (Fama ve Blume, 1966: 238). Serisel korelasyon katsayısının anlamlı çıkması durumu, tesadüfi yürüyüş modelinin reddini gerektirir.

VIII.Bulgular

Tablo 1, fiyat değişimi serilerine ait ortalama ve standart sapma değerleri ile normallik testi sonuçlarını vermektedir. Serilerin hepsinde normalliğin reddi sonucu ortaya çıkmıştır.

Burada hepsine yer verilmemesine rağmen, İMKB 100 Endeksi kapanış fiyatlarından doğal logaritma sonrası elde edilen günlük fiyat değişimi serisinin serisel korelasyonları gecikme uzunluğu elliye kadar hesaplanmıştır. 1996-2004 döneminde gecikme uzunluğu beş, dokuz, onbeş, ve otuziki serisel korelasyonlar standart hatalarının iki katını aşmaktadırlar². 1996-1998 döneminde, gecikme uzunluğu dört, beş, ve onikide, 1999-2001 döneminde yalnızca gecikme uzunluğu onbeşte serisel korelasyonlar anlamlı düzeyde sıfırdan farklıdır. 2002-2004 döneminde ise gecikme uzunluğu elliye kadar hiçbir gecikme uzunluğunda serisel korelasyon sıfırdan farklı değildir.

Yine burada tümüne yer verilmeyen beş, dokuz, ve onaltı günlük fiyat değişimi serilerine ait serisel korelasyonlar incelendiğinde, 1 ile 8 arasında değişen gecikmeler için oldukça yüksek katsayılar gözlenmektedir. Takip eden gecikme uzunluklarında da sıfırdan anlamlı düzeyde farklı (standart hatalarının iki katını aşan) serisel korelasyon katsayıları birbirini izlemektedir.

Hiçbir dönemde, bir günlük fiyat değişimi serisinin serisel korelasyon katsayıları hiçbir gecikme uzunluğunda standart hatasının 4,5 katını aşmamaktadır. Ancak beş, dokuz ve onaltı günlük fiyat değişimi serilerinde tüm dönemler için en az ilk iki, en fazla ilk beş gecikme uzunluğundaki serisel korelasyon katsayıları standart hatalarının 4,5 katını aşmaktadırlar.

Dönemlere ait fiyat değişimlerinin bir, beş, on, yirmi, otuz, ve elli gecikme uzunluklarına ait serisel korelasyon katsayıları, standart hataları, Ljung-Box (LB) istatistikleri, ve bu istatistiklerin p (olasılık) değerleri Tablo 2, 3, 4, ve 5'te verilmektedir.

1996-2004 döneminde, Tablo 2, birinci gecikme için serisel korelasyon katsayıları, bir günlük fiyat değişimi serisi hariç, yüzde 81,6 ile 94,3 arasındadır. Ljung-Box istatistiklerine bakıldığında, bir günlük fiyat değişimi serisinde birinci gecikme hariç gecikme elliye kadar tüm serisel korelasyonlar anlamlı düzeyde sıfırdan farklı çıkmaktadır. Daha uzun günlük fiyat değişimleri serilerinde ise birinci gecikmeden itibaren elliinci gecikmeye kadar tüm serisel korelasyonlar sıfırdan farklıdır.

1996-1998 döneminde, Tablo 3, birinci gecikme için serisel korelasyon katsayıları, bir günlük fiyat değişimi serisi hariç tüm serilerde yüzde 82,5 ile 95,3

² Fama (1965: 70) zaman serisinin tesadüfiliğini, yalnızca serisel korelasyon katsayılarının belirli bir güven düzeyinde sıfırdan farklı olmasına bakarak değil, aynı zamanda katsayıların mutlak değerine ve standart hatanın büyüklüğüne bakarak yorumlamıştır. Bu açıdan bakıldığında, 1996-2004 dönemi için en büyük serisel korelasyon katsayısı yüzde 5'tir. Üçer yıllık alt dönemler için de serisel korelasyon katsayıları oldukça küçük olup, en büyüğü yüzde 12 ile 1996-1998 döneminde görülmektedir. Standart hataların oldukça küçük olduğu göz önüne alındığında, serisel korelasyon katsayılarının hesaplanan standart hatalarının iki katını aşması yatırımcı açısından önemsiz olarak görünmektedir.

arasındadır. Ljung-Box istatistiklerinin ortaya koyduğu sonuç 1996-2004 döneminde ortaya çıkan sonuçla aynıdır.

1999-2001 döneminde, Tablo 4, bir günlük fiyat değişimi serisi hariç tüm serilerde, birinci gecikme serisel korelasyon katsayıları yüzde 81,5 ile yüzde 94 arasında değişmektedir. Ljung-Box istatistiklerine bakıldığında, bir günlük fiyat değişimi serisi hariç tüm serilerde, gecikme birden elliye kadar tüm gecikmelere ait serisel korelasyon katsayıları sıfırdan farklıdır.

2002-2004 döneminde, Tablo 5, bir günlük fiyat değişimi serisi hariç tüm serilerde, birinci gecikme serisel korelasyon katsayıları yüzde 80,5 ile 92,6 arasında değişmektedir. Ljung-Box istatistikleri, bir günlük fiyat değişimi serisi hariç tüm serilerde, gecikme birden elliye kadar tüm gecikmelerin serisel korelasyonlarının anlamlı düzeyde sıfırdan farklı olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak, günlük fiyat değişimi serisinde 1999'dan itibaren serisel korelasyon gözlenmezken³, daha uzun günlük fiyat değişimi serilerinde güçlü serisel korelasyona rastlanmaktadır. Yalnızca günlük fiyat değişiminin serisel korelasyon testlerine bağlı kalırsa idi, İMKB'nin 1999'dan bu yana tesadüfi yürüyüş sergilediği şeklinde yanıltıcı bir sonuca varılabilirdi.

IX.Sonuç

Yapılan serisel korelasyon analizi sonucunda, İMKB 100 Endeksi'nin 1996-2004 dönemi için günlük fiyat değişimlerinde istatistiksel olarak önemli, ancak yatırımcı açısından önemli olmayan bir bağımlılık gözlenmiştir. 1996-2004 döneminin birbiri ile çakışmayan üçer yıllık alt dönemlere ayrılması yoluyla yapılan serisel korelasyon analizinde, özellikle 1999'dan sonraki dönemlerde serisel korelasyona rastlanmamaktadır. Ancak, daha güçlü delil aramak üzere uygulanan beş, dokuz, ve onaltı günlük fiyat değişimlerinde, dönemin bütününde ve üçer yıllık alt dönemlerde güçlü bağımlılık delillerine ulaşılmıştır. Yatırımcılar için bu sonuç, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın zayıf formda etkin olmadığı anlamına gelmez. Daha önce belirtildiği gibi bir borsada işlem gören hisse senetlerinin tesadüfi yürüyüş sergilemesi o borsanın zayıf formda etkin olması için yeterli, ancak gerekli bir şart değildir. Tesadüfi yürüyüş testinden çıkan sonuç, İMKB 100 kapanış fiyatlarındaki değişimleri tahmin eden bir yatırım stratejisinin kar getirebileceğidir⁴.

Bu çalışmada dikkate alınmayan ve bulguları etkilemesi mümkün olan iki faktör mevcuttur. Bunlardan ilki, fiyat değişimleri hesaplanırken kar paylarının dikkate alınmamasıdır. İkincisi, bireysel hisse senetleri kapanış fiyatları yerine endeks kapanış fiyatlarının kullanılmasıdır.

Yapılan serisel korelasyon analizi sonucunda, özellikle bir günden daha uzun günlük fiyat değişimlerinin birbirinden bağımsız olmadığının ortaya konulduğu bu çalışmadan sonra, veriye en iyi şekilde uyan bir model

³ Katsayılar standart hatalarının iki katını aşmıyor.

⁴ Bağımlılık düzeyi oldukça yüksek olduğu için işlem maliyetlerinden sonra bile yatırımcıya kazanç kalabilir.

oluşturularak modelin tahmin yeteneği ölçülebilirdi. Ancak bu daha sonraki çalışmalara bırakılmıştır.

KAYNAKÇA

- ABROSIMOVA, Natalja ve LINOWSKI, Dirk. (2002), "Testing Weak-Form Efficiency of the Russian Stock Market" EFA 2002 Berlin Toplantısında Sunulmuş Makale. <http://ssrn.com/abstract=302287> (27.10.2004)
- BALABAN, Ercan (1995a), "Informational Efficiency of the İstanbul Stock Exchange and Some Rationale for Public Regulation" The Central Bank of the Republic of Turkey. Discussion Paper, 9502.
- BALABAN, Ercan. (1995b), "Some Empirics of the Turkish Stock Market" The Central Bank of the Republic of Turkey. Discussion Paper, 9508.
- BEECHY, Meredith, GRUEN, David, ve James VICKERY (2000), "The Efficient Market Hypothesis: A Survey" Research Discussion Paper 2000-01. Reserve Bank of Australia.
- FAMA, Eugene F. (1965), "The Behavior of Stock Market Prices" Journal of Business, 38 (1), 34-105.
- FAMA, Eugene F. ve Blume, Marshall (1966), "Filter Rules and Stock-Market Trading" Journal of Business, 39 (1), 285-300.
- FAMA, Eugene F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work" Journal of Finance, 2, 383-417
- GILMORE, Claire G. (2003), "Random-Walk and Efficiency Tests of Central European Equity Markets" Managerial Finance, 29, 42-61.
- GÖKÇE, Alp G. ve SARIOĞLU, Serra E. (2004), "Trading Session Effect: The Evidence from İstanbul Stock Exchange" 11. Yıllık Çokuluslu Finans Topluluğu Konferansında sunulmuş makale. <http://mfs.rutgers.edu/conferences/11/mfcindex/files/MFC-165%20GokceSariouglu.pdf> (29.10.2004).
- JENNERGREN, Peter L. ve KORSVOLD, Paul E. (1974), "Price Formation in the Norwegian and Swedish Stock Markets-Some Random Walk Tests" Swedish Journal of Economics, 76 (2), 171-186.
- KAKANIS, Raivis (2004), "Do Stocks Follow the Random Walk in Latvian Stock Market?", 2004 Young Researchers Enlargement Konferansı'nda sunulmuş makale <http://www.yourec.org/downloads/yourec-conferencepaper09.pdf> (3.11.2004).
- KIYILAR, Murat (1997), Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi. Sermaye Piyasası Kurulu, 86, Ankara.
- REILLY, Frank K. ve BROWN, Keith C. (1997), Investment Analysis and Portfolio Management, (5. Ed.), Dryden Press.
- ROSS, Stephen A., WESTERFIELD, Randolph W., ve Jeffrey JAFFE (1996), Corporate Finance, (4. Ed.), Irwin.
- SEARS, Stephen R. ve TRENNEPOHL, Gary L. (1993), Investment Management, The Dryden Press.

Tablo 1. Ortalama ve Standart Sapma Değerleri ve Normallik Testleri

1 Günlük Fiyat Değişimi Serisi [D(1)]				
	1996-2004	1996-1998	1999-2001	2002-2004
Gözlem sayısı	2180	982	728	704
Ortalama	0.0018650	0.0025519	0.0022100	0.00067025
Standart sapma	0.0316750	0.0315890	0.0372610	0.02462400
Normallik testi [$\chi^2(2)$]	615,00**	187,57**	146,23**	182,97**
5 Günlük Fiyat Değişimi Serisi [D(5)]				
	1996-2004	1996-1998	1999-2001	2002-2004
Gözlem sayısı	2176	978	724	700
Ortalama	0.0092591	0.0126470	0.0107330	0.0030716
Standart sapma	0.0735050	0.0762440	0.0862780	0.0527800
Normallik testi [$\chi^2(2)$]	219,15**	64,01**	33,12**	58,79**
9 Günlük Fiyat Değişimi Serisi [D(9)]				
	1996-2004	1996-1998	1999-2001	2002-2004
Gözlem sayısı	2172	974	720	696
Ortalama	0.0165470	0.0221210	0.0196570	0.0969030
Standart sapma	0.0976300	0.0984710	0.1175700	0.0693860
Normallik testi [$\chi^2(2)$]	92,99**	19,74**	11,43**	8,97**
16 Günlük Fiyat Değişimi Serisi [D(16)]				
	1996-2004	1996-1998	1999-2001	2002-2004
Gözlem sayısı	2165	967	713	689
Ortalama	0.0290740	0.0376910	0.0356260	0.0117280
Standart sapma	0.1355500	0.1334500	0.1665300	0.0969030
Normallik testi [$\chi^2(2)$]	95,34**	25,43**	8,25**	11,12**

** Yüzde 1 anlamlılık düzeyinde normallik hipotezi reddedilir.

Tablo 2. 1996-2004 Dönemi Fiyat Değişimi Serileri Serisel Korelasyon Testleri

	Gecikme	r	Standart Hata	LB İst.	p
D(1)	1	,019	,021	,829	,363
	5	-,044	,021	11,174	,048
	10	,031	,022	25,481	,005
	20	-,036	,022	47,083	,001
	30	-,027	,022	55,007	,004
	50	-,024	,022	81,757	,003
D(5)	1	-,816	,021	1452,236	,000
	5	-,044	,036	1999,449	,000
	10	,044	,036	2004,813	,000
	20	-,073	,036	2041,154	,000
	30	-,101	,037	2118,438	,000
	50	-,004	,038	2258,518	,000
D(9)	1	-,901	,021	1767,312	,000
	5	-,093	,040	3193,378	,000
	10	,043	,043	3201,068	,000
	20	-,075	,043	3235,656	,000
	30	-,126	,043	3370,652	,000
	50	,012	,044	3594,798	,000
D(16)	1	-,943	,021	1928,947	,000
	5	-,238	,048	4522,002	,000
	10	,043	,049	4581,297	,000
	20	-,079	,049	4623,801	,000
	30	-,150	,050	4853,078	,000
	50	,031	,052	5184,480	,000

r : Serisel korelasyon katsayısı, LB: Ljung-Box istatistiği, p: Olasılık değeri.

Tablo 3. 1996-1998 Dönemi Fiyat Değişimi Serileri Serisel Korelasyon Testleri

	Gecikme	r	Standart Hata	LB İst.	p
D(1)	1	,042	,037	1,351	,245
	5	-,118	,037	19,665	,001
	10	,005	,038	26,302	,003
	20	-,054	,039	42,556	,002
	30	-,048	,039	51,223	,009
	50	-,019	,040	70,970	,027
D(5)	1	-,825	,037	506,935	,000
	5	-,171	,064	791,510	,000
	10	,029	,065	811,545	,000
	20	-,082	,066	825,490	,000
	30	-,161	,067	901,326	,000
	50	-,022	,071	1045,627	,000
D(9)	1	-,913	,037	617,892	,000
	5	-,233	,077	1288,516	,000
	10	,044	,079	1330,440	,000
	20	-,071	,079	1340,203	,000
	30	-,200	,081	1465,295	,000
	50	-,013	,086	1677,784	,000
D(16)	1	-,953	,037	666,681	,000
	5	-,365	,087	1785,873	,000
	10	,065	,091	1884,192	,000
	20	-,077	,092	1898,015	,000
	30	-,227	,095	2087,502	,000
	50	-,002	,100	2346,471	,000

r: Serisel korelasyon katsayısı, LB: Ljung-Box istatistiği, p: Olasılık değeri.

Tablo 4. 1999-2001 Dönemi Fiyat Değişimi Serileri Serisel Korelasyon Testleri

	Gecikme	r	Standart Hata	LB İst.	p
D(1)	1	,021	,037	,316	,574
	5	-,028	,037	2,719	,743
	10	,035	,038	12,270	,267
	20	-,037	,038	23,932	,245
	30	-,017	,038	28,224	,559
	50	-,038	,039	43,354	,735
	“				
D(5)	1	-,815	,037	483,089	,000
	5	-,025	,062	659,426	,000
	10	,054	,062	664,780	,000
	20	-,072	,063	682,687	,000
	30	-,079	,064	709,960	,000
	50	-,034	,064	734,096	,000
D(9)	1	-,899	,037	584,794	,000
	5	-,063	,073	1034,524	,000
	10	,048	,073	1037,057	,000
	20	-,081	,074	1055,502	,000
	30	-,097	,075	1104,127	,000
	50	-,027	,076	1135,167	,000
D(16)	1	-,940	,037	632,250	,000
	5	-,204	,083	1438,244	,000
	10	,039	,084	1447,313	,000
	20	-,096	,084	1470,160	,000
	30	-,108	,086	1547,567	,000
	50	-,018	,087	1582,804	,000

r: Serisel korelasyon katsayısı, LB: Ljung-Box istatistiği, p: Olasılık değeri.

Tablo 5. 2002-2004 Dönemi Fiyat Değişimi Serileri Serisel Korelasyon Testleri

	Gecikme	r	Standart Hata	LB İst.	p
D(1)	1	-,034	,038	,812	,367
	5	,042	,038	3,970	,554
	10	,070	,038	13,302	,207
	20	,006	,039	20,474	,429
	30	-,051	,039	31,648	,384
	50	-,003	,040	47,222	,586
D(5)	1	-,805	,038	455,392	,000
	5	,118	,062	590,319	,000
	10	,026	,063	629,037	,000
	20	-,095	,064	667,766	,000
	30	-,037	,066	710,183	,000
	50	,049	,066	728,685	,000
D(9)	1	-,885	,038	546,972	,000
	5	,091	,071	867,635	,000
	10	,010	,072	911,333	,000
	20	-,105	,073	957,660	,000
	30	-,034	,074	999,846	,000
	50	,084	,075	1033,614	,000
D(16)	1	-,926	,038	593,802	,000
	5	-,041	,080	1164,135	,000
	10	,005	,080	1185,710	,000
	20	-,101	,081	1236,265	,000
	30	-,025	,082	1269,136	,000
	50	,114	,083	1327,695	,000

r: Serisel korelasyon katsayısı, LB: Ljung-Box istatistiği, p: Olasılık değeri