

İMKB'NİN ETKİNLİK DÜZEYİNİN ZAMAN SERİSİ EKONOMETRİSİ İLE ANALİZİ

Yrd. Doç. Dr. Murat ATAN¹ Yrd. Doç. Dr. Zeynel Abidin ÖZDEMİR²
 Araş. Gör. Sibel DUMAN³ Dr. Murad KAYACAN⁴
 Araş. Gör. Dr. Derviş BOZTOSUN⁵

ÖZET

Hisse senedi getirilerinin piyasadaki mevcut tüm bilgiyi tamamen yansıttığı piyasalar “etkin” olarak nitelendirilmektedir. Birçok araştırmacı tarafından gerek yerli ve gerekse yabancı piyasalar için etkin piyasalar kuramı teorik ve uygulamalı olarak test edilmektedir. Etkin bir piyasada, bilgiye tüm yatırımcıların kolaylıkla ulaşabildiği varsayımı altında, piyasadaki mevcut bilgi kullanılarak normalin üstünde bir getiri elde etmek mümkün değildir. Zayıf formda etkin olan bir piyasada, geçmiş fiyat hareketlerinin tamamı mevcut fiyatlara yansımıştır ve piyasalarda geçmiş fiyat hareketleri kullanılarak normalin üstünde bir getiri elde edilemez.

Menkul kıymetler borsalarının etkinliğinin ölçülmesinde, hisse senetlerine ait fiyat ve getirilerinin davranışı temel (ana) gösterge olmuştur. Yurtdışında ve yurtiçinde hisse senedi piyasaları için yapılan çalışmaların önemli bir kısmı, piyasalardaki aykırılıklar inceleyerek piyasaların etkinliği hakkında bir karara varmaya çalışmışlardır. Etkin piyasa hipotezine ters düşen her deneye dayalı bulgu bir aykırılık olarak adlandırılmaktadır.

Bu çalışma kapsamında İMKB'nin etkinlik düzeyinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla 03 Ocak 2003 tarihinden başlamak koşuluyla 30 Aralık 2005 tarihleri arasında gerçekleşen 1 dakikalık fiyat bilgileri kullanılmıştır. Veriler, İMKB Bilgi İşlem ve Eğitim bölümünden sağlanmıştır. Çalışmanın uygulama aşamasında ilk olarak Ng ve Perron (2001) tarafından önerilmiş birim kök testi yapılmıştır. Daha sonra tek değişkenli zaman serisi modelleri sınıfında daha genel olarak tanımlanmış olan Lo'nun (1991) uyarlanmış R/S istatistiği ile Geweke ve Porter-Hudak'ın (1983) (GPH) yarı-parametrik tahmin edicisi kullanılmıştır. Uygulama sonucunda İMKB'nin zayıf etkin bir piyasa olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: 1 Dakikalık Fiyat, Etkin Piyasa Hipotezi, Zayıf Formda Etkinlik, Zaman Serisi Ekonometrisi, Birim Kök Testi, Kesirli Bütünleşme, Uyarlanmış R/S Testi, Geweke ve Porter-Hudak (GPH) Yarı-Parametrik Tahmin Edici.

¹ Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İncitaşı Sokak No: 4 Beşevler / ANKARA, Tel: (312) 212 68 53 / 1118 - E.mail : atan@gazi.edu.tr

² Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, İncitaşı Sokak No: 4 Beşevler / ANKARA, Tel: (312) 212 68 53 / 1531 - E.mail : zabidin@gazi.edu.tr

³ Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, İncitaşı Sokak No: 4 Beşevler / ANKARA, Tel: (312) 212 68 53 / 1124 - E.mail : sduman@gazi.edu.tr

⁴ İMKB, Eğitim ve Yayın Müdürü, Emirgan / İSTANBUL, Tel : (212) 298 24 25 - E.mail: murad.kayacan@imkb.gov.tr

⁵ Gazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Bölümü, Maltepe / ANKARA, Tel: (312) 212 68 53 - E.mail : boztosun@gazi.edu.tr

1. GİRİŞ

Son yıllarda ülkemizde de gelişimini hızla sürdürmekte olan menkul kıymetler borsası, tasarruflarını değerlendirmek isteyen yatırımcılar açısından ellerindeki birikimlerini yüksek kazanç getirebilecek bir şekilde değerlendirebilecekleri bir alternatifi oluştururken, menkul kıymetler borsasında işlem gören firmalar açısından da uzun vadeli fon sağlayabilecekleri bir kaynak oluşturmaktadır. İMKB, firmalar açısından bir kaynak oluşturma aracı olma özelliğini gün geçtikçe daha fazla güçlendirmektedir. Özellikle küreselleşme sürecinin hızlandığı günümüzde uluslararası sermaye hareketliliğinin yoğunluğu ve büyüklüğü dikkate alındığında bir piyasanın etkin olup olmaması tasarruflarını değerlendirmek isteyen yatırımcılar dışında teknik analiz yapanlar için de önemli bir bilgidir.

Küreselleşme sürecinde rekabetin ön planda olduğu piyasalarda herhangi bir malın ya da hizmetin fiyatı, piyasada bulunan halka açık verilere ve bilgilere dayanarak o malı alıp satanların aralarında gerçekleşen mutabakatı gösterir. Piyasaya yeni bir veri veya bilgi ulaştığında bu bilgi piyasa aktörleri tarafından analiz edilip değerlendirilir ve söz konusu mal için yeni bir piyasa fiyatı oluşur. Bu yeni piyasa denge fiyatı, piyasaya yorumlanacak yeni bir bilgi gelene kadar varlığını sürdürür. Menkul kıymetlerin yeni bilgiye anında, tam ve doğru olarak tepki verdiği, menkul kıymet fiyatlarının tesadüfi olarak değiştiği, piyasa kurallarının normalin üstünde bir kazanç elde etmeyi engellediği, profesyonel yatırımcıların bağımsız olarak veya gruplar halinde normalin üstünde bir kazanç elde etmesinin mümkün olmadığı piyasalar “*etkin piyasa*” olarak adlandırılırlar.

Çalışmanın izleyen bölümünde ilk önce etkin piyasa hipotezine değinilecektir. Daha sonra zayıf formda, yarı güçlü formda ve güçlü formda etkin piyasa hipotezlerine yer verilmektedir. Bunu tesadüfi yürüyüş modeli izlemektedir. İzleyen bölümde yazın taraması yer almaktadır. Son aşamada ise çalışmada kullanılan veriler ve araştırma yöntemleri anlatıldıktan sonra bulgular ve sonuç yer almaktadır.

2.ETKİN PİYASA HİPOTEZİ

Etkin piyasa hipotezi menkul kıymetlerin fiyat değişimlerinde menkul kıymet ile ilgili tüm bilgilerin etkisini incelemektedir. Herhangi bir bilgi borsadaki bütün yatırımcılara aynı zamanda ulaşıyor ise ve tüm firmalar hakkındaki bilgiler piyasadaki bütün aktörler tarafından temin edilebiliyorsa söz konusu piyasa *etkin*dir. Sonuçta bir piyasa etkin ise bilgi her yatırımcıya (aktöre) aynı anda ulaştığı ve fiyatlara aynı anda yansıdığı için hiçbir yatırımcı borsadan sürekli olarak normalin üstünde bir kazanç sağlayamaz.

Etkin piyasa hipotezinin geçerliliği birçok varsayıma bağlıdır ve bu varsayımlar pazarın işleyişi ve yatırımcının davranışları ile ilgilidir. Söz konusu varsayımlar şu şekilde tanımlanmıştır (Taner ve Kayalıdere, 2002: 2) :

- a) Yatırımcının temel amacı, nihai zenginliğin faydasını en çoklamaktır.
- b) Yatırımcı, risk ve getiri temeline dayalı seçimler yapar.
- c) Yatırımcıların risk ve getiri beklentileri homojendir.
- d) Yatırımcılar, birbirlerinin aynı zaman ufkuna sahiptir.
- e) Bilgi serbestçe elde edilebilir.

Finansal varlıkların fiyatlarının bütün bilgileri yansıtması çok iyimser ve uç bir durumdur. Bu nedenle, finansal piyasaların etkinliği konusunda üç ayrı kavram söz konusudur: Dağıtımsal etkinlik, işlemsel etkinlik ve bilgisel etkinlik (Balaban, 1995: 3). Piyasaya gelen yeni bir bilgi menkul kıymetin fiyatına anında ve tam doğru olarak yansır, dolayısıyla menkul kıymetin piyasa fiyatı elde edilen tüm bilgiyi içerir ve yansıtır (Fama, 1970 : 383). Bilgisel anlamda az etkin bir piyasada, finansal varlıkların fiyatları manipüleyle açıktır, piyasa serbestlikten uzaklaşır ve kamu otoritesinin piyasaya müdahalesine ihtiyaç duyar. Haksız kazançlar elde edilmesine zemin hazırlanır ve sermaye birikimine ve ekonomik büyümeye olumsuz etkide bulunur.(Özçam, 1997: 1)

Piyasa etkinliği üzerine en temel çalışmalardan biri olan Fama 1970 çalışmasında piyasa etkinliği açısından üç farklı etkinlik kavramından söz edilmiştir. Bunlar zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik olarak tanımlanmıştır (Fama, 1970: 385).

2.1. ZAYIF FORMDA ETKİNLİK

Zayıf formda etkinlik bir finansal varlığın geçmişine ait tüm bilgilerin finansal varlığın fiyatına yansımış olduğu haldir (Sarıkamış, 2000:144). Bu suretle bir finansal varlığın geçmişine ait fiyat hareketlerini inceleyerek finansal varlığın gelecekteki fiyatını belirlemek mümkün değildir. Piyasa oluşan fiyatlar, geçmişteki fiyatların oluşmasına neden olan bilgileri yansıtır. Finansal varlıkların alım ve satım kararları geçmişte oluşan fiyatlarına göre belirlenir.

Zayıf formda etkinlikte geçmiş fiyat ve işlem hacmi gibi seriler kullanılarak normalin üstünde getiriler elde edilemeyeceğini ve finansal varlıkların mevcut fiyatlarının içinde zaten bu bilgilerin olduğunu ifade etmektedir (Balaban, Candemir ve Kunter, 1995: 225).

Zayıf formda etkin piyasa hipotezinin varlığı altında bir finansal varlığın belirli bir döneme ait geçmiş fiyat bilgisi kullanarak gelecekteki fiyatın tahmin edilmesine çalışmak, o finansal varlığa ait teknik analiz yolunun izlenmesiyle elde edilebilecek getiriden daha yüksek getiri sağlamaz. Yani teknik analiz normal üstü getiri yaratamaz (Ross vd., 1996: 338).

2.2. YARI GÜÇLÜ FORMDA ETKİNLİK

Yarı güçlü formda etkin piyasalar, finansal varlık ile ilgili olarak sadece geçmişteki bilgiler değil, aynı zamanda kamuya verilmiş mevcut tüm bilgilerin finansal varlıkların fiyatlarına yansıdığı piyasalardır. (Yörük, 2000 :

8). Mevcut finansal varlık fiyatları, kamuya açık tüm bilgileri yansıtmaktadır. Yarı güçlü formda piyasa etkinliği zayıf formda piyasa etkinliğini de kapsamaktadır. Çünkü yarı güçlü formda piyasa etkinliğinde fiyata yansıdığı varsayılan bilgi kümesi sadece geçmiş fiyat hareketlerini değil halka açık her türlü veriyi de yansıtmaktadır.

Yarı güçlü formda etkin pazar hipotezi finansal varlığın fiyatlarının her yeni bilgi girişine hızlı bir şekilde uyum sağladığını öngörmektedir. Çünkü piyasada oluşan tüm bilgi kamuya açıktır. Kamuya açık bilgi, aynı zamanda genel, ekonomik ve politik haberleri de içermektedir (Reilly, 1989 : 215). Bu nedenlerle yarı güçlü formda etkin piyasada, ancak kamuya açıklanmış bilginin firma içinden kamuya açıklanmadan önce öğrenilmesi ve kullanılması sonucunda piyasa getirisinin üzerinde bir getiri sağlanabilir. Temel ve teknik analiz yöntemleri yardımıyla normalin üzerinde bir getiri elde edilemez (Bildik, 2000 : 7).

2.3. GÜÇLÜ FORMDA ETKİNLİK

Güçlü formda etkin piyasalarda, sadece kamuya açık bilginin değil firma içi bilgilerinde finansal varlık fiyatlarına yansımış olduğu durumdur. Bu nedenle hiçbir yatırımcı normalin üstünde bir getiri elde etmesi sağlayacak özel bir bilgiye sahip değildir. Bilgiler bütün yatırımcılar için aynı anda ve kolaylıkla elde edilebilir özelliğe sahiptir. Güçlü formda piyasa etkinliği aynı zamanda yarı güçlü formda piyasa etkinliğini de kapsamaktadır.

Güçlü formda etkin piyasa hipotezi finansal varlık fiyatlarına, kamuya açıklanan, açıklanmayan ve özel tüm bilgilerin yansıdığını ileri sürer. Söz konusu özel bilgiler, bazı kişilerin tüm yatırımcılardan önce edindikleri bilgilerdir. Güçlü formda etkin bir piyasada, özel bilgiler dahil tüm bilgiler finansal varlığın fiyatına yansıdığı için, bu bilgiler kullanılarak normalin üstünde bir getiri sağlanamaz (Bildik, 2000 : 7).

3. TESADÜFÎ YÜRÜYÜŞ MODELİ

Tesadüfî yürüyüş hipotezi finansal varlığın fiyatının gerçek değerinden kısa dönemli sapmaların tesadüfî olduğunu ifade eder. Bu sebeple kısa dönemde rassal yürüyüş özelliği gösteren finansal varlık fiyatının, uzun dönemde yukarı ya da aşağıya doğru hareket edeceğine inanmak olasıdır. Bir başka deyişle rassal yürüyüş hipotezi, uzun dönemli eğilim ve fiyat düzeylerinin belirlenmesi hakkında herhangi bir bilgi içermez (Çevik ve Yalçın, 2003 : 22).

Teknik analiz, bir finansal varlığın fiyatının geçmişteki davranışı finansal varlığın fiyatının gelecekteki davranışıyla ilgili güçlü bilgi sağlar tezini savunur. Tesadüfî 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 modeline göre bir finansal varlığın fiyat seviyesinin gelecekteki yolu, birikmiş tesadüfi rakamlar serisinin yolu kadar ancak tahmin edilebilir (Fama, 1965: 34). Buradan çıkarılacak sonuç, geçmişin anlamlı herhangi bir şekilde geleceği tahmin için kullanılamaz olduğudur.

4. YAZIN TARAMASI

Çalışmanın bu bölümünde konu ile ilgili olan yabancı ve yerli yazın özeti inlenecektir.

Roberts'in (1959) çalışması sonucunda finansal varlık fiyatlarının değişmesine neden olan yeni bir bilginin rassal olduğu ve bu nedenle finansal varlığın fiyat düzeyindeki değişmelerin rassal yürüyüşe uyduğu söylemiştir.

Fama (1965) çalışması sonucunda ABD'deki finansal varlıkların gerçekleşen fiyat değişmelerinin birbirlerinden bağımsız olduğu sonucuna ulaşmıştır. Fama, 30 finansal varlığa ait fiyatlarda otokorelasyon testleri yapmış finansal varlık getirileri arasında pozitif korelasyon ilişkisi bulmuştur. Ayrıca Finansal varlıkların fiyatlarının rassal yürüyüş hipotezini desteklediği sonucuna ulaşmıştır.

Shiller (1984) çalışmasında finansal varlıklar portföylerinin getirilerinde negatif otokorelasyon gözlemlemiştir.

French ve Roll (1986) çalışmasında finansal varlıkların günlük getirilerindeki otokorelasyonunun, test edilen finansal varlığı piyasaya süren firmaların büyüklüklerine göre pozitif ya da negatif değerler alabileceğini bulmuştur.

Fama, ve French'in (1988) çalışmasında finansal varlıkların aylık fiyat değerlerini kullanarak yaptıkları testler sonucunda genelde hisse senedi getirilerinin tahmin edilebilir bileşeni olduğu sonucunu bulmuşlardır. Hisse senedi portföylerinin getirilerinde negatif otokorelasyon gözlemlemiştir.

Lo ve MacKinlay (1988), Conrad ve Kaul (1988) çalışmalarında haftalık portföy getirileri arasında pozitif korelasyon ilişkisi elde etmişlerdir.

Poterba, J.M. Summers, L. (1988) onyedii ülkeyi kapsayan çalışmalarında borsada rassal yürüyüşün reddedilemeyeceği ve hisse senedi getirilerinde negatif otokorelasyon olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Staleton ve Subrahmanyam (1988) çalışmalarında piyasada rassal yürüyüşe sebep olan piyasa koşulları ve rasyonelliği incelemiştir.

Durlauf (1989) çalışmasında, rassal yürüyüş hipotezinin testinde frekans analizine dayalı olan spektral analiz yöntemini kullanmıştır. Çalışmanın sonucunda rassal yürüyüş hipotezinin karşıtı sonuçlar bulunmuştur.

McQueen ve Thorley (1991) finansal varlıklar için yıllık düşük reel getirileri izleyen dönemde yüksek getiriler tarafından takip edildiğini sonucuna ulaşmışlardır.

Timmermann A., (1992) 1914 -1990 yılları arasını inceleyen çalışmalarında Danimarka hisse senedi piyasasında işlem gören finansal varlıkların uzun dönem fiyat hareketlerinde birim kökün varlığını belirleyen sonuçlara ulaşmışlardır.

Campbell ve Shiller (1998), oniki ayrı ülkeye ait rasyoları kullanarak, temettü verimleri ve fiyat-kazanç oranlarının endeks getirileri ile ilişkisini göstermiştir. Öte yandan, Shen (2000) menkul kıymet getirilerinin şirketlerin karlılığındaki artış ile ilişkili olmadığını, fakat fiyat-kazanç oranı ile ilişkili olabileceğini bulmuştur.

Jeon, Chiang T., (1991) çalışmalarında New York, Tokyo, Londra ve Frankfurt Borsalarındaki finansal varlıkların fiyat hareketlerine birim kök testi uygulamışlar ve birim kökün varlığını destekleyen sonuçlara ulaşmışlardır.

Cham, Gup ve Pan (1992) çalışmasında Hong Kong, Güney Kore, Singapur, Tayvan, Japonya ve ABD’de finansal varlık fiyatlarına uygulanan birim kök ve eşbütünleşme testleri sonucunda, bu piyasaların zayıf formda etkinlik gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır.

McQueen (1992) çalışmasında, ABD’de 1871 - 1987 yılları arasında finansal varlık getirilerinde rassal yürüyüş hipotezi reddedilememiştir.

Frenberg ve Hansson (1993) çalışmasında İsveç borsasında 1919 - 1990 yılları arasında aylık fiyat verilerine uyguladıkları korelasyon testleri sonucunda, fiyatların rassal yürüyüş özelliği göstermediği sonuçlarına ulaşmışlardır.

Chang, Lima ve Tabak (2003) çalışmalarında Asya hisse senedi endekslerinin rassal yürüyüş göstermediğini, Şili dışında Latin Amerika hisse senedi endekslerinin ise rassal yürüyüş özelliği gösterdiğini söylemişlerdir.

Türkiye’de İMKB üzerinde de amprik çalışmalar yapılmıştır. İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında yapılan etkinlik testleri genellikle zayıf formda ve yarı güçlü formda etkinliğin test edilmesine yöneliktir.

Bekçioğlu ve Ada (1985) çalışmasında otokorelasyon analizi ve run testi kullanılmış ve İMKB’de rassal yürüyüş hipotezi reddedilmiştir. Ayrıca İMKB’de hisse senedi fiyatları değişmelerinin zamana göre bağımsız olarak değişmediği sonucuna ulaşılmıştır.

Cankurtaran (1989) çalışmasında İMKB’de işlem gören on dokuz hisse senedinin 1986.04 - 1988.06 verileri kullanılarak zayıf formda ve yarı güçlü formda etkinliği test edilmiştir. Zayıf formda etkinliğin test edilmesinde sadece seri korelasyon testleri uygulanmış ve geçmiş fiyat değişimlerinin gelecekteki fiyat değişimlerini açıklamadığı görülmüştür.

Başcı (1989) çalışmasında ARMA tahmin modellerinin gözlenen dönem için başarısız kaldığı bu nedenle piyasadaki zayıf formda etkinliğin reddedilemediği görülmüştür.

Öncel (1993) çalışmasında, İMKB’de işlem gören kırk üç tane hisse senedinin 1988.01 – 1993.02 dönemlerine ait günlük kapanış fiyatları filtre testi yapılmıştır. Bunun sonucunda İMKB’nin henüz zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Köse (1993) çalışmasında ise 1990 - 1991 dönemleri içinde günlük hisse senedi kapanış fiyatlarından oluşan veriler kullanılarak İMKB’de işlem gören kırk beş firma için filtre testi yapılmıştır. Bunun sonucunda etkin piyasa hipotezinin zayıf formda etkinliğinin geçerli olmadığı bulgusuna varılmıştır.

Muradoğlu ve Oktay (1993) çalışmasında, İMKB’nin zayıf formda etkinlik ve takvim anomalileri sınanmıştır. İMKB’nin zayıf etkin piyasa olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Muradoğlu ve Ünal (1994) çalışmasında 1988.01 – 1991.12 dönemleri içerisinde İMKB hisselerinin getiri serilerine ait dağılım fonksiyonlarının özelliklerini incelemişler ve getiri hareketlerinin rastsal yürüyüş modelinden ayrıldıklarını ve İMKB’nin zayıf formda etkin olmadığı sonucunu ulaşımlardır.

Metin, Muradoğlu ve Yazıcı (1997) çalışmalarında ile 04.01.1988 - 27.12.1996 dönemleri arasında günlük kapanış fiyatları ile İMKB’nin zayıf formda etkinliği, rassal yürüyüş hipotezi ve haftanın günleri etkisi kullanılarak test edilmiştir. Çalışma sonucunda tüm dönemler için rassal yürüyüş hipotezi reddedilmiş dolayısıyla zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı görülmüştür.

Balaban (1995) çalışmasında Ocak 1988 - Ağustos 1994 dönemlerinde bileşik endeks kullanılarak İMKB’nin zayıf formda ve yarı güçlü formda etkinliği ile rassal yürüyüş hipotezi test edilmiştir. Çalışmanın sonucunda İMKB’de bileşik endeksin zayıf formda ve yarı güçlü formda etkin olmadığını sonucuna ulaşılmıştır.

Kılıç (1997) çalışmasında İMKB’de işlem gören hisse senetlerinin fiyat serilerine birim kök testi uygulanarak rassal yürüyüş hipotezi test edilmiştir. Çalışma sonucunda İMKB zayıf formda etkin bulunmuştur.

Özün (1999) çalışmasında 1987 - 1998 dönemleri içinde İMKB 100 endeksi günlük verileri kullanılarak İMKB 100’ün zayıf formda etkinliği incelenmiştir. Çalışmanın sonucunda 1987 ve 1998 yılları arasında 1995 ve 1996 yılları hariç, İMKB’nin zayıf formda etkin olduğu gözlemlenmiştir.

Yolsal (1999) çalışmasında İMKB 100 endeksi için rassal yürüyüş hipotezi red edilememiştir. Ayrıca İMKB100 için stokastik trendin yanı sıra deterministik trendin de söz konusu olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Bakırtaş ve Karpuz (2000) çalışmasında İMKB endeksinin değerine etki edebilecek faktörleri ekonometrik olarak incelemiş ve İMKB’nin zayıf formda etkin olduğu sonucuna ulaşımlardır.

Zengin ve Kurt (2004) çalışmasında 1987.01 – 2002.09 dönemleri arasında makro ekonomik değişkenler ile İMKB 100 endeksi arasındaki ilişkilerden yararlanarak İMKB’nin zayıf ve yarı güçlü formda etkinliğinin sınaması yapılmıştır. Çalışmada birim kök testleri kullanılmıştır. İMKB’nin

zayıf formda etkin olduğu, yarı güçlü formda ise etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

5. YÖNTEM

Çalışmanın uygulama aşamasında ilk olarak Ng ve Perron (2001) tarafından önerilmiş birim kök testi tanıtılacaktır. Daha sonra tek değişkenli zaman serisi modelleri sınıfında daha genel olarak tanımlanmış olan Lo'nun (1991) uyarlanmış R/S istatistiği ile Geweke ve Porter-Hudak'ın (1983) (GPH) yarı-parametrik tahmin edicisi kullanılmıştır.

5.1. BİRİM KÖK TESTİ

Bu çalışmada Ng ve Perron (2001) tarafından geliştirilen geniş bir kullanım alanı ve güçlü özelliklere sahip iki farklı doğrusal birim kök testleri kullanılmıştır. Birincisi ADF' den uyarlanan ADF^{GEEK} test yöntemidir. Ng ve Perron (2001), Elliott ve diğerleri'nin (1996) çalışmalarını takip ederek eşitlik (1) de β_0 parametresinin EKK tahmini yerine GEKK (GLS) tahmin edicisini kullanarak seriyi trenden arındıran yerelden birim'e (local to unity) kullanmışlardır. Burada $t = 1, \dots, T$ ve $\bar{\rho} = (1 + (\bar{c}/T))$ olmak üzere $\{y_t^{\bar{\rho}}\}_{t=0}^T$ serisi $(y_0^{\bar{\rho}}, y_t^{\bar{\rho}}) = (y_0, (1 - \bar{\rho}L)y_t)$ olarak tanımlansın. Aynı zamanda $\{z_t^{\bar{\rho}}\}_{t=0}^T$ serisi $(z_0^{\bar{\rho}}, z_t^{\bar{\rho}}) = (1, (1 - \bar{\rho}L))$ olarak tanımlansın. y_t için GEKK ile trendden arındırılmış serisi $\tilde{y}_t = y_t - \hat{\omega}$ verilsin. Burada $\hat{\omega} = \arg \min_{\omega} \sum_{t=0}^T (y_t^{\bar{\rho}} - \omega z_t^{\bar{\rho}})^2$ şeklinde tanımlanmıştır. Ng ve Perron (2001), Elliott ve diğerleri (1996) çalışmasında önerildiği gibi $\bar{c} = -7.0$ olarak alınmıştır. ADF^{GEEK} testi trendden arındırılmış veri için eşitlik (1) de tanımlanan regresyon modeli temeline dayanmaktadır:

$$\Delta \tilde{y}_t = \phi_0 \tilde{y}_t + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{it} \quad (1)$$

Burada Eşitlik (4)' deki gecikme uzunluğu Ng ve Perron (2001) de yer alan uyarlanmış Akaike bilgi kriteri (Modified Akaike Information Criteria) kullanılarak seçilmiştir.

Ng ve Perron (2001) tarafından önerilen bu iki birim kök testinden ikincisi ise $\overline{MZ}_{\alpha}^{GEEK}$ olarak adlandırılan uyarlanmış Z_{α} testidir. Bu test, Z_{α} testinin çeşitli şekillerde uyarlanmış biçimidir. ADF^{GEEK} testte olduğu gibi, GEEK tahmin edicisi ile trenden arındırılarak artırılan gücün avantajı ile Eşitlik (2)' deki deterministik bileşen α_0 GEEK kullanılarak tahmin edilmiştir. Ng ve

Perron (2001), Stock (1990) tarafından önerilen M-test grubuna dayalı Z_α testinin uyarlanmış bir şeklini kullanmaktadır:

$$\overline{MZ}_\alpha^{\text{GEEK}} = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - \hat{\lambda}_{AR}) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1}. \quad (2)$$

Bu eşitlikte $\hat{\phi}(1) = \sum_{i=1}^k \hat{\phi}_i$, $\hat{\sigma}_k^2 = (T-k)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{tk}^2$ ve $\hat{e}_{tk} = \tilde{y}_t - \hat{\phi}_0 \tilde{y}_{t-1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_j \Delta \tilde{y}_{t-j}$ olmak üzere $\hat{\lambda}_{AR} = \hat{\sigma}_k^2 / (1 - \hat{\phi}(1))^2$ bir otoregressif spektral yoğunluk tahmin edicisidir. Bu eşitliklerdeki $\hat{\phi}_0$ ve $\hat{\phi}_j$ Eşitlik(4)'ün EKK tahmini yoluyla elde edilmiştir. Eşitlik(5)' de tanımlanan gecikme uzunluğu (k) uyarlanmış Akaike bilgi kriteri kullanılarak seçilmiştir. Ng ve Perron (2001), ADF^{GEEK} ve $\overline{MZ}_\alpha^{\text{GEEK}}$ testlerinin bilinen birim kök testlerinden anlamlı olarak daha iyi ve güçlü özelliklere sahip olduğunu ispatlamışlardır. Bu testler için kritik değerler Ng ve Perron (2001)'de Tablo 1' de verilmiştir.

5.2. KESİRLİ BÜTÜNLEŞME

Hurst (1951) zaman serilerindeki güçlü bağımlılığı ortaya çıkarmak için “yeniden ölçeklendirme aralığı” (R/S) istatistiği geliştirmiştir. Bu istatistik Manderbold (1972) tarafından yaygınlaştırılmıştır. Mandelbrot (1972)' un kesirli süreç çalışmasından sonra, Granger ve Joyeux (1980), Hosking (1981), Sowell (1990) ve diğerleri kesirli bütünleşik süreçleri araştırmaya başlamıştır. Bu süreçler, zaman içinde birbirine uzak gözlemler arasındaki anlamlı bağımlılığı açıklama yeteneğine bağlı olarak uzun hafızaya aittir. McLeod and Hipel'e (1978) göre otokovaryansı γ_j olan kesikli kovaryans durağan zaman serisi süreci y_t , eğer

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{j=-T}^T |\gamma_j| \quad (3)$$

sonsuz ise, uzun hafızadır.

Lo (1991) kısa-aralık bağımlılığın (short-range dependence) uzun dönemdeki bağımlılığın varlığı hakkında çıkarımlar sağlayabildiğini göstermiştir. Lo (1991) kısa dönem bağımlılığın genel yapıları için klasik R/S istatistikleri hesaplamalarını yapmıştır. Uyarlanmış R/S istatistiği, “uzun-dönem varyansın tutarlı tahmin edicisi ile elde edilen bilinen varyans tahmininin yerini almıştır. Cavaliere (2001) yeni bir genelleştirilmiş R/S istatistiği önermiştir. Robinson (1994) zaman serilerinde birim kök ve diğer testler için daha genel bir

test önermektedir. Ototegresif alternatiflerde içerilmiş olan birim kök testlerinden farklı olarak Robinson'un LM testi kesirli bütünleşik modeller içinde yuvalanmıştır. Lee ve Schmidt (1996), Kwiatowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından önerilen KPSS testini durağan yokluk hipotezine karşılık kesirli bütünleşik alternatif hipotezine karşı test etmek için önermişlerdir.

Dolado, Gonzalo ve Mayoral (2002) " $I(d_0)$ " yokluk hipotezine karşı $I(d_1)$, ($d_1 < d_0$) alternatif hipotezine karşı test etmek için Kesirli Dickey-Fuller testini (FDF) önermişlerdir. Bu çalışmada, Lo'nun uyarlanmış R/S istatistiği ve GPH yarı parametrik tahmin edicisi kullanılarak IMKB'nin zayıf etkin bir piyasa olup olmadığı hipotezi test edilmiştir. Dolayısıyla bu bölümde bu test istatistiği ile ilgili kısaca bilgi verilecektir.

5.3. LO'NUN UYARLANMIŞ R/S İSTATİSTİĞİ

Uzun hafıza için uyarlanmış R/S testi, kısa-hafıza yokluk hipotezine karşı uzun-hafıza alternatif hipotezini göz önüne almaktadır. Burada $\bar{y} \{y_1, y_2, \dots, y_T\}$ zaman serisinin örnek ortalaması olsun. Uyarlanmış R/S istatistiği $Q_{n,q}$, serinin kendi ortalamasından çıkarılması ile kümülatif toplamının aralığı ile belirlenmiştir ve kendi standart sapmasının tutarlı bir tahmini yardımıyla yeniden ölçeklendirilmiştir:

$$Q_{n,q} = S_q^{-1} \left\{ \max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}_n) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}_n) \right\} \quad (4)$$

Burada S_q^2 değişen varyanslı ve otokorelasyonlu tutarlı varyans tahmin edicisidir (Andrews, 1991). S_q^2 'de görüldüğü üzere S_q^2 fonksiyonu $\tau_j(q) = 1 - |j/z_T|$ ağırlık fonksiyonu ile ağırlıklandırılmış ve q gecikme uzunluğu $q = \text{Int}[z_T]$, $z_T = (3T/2)^{1/3} \{2\rho/(1-\rho^2)\}^{2/3}$, şeklinde tanımlanmış olup,

$$S_q^2 = \left\{ \sum_{i=1}^T (y_i - \bar{y})^2 / T + 2 \sum_{j=1}^q \tau_j(q) \left(\sum_{i=j+1}^T (y_i - \bar{y})(y_{i-j} - \bar{y}) \right) / T \right\} \quad (5)$$

olarak tanımlanmıştır.

Burada $\text{Int}[z_T] z_T^{-1}$ nin tamsayı kısmı ve ρ ise serinin birinci dereceden otokorelasyonunu göstermektedir.

Uyarlanmış R/S istatistiği, aralık ölçümünün normalleştirilmesinde klasik R/S den farklıdır. Eşitlik (4)'deki payda hem örnek varyansı ($q = 0$) (klasik R/S analizinde göz önüne alındığı gibi) hem de $q > 0$ için örnek otokovaryansın ağırlık toplamı yardımıyla ölçülmektedir. Böyle bir düzeltme kısa dönem bağımlılığı ve değişen varyansı dikkate alarak R/S analizinin yetkinliğini (robustness) sağlamaktadır. $Q_{n,q}$ istatistiğinin sınırlı dağılımı, örnek çapının karekökü ile standartlaştırılan uzun hafıza yoktur olarak tanımlanan yokluk hipotezi kurulabilir. Lo (1991) R/S testleri için kritik değerler önermektedir.

5.4. GEWEKE VE PORTER-HUDAK (GPH) YARI-PARAMETRİK TAHMİN EDİCİSİ

Geweke ve Porter-Hudak (1983) d kesirli bütünleşme parametresinin bir tahmini için bir yarı-parametrik tahmin edici önermiştir. Bu yarı-parametrik tahmin edici (5) numaralı regresyon ile elde edilir.

$$Y_j = \alpha - dZ_j + \varepsilon_j, \quad j = 1, 2, 3, \dots, m \quad (6)$$

(6) numaralı eşitlikte $Y_j = \log I(\lambda_j)$, $Z_j = \log(4 \sin^2(\frac{1}{2}\lambda_j))$ ve $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \pi^2/6)$ dir. d bütünleşme derecesi, Y_j 'nin Z_j ($j=1, 2, \dots, m$) üzerine regresyonu ile elde edilir. m ordinat sayısı olup $T \rightarrow \infty$ iken $m/T \rightarrow 0$ sağlamak üzere T 'nin bir fonksiyonudur. (6) numaralı doğrusal regresyon modelinde, $I(\lambda_j)$ periodogram olup ve $I(\lambda_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T Y_t e^{it\lambda_j} \right|^2$ biçiminde tanımlanır. $I(\lambda_j)$ 'de $\lambda_j = \frac{2\pi j}{T}$ olup $j = 1, \dots, m$ dir. Geweke ve Porter-Hudak (1983), $d \in (-0.5, 0)$ olduğunda $T \rightarrow \infty$ iken $(\log T)^2 / m \rightarrow 0$ ise m gibi bir dizinin olduğunu tartışmıştır.

$$\hat{d} \sim N \left(d, \pi^2 / (6 \sum_{j=1}^m (Z_j - \bar{Z})^2) \right), \quad T \rightarrow \infty \text{ iken}$$

GPH yarı-parametrik tahmin edicisi için m parametresinin seçimi önemlidir. Geweke ve Porter-Hudak (1983) d parametresinin durağan bölgesi için GPH tahmini için $m = T^{0.50}$ olması gerektiğini önermişlerdir. Hurvich, Deo and Brodsky (1998) ortalama kare hatasını minimize eden m parametresinin $T^{0.80}$ olduğunu ispatlamışlardır. Bu, GPH gibi tahmin ediciler için en yüksek oran

olup, $d \in (0, 0.5)$ durağan aralığı için tutarlıdır. m değeri yükseldikçe, \hat{d} tahmin edicisi d ye daha hızlı yakınsar.

6. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada İMKB 100 endeksinin 02.01.2003 - 09:30'dan 30.12.2005 - 16:30 zaman aralığında 1 dakikalık yüksek frekanslı fiyat değerleri kullanılmıştır. Bu frekanstaki veri seti hali hazırdaki bilgilerimize göre hiçbir çalışmada kullanılmamıştır. Çalışmada kullanılan veri miktarı 214.719'dur. Bu dönem aralığının seçilmesinin nedeni Türkiye ekonomisinin 2001 yılı ekonomik krizinden sonra tekrar 2003 yılı ve sonrası sıcak para politikası ile piyasanın etkinliğinin bu frekans düzeyindeki bir veri ile daha güçlü olarak belirlenebileceğidir.

Çalışmada ilk olarak Ng ve Perron (2001) tarafından önerilmiş birim kök test sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: İMKB 100 Serisinin Birim Kök Test Sonuçları

Düzey			
ADF_{GEKKa}	ADF_{GEKKb}	$\overline{MZ}_{\alpha}^{GEKKc}$	$\overline{MZ}_{\alpha}^{GEKKd}$
-1.044	-2.154	-1.049	-2.548
Birinci Dereceden Fark			
ADF_{GEKKa}	ADF_{GEKKb}	$\overline{MZ}_{\alpha}^{GEKKc}$	$\overline{MZ}_{\alpha}^{GEKKd}$
-11.174*	-17.899*	-32.646*	-38.428*

Not: *, **, *** simgeleri sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

^a Test yalnızca sabit terimi içermektedir; yokluk hipotezi değişken birim kök e sahiptir tek taraflı test; test'in 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerdeki kritik değerleri sırasıyla -2.58, -1.98 ve -1.62 dir.

^b Test sabit ve trend terimi içermektedir; yokluk hipotezi değişken birim kök e sahiptir tek taraflı test; test'in 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerdeki kritik değerleri sırasıyla -3.42, -2.91 ve -2.62 dir.

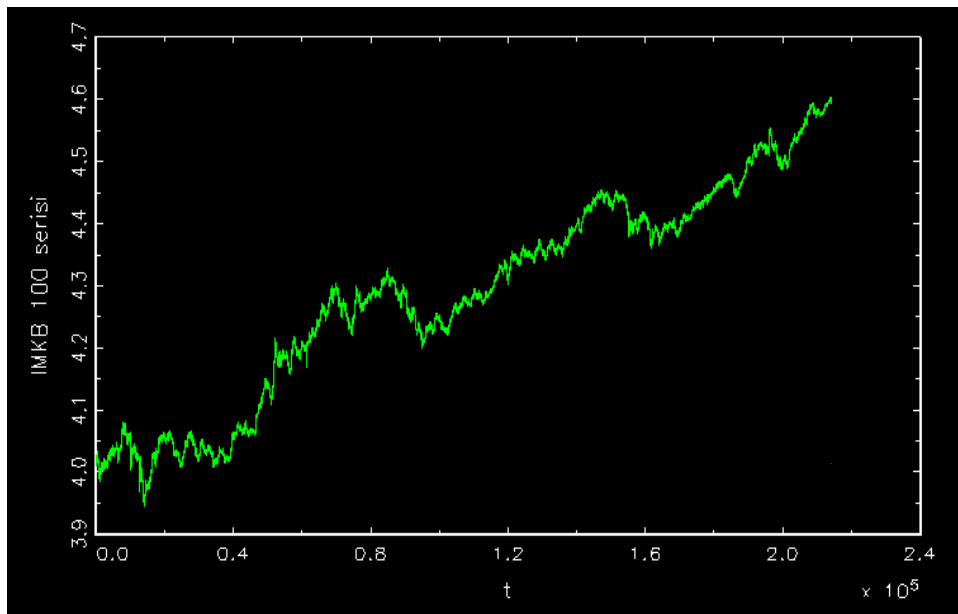
^c Test yalnızca sabit terimi içermektedir; yokluk hipotezi değişken birim kök e sahiptir tek taraflı test; test'in 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerdeki kritik değerleri sırasıyla -13.8, -8.1 ve -5.7 dir.

^d Test sabit ve trend terimi içermektedir; yokluk hipotezi değişken birim kök e sahiptir tek taraflı test; test'in 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerdeki kritik değerleri sırasıyla -23.8, -17.3 ve -14.2 dir.

Tablo 1’de logaritması alınan İMKB 100 serisinin düzeyi için Ng ve Perron (2001) tarafından önerilen ADF^{GEKK} ve $\overline{MZ}_\alpha^{GEKK}$ test istatistiklerinin sonuçlarına göre seri durağan değildir yokluk hipotezi %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde red edilememiştir. Bu sonuç, serinin birinci dereceden bütünleşik bir seri olduğunu gösterir. İMKB 100 serisinin birinci dereceden bütünleşik bir seri olması İMKB 100 serisi üzerinde şokların etkisinin kalıcı olacağını gösterir. Diğer taraftan birinci dereceden farkı alınan İMKB 100 serisine ilişkin test sonuçları seri durağan değildir yokluk hipotezi %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde red edilir. Bu bulgu, önce bulguyu güçlendirmektedir ki; serinin I(1) süreci olduğunu güçlü bir şekilde gösterir. Bu test sonuçlarına göre piyasa yarı zayıf etkindir denir.

Bir dakikalık frekanslı verinin grafiği aşağıda grafik 1’de gösterilmektedir.

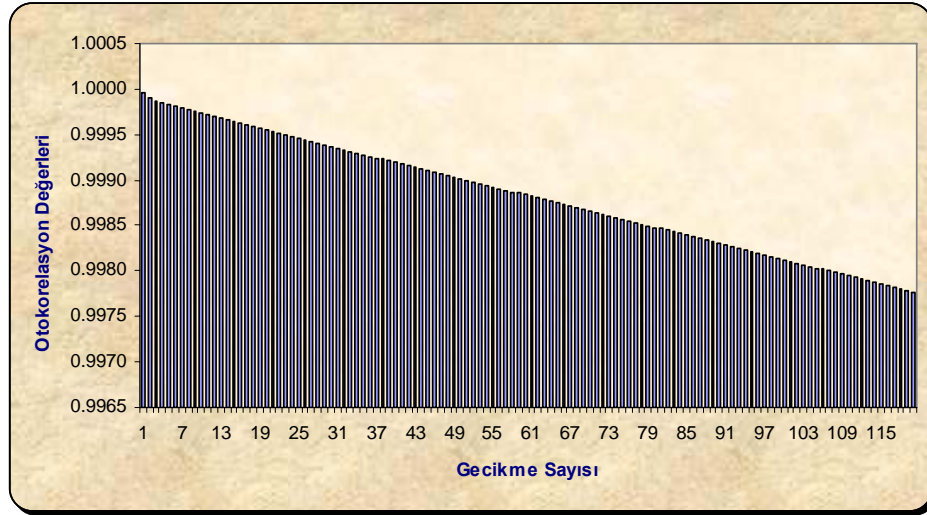
Grafik 1: Bir Dakikalık Frekansta İMKB 100 Serisi



Grafik 1’de İMKB 100 fiyat endeksinin yükselen bir trendde sahip olduğu görülmektedir.

Bu serinin düzeyine ilişkin 120 gecikmeli otokorelasyon değerlerinin grafiği aşağıda grafik 2’de gösterilmektedir.

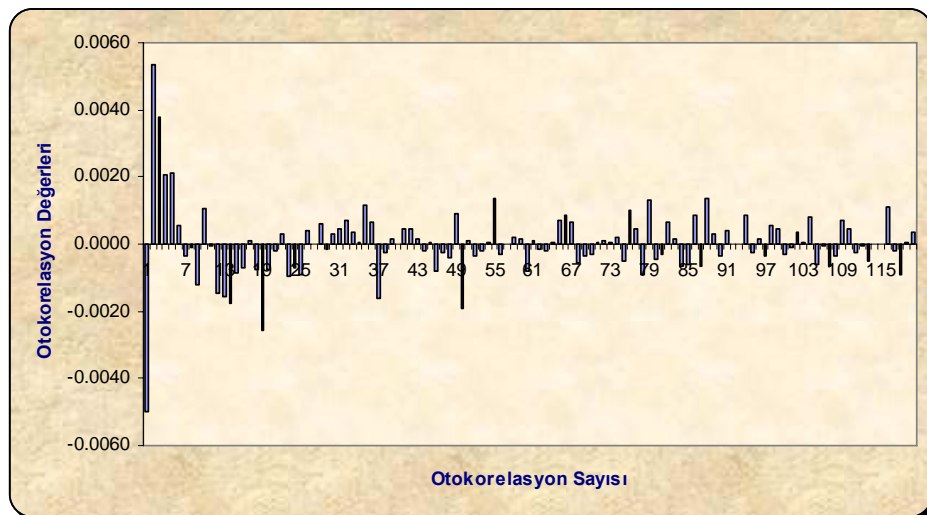
Grafik 2: İMKB 100 Serisinin Otokorelasyonları



Grafik 2’de gösterilen serinin otokorelasyon değerlerinin yavaş bir şekilde azalması serinin geçmiş değerlerine karşı güçlü bir şekilde bağımlılığını göstermektedir. Bu durumda, serinin güçlü bir bağımlılığa sahip olduğu söylenebilir.

Bu serinin birinci dereceden farkına ilişkin 120 gecikme uzunluğundaki Otokorelasyon değerlerinin grafiği altta grafik 3’de verilmiştir.

Grafik 3: Birinci Dereceden Farkı Alınan İMKB 100 Serisinin Otokorelasyon Yapısı



Grafik 3’de gösterilen otokorelasyon dinamiği İMKB 100 serisinin ilk gecikmede negatif bir değer alması İMKB 100 serisinin bir uzun hafızaya sahip olduğuna ilişkin bir ipucudur. Bu nedenle, serinin uzun hafıza özelliklerini incelemek için önce Lo’nun uyarlanmış R/S test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: İMKB 100 Serisi İçin Lo’nun Uyarlanmış R/S Test Sonuçları

R/S İstatistik	q -Gecikme Uzunluğu
134.267*	1

Not: Uyarlanmış R/S test için q -gecikme uzunluğu Andrew’in (1991) veri-bağlı (data-dependent) yaklaşımı ile belirlenmiştir. %90, %95 ve %99 anlamlılık düzeylerinde Uyarlanmış R/S istatistiği sırasıyla [0.861, 1.747], [0.809, 1.862] ve [0.721, 2.098] güven aralıkları içinde değilse kısa-hafıza (short-memory) süreci yokluk hipotezi reddedilir.

* simgesi %5 anlamlılık düzeyinde yokluk Hipotezi’nin red edildiğini göstermektedir.

Tablo 2’de verilen test sonuçları İMKB 100 serisinin uzun-aralık bağımlılığı olduğunu güçlü bir şekilde göstermektedir.

Son olarak GPH yarı parametrik tahmin edicisinden elde edilen sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3: Geweke ve Porter-Hudak Yarı Parametrik Tahmin Sonuçları

Seri	$\hat{d}(m=T^{0.50})$	$\hat{d}(m=T^{0.55})$	$\hat{d}(m=T^{0.60})$
İMKB100	0.998*	1.000*	0.994*
s.e.(d)	0.013	0.009	0.006

Not: GPH tahminleri Geweke ve Porter-Hudak (1983) log periodogramdır. s.e., GPH tahminlerinin standart hatasıdır. λ periodogram ordinat ya da örneklem büyüklük sayısını belirler. m örneklem büyüklüğü olup, $m=[T^\lambda]$ biçiminde belirlenir. GPH tahminleri için yeniliklerin bilinen teorik varyansı $(\pi^2/6)d^2$ nin hesaplanmasında empoze edilmiştir.

* %5 önem düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir. $H_0: d = 0$ sıfır hipotezi $H_1: d \neq 0$ hipotezine karşı test edilir.

Tablo 3’de m örneklem büyüklüğü 0.5 , 0.55 ve 0.6 değerlerine ilişkin kesirli bütünleşme tahmin sonuçları verilmiştir. Kesirli bütünleşme değerleri sıfırdır yokluk hipotezi %5 önem düzeyinde red edilmiştir. Bu sonuç İMKB 100 serisinin sırasıyla 0.5 , 0.55 ve 0.6 örneklem büyüklüklerine karşılık gelen 0.998 , 1.000 ve 0.994 bütünleşme tahmin değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu değerler, şokların etkisinin İMKB 100 serisi üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğunu çok güçlü bir şekilde göstermektedir. Bu sonuç İMKB’nin zayıf etkin bir piyasa olduğunu kanıtlamaktadır.

KAYNAKLAR

- BAKIRTAŞ, T. ve KARBUZ, S., (2000), “*İMKB İndeksi'nin Ekonometrik Analizi*”, İktisat İşletme ve Finans Dergisi.
- BALABAN, E., (1995), “**Informational Efficiency of The Istanbul Securities Exchange and Some Rationale For Public Regulation**”, The Central Bank of The Republic of Turkey, Discussion Paper No:9502.
- BALABAN, Ercan, CANDEMİR, H., BATALALP ve KUNTER, Kürşat, (1996), “**Stock Market Efficiency In a Developing Economy: Evidence From Turkey**”, The Central Bank of The Republic of Turkey Discussion Paper No:9612.
- BAŞÇI, Erdem, (1989), “*Türkiye’de Hisse Senedi Getirilerinin Davranışı*”, 3. Ulusal İşletmecilik Kongresi.
- BEKÇİOĞLU, S. ve ADA, E., (1985), “*Menkul Kıymetler Piyasası Etkin mi?*”, Muhasebe Enstitüsü Dergisi, Sayı 41.
- BİLDİK, R., (2000), “**Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma**”, İMKB Yayınları , Mart Mat. Sanatlar Ltd. Şti., İstanbul.
- CAMPBELL, J. Y., ve SHILLER, R. J., (1998), “*Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook*”, Journal of Portfolio Management, 24 (2), 11 - 26.
- CANKURTARAN, H., (1989), “**Menkul Kıymetler Piyasalarında Etkinlik ve Risk-Getiri Analizleri**”, Sermaye Piyasası Kurulu Yeterlik Etüdü.
- CAVALIERE G., (2001), “*Testing The Unit Root Hypothesis Using Generalized Range Statistics*”, Econometrics Journal, 4, 70 - 88.
- CHANG, E. Jung, LIMA, ARAUJO, E.J., ve TABAK, B. Miranda, (2003), “Testing for Weak Form Efficiency in Emerging Equity Markets”.
- ÇEVİK, F., ve YALÇIN, Y., (2003), “*İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) İçin Zayıf Etkinlik Sınaması: Stokastik Birim Kök ve Kalman Filtre Yaklaşımı*”, G.Ü. İİBF Dergisi, Cilt 1, 21 – 36.
- DOLADO, J., GONZALO, J. ve L. MAYORAL (2002), “*A Fractional Dickey-Fuller Test For Unit Roots*”, Econometrica, 70, 1963 - 2006.
- DURLAUF, S. N., (1991) “*Spectral Based Testing of the Martingale Hypothesis*, Journal of Econometrics, December.
- FAMA, E. F., (1970), “*Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works*”, Journal of Finance, Vol : XXV, No:2, 383 – 417.
- FAMA, E. F., ve FRENCH, K.R., (1988), “*Permanent and Temporary Components of Stock Prices*”, Journal of Political Economy, 96, 246 - 273.
- FAMA, Eugene F., (1965), “*The Behavior of Stock Market Prices*” Journal of Business, 38 (1), 34 - 105.
- FRENBERG, P., ve HANSON, B., (1993) “*Random Walk Hypothesis on Swedish Stock Prices : 1919-1990*”, Journal of Banking and Finance, Feb.
- FRENCH, K.R., ve ROLL, R., (1986), “*Stock Return Variances: The Arrival of Information and The Reaction of Traders*”, Journal of Financial Economics, 17, 5 - 26.
- GEWEKE, J., ve PORTER - HUDAK, S., (1983), “*The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models*”, Journal of Time Series Analysis, 4, 221 - 238.

- GRANGER, C. W. J., ve JOYEUX, R., (1980), “*An Introduction To Long-Memory Time Series Models And Fractional Differencing*”, Journal of Time Series Analysis, 1, 15 - 39.
- HOSKING, J. R. M., (1981), “*Fractional Differencing*”, Biometrika, 68, 165 - 176.
- HURST, H. (1951), “*Long Term Storage Capacity Of Reservoirs*”, Transactions of the American Society of Civil Engineers, 116, 770 - 799.
- JEON, B., N., ve CHIANG, C. T., (1991), “*A System of Stock Prices in World Stock Exchanges : Common Stochastic Trends for 1975 - 1990*”, Journal of Economics and Business, 43.
- KILIÇ, S., B., (1997), “*Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinliğin Sınanması*”, III.Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri, Bursa.
- KÖSE, Ahmet, (1993), “*Etkin Pazar Kuramı ve İMKB’de Etkin Pazar Kuramının Zayıf Şeklini Test Etmeye Yönelik Bir Çalışma-Filtre Kuralı Testi*”, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi, Cilt : 22, Sayı 2.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. ve SHIN, Y. (1992), “*Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?*”, Journal of Econometrics, 54, 159 - 178.
- LEE, D. ve SCHMIDT, P., (1996), “*On The Power Of The KPSS Test Of Stationarity Against Fractionally-Integrated Alternatives*”, Journal of Econometrics, 73, 285 - 302.
- LO, A. (1991), “*Long-Term Memory In Stock Market Prices*”, Econometrica, 59, 1279 - 1313.
- LO, A.W., ve MacKINLAY, A.C., (1988), “*Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test*”, Review of Financial Studies, 1, 41 - 66.
- MANDELROT, B.B., (1972), “*Statistical Methodology For Nonperiodic Cycles: From The Covariance To R/S Analysis*”, Annals of Economic and Social Measurements, 1: 259 - 290.
- McQUEEN, G.R., (1992), “*Long Horizon Mean Reverting Stock Prices Revisited*”, Journal of Financial and Quantitative Analysis, March.
- McQUEEN, G. ve THORLEY, S., (1991), “*Are Stock Returns Predictable? A Test Using Markov Chains*”, Journal of Finance, 46, 239 - 264.
- METİN, K., MURADOĞLU, G. ve YAZICI, B., (1997), “*An Analysis of Day of the Week Effect on the ISE*”, İstanbul Securities Exchange Review, 1(2), 15 - 27.
- MURADOĞLU, G. ve OKTAY, T., (1993), “*Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Etkinlik: Takvim Anomalileri*”, Hacettepe Üniversitesi İkt. İd. Bil. Fak. Dergisi 11, 51-62.
- MURADOĞLU, G. ve ÜNAL, M., (1994), “*Weak Form Efficiency in the Thinly Traded İstanbul Securities Exchange*”, Middle East Business and Economic Review, 6, 37 - 44.
- NG, S., ve PERRON, P., (2001), “*Lag Length Selection And The Construction Of Unit Root Tests With Good Size And Power*”, Econometrica, 69, 1519 - 1554.
- ÖZÇAM, M., (1997), “**Varlık Fiyatlama Modelleri Aracılığıyla Dinamik Portföy Yönetimi**”, SPK Yayın, No: 104, Ankara.
- ÖZÜN, A., (1999), “*Kaos Teorisi, Hisse Senedi Getirilerindeki Doğrusal Olmayan Davranışlar, Zayıf İşlem ve Gelişen Piyasa Etkinliği : İMKB Örneği*”, İMKB Dergisi, Cilt 3, Sayı 9.

- POTERBA, J., ve SUMMERS, L. (1988), “*Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications*”,. Journal of Financial Economics, 22, 27 - 59.
- REILLY, F.K., (1989), “**Investment Analysis and Portfolio Management**”, 3th Edition, The Dryden Press, Orlando.
- ROBERTS, H., (1959), “*Stock Market Patterns and Financial Analysis: Methodoligal Suggestions*”, Journal of Finance, 14, March.
- ROBINSON, P. M., (1994), “*Efficient Tests of Nonstationary Hypotheses*”, Journal of the American Statistical Association, 89, 1420 - 1437.
- ROSS, Stephen, WESTERFIELD, A., RANDOLPH, W., ve JAFFE, Jeffrey, (1996), “**Corporate Finance**”, (4. Ed.), Irwin.
- SARIKAMIŞ, C., (2000), “**Sermaye Pazarları**” , Alfa Yayınları, Genişletilmiş 4. Baskı, İstanbul.
- SHILLER, R.J., (1984), “*Stock Prices and Social Dynamics*”, Brookings Papers on Economic Activity 2, 457 - 510.
- TANER, T., KAYALIDERE, K., (2002), “*1995 – 2000 Döneminde İMKB’de Anomali Araştırması*”, Yönetim ve Ekonomi Dergisi, Cilt 9, Sayı 1- 2, 1 – 24.
- TİMMERMANN, A., (1992), “Changes in Danish Stock Prices”, 1914 -1990, National ökonomisk-Tidsskrift, 1992.
- YOLSAL, Handan, (1999), “Hisse Senedi Piyasalarında Etkinliğin ve Fiyat Dalgalanmalarının İMKB Bileşik Endeksi Üzerinde Sınanması”, IV Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri, Antalya.
- YÖRÜK, N., (2000), “**Finansal Varlık Fiyatlama Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB’de Test Edilmesi**”, İMKB Yayınları, Emir Ofset, İstanbul.
- ZENGİN, Hilmi ve KURT, Serdar, (2004), “*İMKB’nin Zayıf ve Yarı Güçlü Formda Etkinliğinin Ekonometrik Analizi*”, Öneri Dergisi, Sayı:21, Cilt:6.