

Yayın Geliş Tarihi: 13.11.2013
Yayına Kabul Tarihi: 05.07.2014
Online Yayın Tarihi: 30.09.2014

Dokuz Eylül Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi
Cilt: 16, Sayı: 2, Yıl: 2014, Sayfa: 281-302
ISSN: 1302-3284 E-ISSN: 1308-0911

TÜRKİYE HİSSE SENEDİ PİYASASI GETİRİ VE OYNAKLIĞINDAKİ UZUN DÖNEM BAĞIMLILIK İÇİN AMPİRİK BİR ANALİZ^{1, 2}

Serpil TÜRKYILMAZ*
Mesut BALİBEY**

Öz

Çalışma ARFIMA-FIGARCH modelleri yardımıyla Türkiye hisse senedi piyasası getirilerinde ikili uzun hafıza özelliğinin varlığını incelemekte dolayısıyla zayıf formda etkin piyasa hipotezini test etmektedir. Bu amaçla kullanılan veri 2010-2013 dönemi Borsa İstanbul (BIST) için günlük hisse senedi kapanış fiyatlarını içermektedir. Öncelikle ortalama ve oynaklıktaki uzun hafızanın varlığı ayrı olarak incelenmiştir. ARFIMA modeli sonuçları BIST getirileri için ortalamada uzun hafıza özelliği gösterirken, getiri oynaklıklarındaki uzun hafızanın varlığı için FIGARCH modeli de istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermiştir. İkinci olarak, ortalama ve oynaklıktaki birlikte uzun hafıza özelliği ARFIMA-FIGARCH modeli ile değerlendirilmiştir. Sonuç olarak, ortalamada uzun hafızanın varlığına dair bir bulgu elde edilemezken, oynaklığın öngörülebilir bir yapı gösterdiği Türkiye borsası etkin bir piyasa değildir.

Anahtar Kelimeler: ARFIMA-FIGARCH, İkili Uzun Hafıza, Oynaklık, Yapısal Kırılma, Etkin Piyasa Hipotezi.

AN EMPIRICAL ANALYSIS FOR LONG TERM-DEPENDENCE IN THE RETURN AND VOLATILITY OF TURKISH STOCK MARKET^{3, 4}

Abstract

The study examines presence of dual long memory property in returns of Turkish Stock Market by using ARFIMA-FIGARCH model and, tests Weak Form Efficient Market Hypothesis. The data set consists of daily closing prices for the period 2010 to 2013 of Istanbul Stock Exchange. Firstly, long memory property in return and volatility has been

¹ Bu çalışma, 27-30 Ekim 2013 tarihleri arasında Antalya'da düzenlenen 8.Uluslararası İstatistik Kongresi'nde sunulan sözlü bildirinin Türkiye ile ilgili kısmını içermektedir.

² Bu çalışma Türkiye Bilimsel ve Teknik Araştırmalar Kurumu (TÜBİTAK) tarafından 113K416 nolu 1002-Hızlı Destek projesi kapsamında desteklenmektedir.

* Yrd. Doç. Dr., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, Matematik Bölümü, serpil.turkyilmaz@bilecik.edu.tr

** Araş. Gör., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, Matematik Bölümü, mesut.balibey@bilecik.edu.tr

³ This study includes the section about Turkey of oral-presentation presented in 8th International Statistics Congress organized on 27-30 October 2013 in Antalya.

⁴ This study is supported by The Scientific and Technological Research Council of Turkey (TUBITAK) through Fast Support Program-1002 (Project Number: 113K416).

investigated separately. FIGARCH model indicates statistically significant findings while the results of ARFIMA model display long memory dynamics in returns of BIST. Secondly, long memory in return and volatility has been evaluated simultaneously by using ARFIMA-FIGARCH model. Consequently, Turkish Stock Market is not Efficient Market because volatility shows forecastable structure while there have not been obtained any finding about presence of long memory in return .

Keywords: *ARFIMA-FIGARCH, Dual Long Memory, Volatility, Structural Break, Efficient Market Hypothesis.*

GİRİŞ

Finansal piyasalarda yer alan menkul kıymetlerin fiyatlarının oluşum sürecini açıklamaya çalışan piyasaların etkinliği ile ilgili en temel teori “Etkin Piyasa Hipotezi” adıyla Fama (1965) tarafından geliştirilmiştir. Etkin Piyasa Hipotezi’ ne göre menkul kıymetlerin gelecekteki değerlerini tahmin etmek isteyen yatırımcılar, piyasada mevcut olan bilgiler ile piyasaya yeni ulaşan bilgileri hızlı ve doğru biçimde menkul kıymetlerin fiyatlarına yansıtmaktadırlar. Etkin bir piyasada yer alan menkul kıymetlerin o an için piyasada var olan her türlü bilgiyi yansıttığı düşünüldüğünden söz konusu bilgilere dayanılarak piyasada ortalamanın üzerinde kazanç elde etme imkânı yoktur. Etkin Piyasa Hipotezi menkul kıymetlerin fiyatlarının rassal olarak oluştuğunu savunduğu için, menkul kıymetlerin geçmişte oluşan fiyat hareketlerine bakarak gelecekteki fiyat hareketlerini tahmin etmek mümkün olmamaktadır.

Etkin Piyasa Hipotezi bilgiye dayalı olarak üç farklı formda değerlendirilmektedir. İlki zayıf tipte etkin piyasalardır. Bu piyasalarda fiyatlar tüm geçmiş bilgileri yansıtmaktadırlar. Buna bağlı olarak da fiyatlara yansımış olan geçmiş bilgilerden yararlanılarak normalin üstünde yüksek karlar elde etme imkânı olmamaktadır. Etkin piyasaların ikinci türü yarı güçlü tipte etkin piyasalardır. Bu tip piyasalar geçmiş bilgilere ek olarak kamuya açıklanmış olan bilgileri de yansıtmaktadırlar. Etkin piyasaların bir diğer türü olan güçlü tipte piyasalarda geçmiş ve kamuya açıklanmış bilgilere ek olarak kamuya açıklanmamış bilgileri de yansıtmaktadırlar. Etkinliğin sağlandığı piyasada fiyatlar adil olacaktır ve normalin üzerinde yüksek bir gelir elde edilemeyecektir. Çünkü tüm bilgiler piyasada mevcuttur, piyasaya gelen yeni bir bilgi de çok hızlı bir şekilde fiyatlara yansıtıldığı için menkul kıymetlerin fiyatları aşırı değerlendirme veya değer kaybetme gibi bir durum söz konusu olmayacaktır. Etkin Piyasa Hipotezi’ ne göre hisse senedi getirileri zamandan bağımsızdır ve tüm zaman dilimleri getiri açısından bilgi anlamında aynı özelliğe sahiptir (Çevik ve Erdoğan, 2009; Çevik, 2012).

Finans literatüründe uzun yıllar boyunca Etkin Piyasa Hipotezi ile ilgili teorik ve uygulamalı çalışmalar yapılmıştır. Elde edilen bulguların çoğu hipotezin tersine getirilerin öngörülebildiğini destekleyen sonuçlar göstermektedirler. ARCH ve GARCH türü modellerin Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından önerilmesi ile birlikte hisse senedi piyasa getirilerinin oynaklıklarının

modellenmesi önemli bir araştırma alanı olmuştur. Çalışmaların genelinde hisse senedi piyasa oynaklığının zamana bağlı olarak değiştiği ve oynaklık kümelemesi olarak adlandırılan pozitif seri korelasyonlar sergilediği bulunmuştur. Bu durum oynaklıktaki değişmelerin tesadüfî olmadığını göstermektedir fakat bu modeller oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini göz önünde bulundurmamaktadır. Özellikle para politikaları ve finansal yatırım kararları açısından finansal piyasa davranışlarının doğrusal olup olmadığı konusu oldukça önemlidir. Finansal piyasalardaki fiyat hareketlerinin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olması durumunda standart istatistiksel analizler doğru sonuçlar vermemektedir. Finansal piyasaların yapısı akademisyenlerin, yatırımcıların ve politika yapıcıların piyasalara farklı bir bakış açısıyla yaklaşmalarına neden olmakta ve Etkin Piyasa Hipotezi'ni test edilebilir hale getirmektedir. Bu amaçla literatürdeki pek çok çalışma piyasaların etkinliği ile ilgili koşullu ortalama ve oynaklıktaki uzun hafıza özelliklerini analiz etme üzerine odaklanmaktadır.

Son yıllarda özellikle hisse senedi piyasa getiri ve oynaklıklarındaki uzun hafıza özelliklerini modelleme ilgilenilen bir çalışma alanı olmuştur ve bu alanda pek çok ekonometrik çalışma yapılmıştır. İlk çalışmalar koşullu ortalama için uzun hafıza yaklaşımı ile ilgili bir kesirli fark alma süreci ile karakterize edilen kesirli bütünleşik otoregresif hareketli ortalama süreci ARFIMA modeli ile ilgili çalışmalardır. (Baillie, 1996; Granger, 1980; Granger ve Joyeux, 1980; Hosking, 1981). Ampirik bulguların bazıları şu şekildedir; Balaban (1995), 1988 ile 1994 yılları arasında Türkiye için IMKB günlük verileri kullanılarak hisse senedi fiyatlarının rassal yürüyüş izlemediğini yani IMKB'nin etkin bir piyasa olmadığını tespit etmiştir. Blasco ve Santamaria (1996), İspanya hisse senedi ve alt sektör endeks değerlerinin uzun hafıza özelliğine sahip olup olmadığını 1980 ve 1993 yılları arasında günlük veriler kullanarak araştırmışlardır. Analiz sonucunda İspanya hisse senedi piyasası getirisinin uzun hafıza özelliğini gösterdiğine dair bulgular elde edememişlerdir. Barkoulas vd., (2000), 1981 ve 1990 yılları arasında haftalık veriler kullanarak Yunanistan hisse senedi piyasasında zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Çalışmalarında Yunanistan hisse senedi piyasasının zayıf formda etkin olmadığını tespit etmişlerdir. Resende ve Teixeira (2002), Brezilya hisse senedi piyasası için haftalık veriler kullanarak 1986 ile 1999 yılları arasında ortalamadaki uzun hafıza özelliğinin varlığını ARFIMA modeliyle test etmişlerdir. Model sonuçlarına göre uzun hafızanın varlığına dair bulgular elde edememişlerdir. Tolvi (2003a), 16 OECD ülkesinin hisse senedi piyasaları için 1960-1999 yılları arasında aylık veriler kullanarak ARFIMA modelini tahmin etmiş ve analiz sonucunda Danimarka, Finlandiya ve İrlanda hisse senedi piyasasının uzun hafıza özelliği gösterdiğini bulmuştur. Tolvi (2003b), Finlandiya hisse senedi piyasasında 1987-2001 arasında günlük veriler kullanarak uzun hafızanın varlığını incelemiştir. Finlandiya hisse senedi getirisinin ve firmalara ait hisse getirilerinin bütünleşme derecelerinin parçalı yapıda olduğuna dair kanıtlar sunmuştur yani ortalama uzun hafızanın varlığını göstermiştir. Caporale ve Gil-Alana (2004), S&P500 endeksi için yapmış oldukları

çalışmalarında 1828-1991 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. S&P500 endeks getiri serisinin parçalı yapıda bütünleşik olduğunu yani uzun hafıza özelliği gösterdiğini tespit etmişlerdir. Kılıç (2004), FIGARCH modelleri kullandığı çalışmasında IMKB100 endeks getirisinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve bunu bağlı olarak etkin bir piyasa olmadığını tespit etmiştir. Vougas (2004), Atina hisse senedi piyasası endeks getirilerinde uzun dönemde bağımlılığın varlığını 1990-2000 yılları arasında günlük veriler kullanarak araştırmıştır. ARFIMA modeli sonuçlarına göre Atina hisse senedi piyasasında uzun hafıza varlığına dair bulgular elde edememiştir. Gil-Alana (2006), Amsterdam, Frankfurt, Hongkong, Londra, Paris, Singapur ve Japonya borsaları üzerine yapmış olduğu çalışmasında 1986 ile 1997 yılları arasında günlük veriler kullanmıştır. Analiz sonuçlarına göre ülkelere ait hisse senedi piyasası endeks değerlerinin durağan olamadığına dair bulgular elde etmiştir. Cajueiro ve Tabak (2006), Çin hisse senedi piyasasında endeks getiri değerlerinde uzun dönemli bağımlılık olduğunu tespit etmişlerdir. Christodoulou-vulos ve Siokis (2006), Türkiye ve 33 ülkenin hisse senedi piyasası üzerine yapmış oldukları çalışmasında günlük veriler kullanmışlardır. Yarı parametrik yöntemler kullandıkları çalışmalarında tüm ülkelerin %65'i için hisse senedi getirilerinde uzun dönemli bağımlılık bulguları elde etmişlerdir. Elder ve Serletis (2007), DownJones endeksi üzerine yapmış oldukları çalışmalarında 1928-2006 arasında günlük veriler kullanmışlar yarı parametrik ve dalgacık yöntemini kullanarak endeksin parçalı bütünleşme derecesinin sıfırdan farksız olduğunu bulmuşlardır.

Assaf (2007), Mısır, Ürdün, Fas ve Türkiye hisse senedi piyasaları üzerine yapmış olduğu çalışmasında 1997-2002 yılları arasında günlük veriler kullanmıştır. Yarı parametrik yöntemlerle bu ülkelere ait hisse senedi piyasalarının getiri serilerinde uzun hafızanın kanıtını bulmuştur. Lux ve Kaizoji (2007), Tokyo hisse senedi piyasasında 100 firmanın hisse getirileri için yapmış olduğu çalışmasında 1975-2001 yılları arasında günlük veriler kullanmışlar, GARCH, FIGARCH ve ARFIMA modellerini kullandığı çalışmasında öngörü performansında uzun hafıza modellerinin daha iyi sonuçlar elde ettiğini bulmuşlardır. Kasman ve Torun (2007), Türkiye borsasının ikili uzun hafıza özelliğini ARFIMA-FIGARCH modeliyle incelemiş getiri ve oynaklıkta uzun hafıza dinamiklerinin varlığını göstermiş, etkin olmayan bir piyasa olduğuna dair bulgu elde etmiştir. Disario vd., (2008), IMKB100 endeksi üzerine yapmış oldukları çalışmalarında 1988-2004 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. Dalgacık yöntemi kullandıkları çalışmalarında IMKB100 endeksinin getiri serisinde uzun hafızanın varlığını tespit etmişler ve Etkin Piyasa Hipotezi'nin gerçekleşmediğini belirtmişlerdir. Mcmillan ve Thupayagele (2008), Güney Afrika hisse senedi piyasası getirisi üzerine yaptıkları çalışmalarında 1987-2007 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. 1995-2007 tarihleri arasındaki veriler için ARFIMA-FIGARCH modeli kullanılarak piyasanın etkinliğini araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre ortalama getiride uzun hafızanın varlığına dair sonuçlar elde edemezken oynaklıkta uzun hafızanın olduğu sonucuna varmışlardır. Çevik ve Erdoğan (2009), çalışmalarında 2001 kriz sonrası dönem olan 2003-2007 yılları arasında bankacılık

sektörünün zayıf formda etkinliğini yapısal kırılma testleri ve güçlü hafıza modelleri ile araştırmışlar bankacılık sektörünün hisse fiyat serilerinin tümünde yapısal kırılma tespit edilmiş ve kırılmanın etkisi ortadan kaldırıldığında fiyat serilerinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve bankacılık sektörünün zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Korkmaz vd. (2009), parametrik yaklaşım kullanarak IMKB100 endeksinin getiri ve oynaklığında uzun hafızanın varlığını araştırmıştır. Analiz sonucuna göre endeks getirisi uzun hafıza özelliği göstermezken oynaklığın uzun hafızaya sahip olduğu sonucuna varmışlardır. Kang vd. (2010), yarı parametrik yöntemler kullanarak Çin hisse senedi endeks getirisinin oynaklığında uzun hafızanın varlığına dair bulgular elde etmişlerdir. Ural ve Küçüközmen (2011), S&P500, FTSE100, DAX, CAC40 ve ISE100 borsa endekslerinin kapanış fiyatları için ARFIMA-FIGARCH modelleri ile ve yapısal kırılma testi kullanarak uzun hafıza özelliklerini incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre tüm borsalar için ikili uzun hafızanın olduğunu dolayısıyla tüm borsaların zayıf formda etkisiz olduklarını bulmuşlardır. Çevik (2012), Türkiye için IMKB’de etkin piyasa hipotezinin geçerli olup olmadığını parametrik ve yarı parametrik yöntemler ile araştırmış, zayıf formda etkin piyasa hipotezinin varlığını belirleyebilmek için 10 sektör endeksini kullanmıştır. IMKB’nin etkin bir piyasa olmadığına dair bulgular elde etmiştir. Maheshchandra (2012), Hindistan borsası için günlük BSE ve NSE getirilerini kullanarak ARFIMA-FIGARCH modelleri ile uzun hafızanın varlığını incelemiştir. ARFIMA modeli sonuçları getirilerde uzun hafızanın olmadığını fakat FIGARCH modeli koşullu varyansta uzun hafızanın güçlü bir kanıtını göstermiştir.

Getiri ve oynaklıkların otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalmada yavaş ortalamaya dönme eğilimi getiri ve oynaklıkta uzun hafıza olarak tanımlanmaktadır. Özellikle finansal yatırım kararları alınırken ve para politikaları açısından finansal piyasa davranışlarının doğrusal olup olmadığı konusu çok önemlidir. Finansal piyasalardaki fiyat hareketlerinin doğrusal olmayan bir yapı göstermesi yatırım kararları alınırken standart istatistiksel analizlerin hatalı sonuçlar vermesine neden olacaktır. Bu nedenle finansal piyasaların karmaşık yapısı akademisyenlerin, politika yapıcıların ve yatırımcıların piyasalara farklı bir bakış açısıyla yaklaşmalarına neden olmuştur. Doğrusal olmayan fiyat hareketleri Etkin Piyasa Hipotezi’ni test edilebilir hale getirmiştir. Literatürde pek çok çalışma koşullu ortalama ve oynaklıktaki ikili uzun hafıza özelliğini analiz etme üzerine odaklanmaktadır. Son yıllarda özellikle hisse senedi piyasa getiri ve oynaklığındaki uzun hafıza özelliklerini modelleme ilgilenilen bir araştırma alanı olmuştur.

Çalışma Türkiye borsa getirileri ve oynaklıklarındaki ikili uzun hafıza özelliklerinin (2010-2013) dönemi için ARFIMA-FIGARCH türü modeller ile incelenmesini dolayısıyla Etkin Piyasa Hipotezi’nin test edilmesini içermektedir.

METODOLOJİ**ARFIMA-FIGARCH Modeli**

Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) getirilerdeki uzun hafıza özelliğinin test edilmesi için ARFIMA modelini önermişlerdir. Bu modelin amacı koşullu ortalamadaki kesirli bütünleşik süreci I (d) değerlendirmektir. Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) önerdikleri ARFIMA (p, ξ , d) modelini aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir.

$$\psi(L)(1-L)^\xi(y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = z_t\sigma_t, \quad z_t \sim N(0,1)$$

$$(1-L)^\xi = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-\xi)L^k}{\Gamma(-\xi)\Gamma(k+1)}, \text{ şeklindedir.}$$

Burada $\Gamma(\cdot)$ bir gama fonksiyonudur.

$(1-L)^\xi$ parçalılığı gösteren bölüm binom açılımlı sonlu bir MA süreci şeklinde aşağıdaki gibi de yazılabilir.

$$(1-L)^\xi = 1 - \xi L + \frac{\xi(\xi-1)}{2!} L^2 - \frac{\xi(\xi-1)(\xi-2)}{3!} L^3 + \dots \quad (2)$$

Burada ε_t , σ^2 varyanslı i.i.d. (independent and identically distributed) dir. L gecikme operatörünü göstermektedir. $(1-L)^\xi$ kesirli fark alma operatörüdür. ξ kesirli bütünleşme derecesini göstermektedir ve tamsayı değildir. ξ nın tamsayı değeri geleneksel ARMA modelini ifade etmektedir. Eğer,

$0 < \xi < 0.5$ ise, sürecin uzun hafıza özelliği gösteren uzak gözlemler arasında pozitif bağımlılık sergilediği,

$-0.5 < \xi < 0$ ise, sürecin (anti-persistence) adı verilen uzak gözlemler arasında negatif bağımlılık sergilediğini göstermektedir.

$\xi = 0$ olduğu zaman sürecin durağan olduğu ve

$\xi = 1$ ise sürecin bir birim kök süreci izlediği söylenebilir.

Eğer $\xi \geq 0.5$ ise süreç durağan değildir ve $\xi \leq -0.5$ ise süreç durağandır fakat zaman herhangi bir AR süreci ile modellenmez bir başka ifade ile tersinir değildir.

$$\psi(L) = 1 - \psi_1 L - \psi_2 L^2 - \dots - \psi_p L^p \text{ ve}$$

$\theta(L) = 1 + \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q$ otoregresif AR ve hareketli ortalama MA polinomlarıdır (Granger ve Joyeux, 1980; Hosking, 1981).

Standart ARMA süreçlerinin otokorelasyon fonksiyonu üstel olarak azalırken, bu süreçlerin tersine Hosking (1981), kesirli bütünleşik süreçler için otokorelasyon fonksiyonunun yavaş bir şekilde hiperbolik olarak azaldığını göstermiştir.

Oynaklık üzerinde şokların etkisinin sürekli fakat sonsuz olmadığı fikri Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996)'ni, Granger (1980) ve Hosking (1981) tarafından ilk defa ortalama için ileri sürülen kesirli bütünleşme fikrini uygulamaya götürmüştür.

Kareli hatalardaki ARFIMA modeli gösteriminin genişletilmiş hali FIGARCH modelini önermişler. Baillie vd. (1996), FIGARCH (p,d,q) modelini aşağıdaki gibi ifade etmektedirler.

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (3)$$

$v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ sıfır ortalamalı seri olarak ilişkisiz hatalardır. ε_t^2 , GARCH sürecinin kareli hatalarıdır. $\{v_t\}$ süreci koşullu varyans σ_t^2 için değişiklikler olarak entegre edilmektedir. $\phi(L)$ ve $[1 - \beta(L)]$ 'nin tüm köklerinin birim çemberin dışında yer aldığı varsayılır.

Eğer $d=0$ ise FIGARCH (p,d,q) süreci bir GARCH (p,q) sürecine indirgenmektedir.

Eğer $d=1$ ise, FIGARCH süreci bir bütünleşik GARCH (IGARCH) süreci olur. Bu süreçte şoklar gelecekteki oynaklık üzerinde sonsuz bir etkiye sahiptir.

Yukarıda da belirtildiği üzere, FIGARCH (p,d,q) modeli ε_t^2 üzerine bir ARFIMA yapısını empoze etmektedir. Model (3) aşağıdaki gibi yeniden düzenlenebilmektedir.

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = w + [1 - \beta(L) - \phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2, \quad (4)$$

ε_t^2 'nin koşullu varyansı;

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega}{[1 - \beta(L)]} + \lambda(L)\varepsilon_t^2, \text{ ile verilmektedir.}$$

Burada,

$$\lambda(L) = 1 - \frac{\phi(L)}{[1 - \beta(L)]}(1-L)^d \text{ şeklindedir.}$$

Ayrıca $\lambda(L) = \lambda_1L + \lambda_2L^2 + \dots + \lambda_iL^i$ ya da $\sum_{i=1}^{\infty} \lambda_iL^i$ biçiminde sonsuz bir toplam olarak ifade edilebilir(Kasman vd., 2009; Vats, 2011).

Baillie vd.(1996) çalışmalarında $0 \leq d < 1$ olduğunda FIGARCH (p,d,q) süreçlerinin koşullu varyansı üzerine bir şokun etkisinin hiperbolik oranda azalmakta olduğunu göstermişlerdir. Buna bağlı olarak oynaklığın kısa dönem dinamikleri geleneksel GARCH modeli parametreleri ile modellenirken, kesirli bütünleşme parametresi d ile oynaklığın uzun dönem dinamikleri değerlendirilebilmektedir.

AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada Türkiye hisse senedi piyasaları için etkin piyasa hipotezinin geçerli olup olmadığı araştırılacaktır. Bu bölümde verilerin tanımlayıcı analizlerine ve modellerin tahmin sonuçlarına yer verilmektedir ve hipotezin testi için, seçilen dört ülkeye ait borsa endeks getiri serilerindeki uzun hafıza özelliği (uzun dönem bağımlılık) ikili uzun hafıza modelleri ARFIMA-FIGARCH modelleri ile analiz edilmektedir. Bulgular, Eviews8 ve OxMetriks7 programları yardımıyla elde edilmiştir.

Veri ve Başlangıç Analizleri

Çalışmada kullanılan veriler global ekonomik kriz sonrası 2010-2013 dönemi için günlük borsa endeks verilerinden oluşmaktadır. Türkiye (Borsa İstanbul-BIST100), borsalarına ait t zamanındaki günlük logaritmik getiriler;

$$R_t = \ln(P_t / P_{t-1}) \times 100, \quad t=1,2,\dots,n. \quad (5)$$

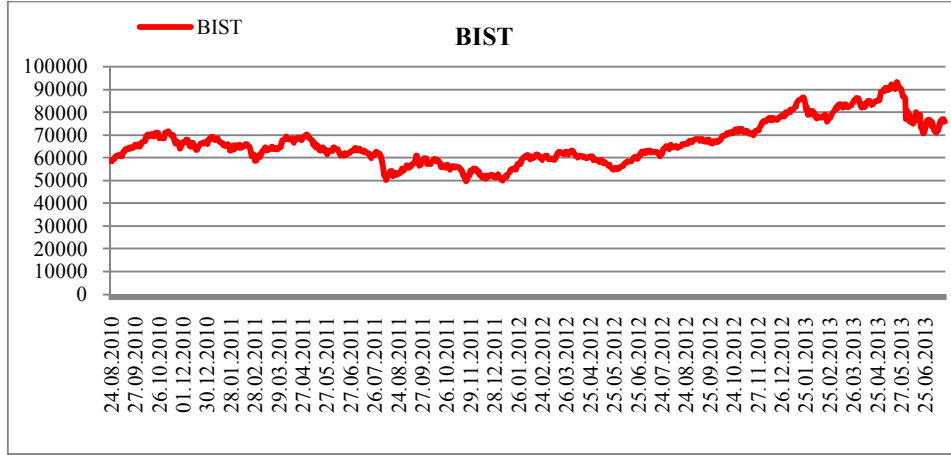
Burada R_t ; t zamanındaki endeksin getirisini,

P_t ; t zamanındaki endeksin kapanış fiyatını,

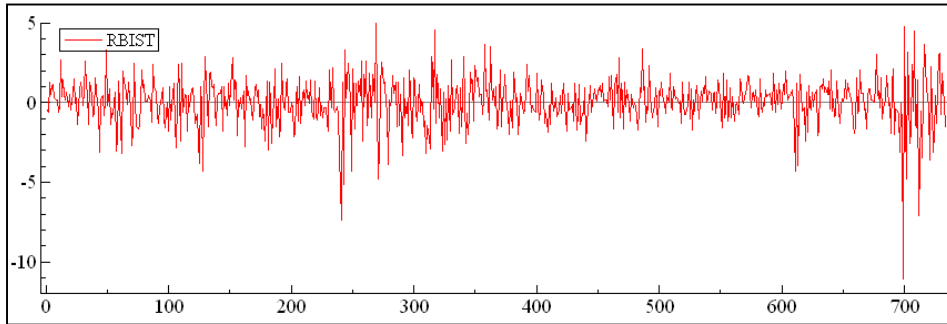
P_{t-1} ; $t-1$ zamanındaki endeksin kapanış fiyatını göstermektedir. BIST100 verileri Borsa İstanbul elektronik web sitesinden elde edilmiştir.

Türkiye (RBIST) borsası endeks getirilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de sunulmaktadır.

Şekil 1a ve Şekil 1b sırasıyla BIST endeks değerleri ile RBIST getiri serisinin grafiklerini sunmaktadır.

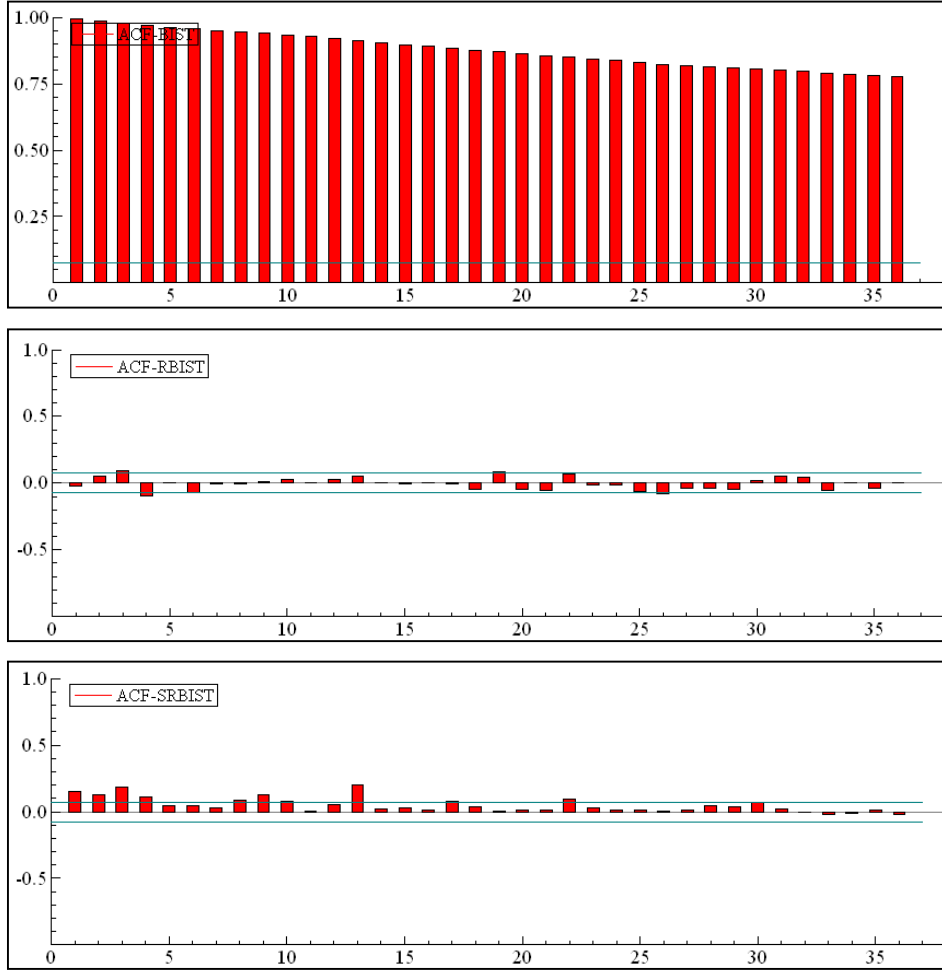
Şekil 1a: BIST-100 Endeksi

Şekil 1a incelendiğinde uygulama dönemi için yaklaşık 2011 Mayıs ayına kadar durağanlık gösteren borsa verilerinde yaklaşık 2012 Ocak başlarına kadar düşme eğilimi gözlenmektedir. Bu dönemden sonra seri iniş çıkışlar sergilese de 2013 Mayıs başlarına kadar kuvvetli artan bir trend izlemekte ve yeniden düşme ile birlikte artma eğilimi devam etmektedir.

Şekil 1b: Getiri Serisi

Şekil 1b ise getiri serisinin ortalama etrafındaki eğilimini ve volatilitte (oynaklık) kümelemelerinin varlığını görsel olarak göstermektedir.

Şekil 2: BIST Endeks, Getiri ve Getiri Kareler Serileri için ACF Grafikleri



Şekil 2’de borsa endeks değerleri ile getiri ve getiri kareler serilerinin ACF fonksiyonları verilmiştir. Endeks ve Getiri Kareler Serilerinin ACF fonksiyonları incelendiğinde, fonksiyonların uzun dönemde üstel bir azalma eğilimi gösterdiği bu özelliğin seride uzun hafıza özelliklerinin de incelenmesinin gerekliliği için görsel bir değerlendirme olabileceğini söylemek mümkündür.

Tablo 1: BIST Endeksi Getiri Serisi için Tanımlayıcı İstatistikler

Gözlem Sayısı:	734
Ortalama:	0.03457
Standart Sapma:	1.5087
Çarpıklık:	-1.0394
Basıklık:	5.6259
Minimum:	-11.064
Maksimum:	4.9763
J-B: Prob.	1098.7 (0.0000)
ARCH (2):	13.279
ARCH (5):	9.4772
ARCH (10):	6.0068
Q(5):	15.2847[0.092126]***
Q(10):	19.5965[0.0333087]*
Q(20):	31.5018[0.0489050]*
Q(50):	68.6886[0.0408113]*
Q2(5):	65.3826[0.0000]*
Q2(10):	90.0444[0.0000]*
Q2(20):	129.415[0.0000]*
Q2(50):	147.626[0.0408113]*
Uzun Hafıza(Long Memory) Test İstatistikleri	
%90, (0.861-1.747)	
%95, (0.809-1.862)	
%99, (0.721-2.098)	
Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	1.25167
Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	1.23829
Kareli Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	2.09316
Kareli Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	2.25126

Tablo 1'deki sonuçlara göre, serinin çarpıklık ve basıklık istatistiklerine bakıldığında asimetric ve kalın kuyruk (leptokurtic (fat tails)) özelliği sergilediği belirtilmektedir. Bu istatistikler getiri serisinin normal dağılıma göre daha sivri ve daha kalın kuyruklu bir dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Çarpıklık katsayısı negatif ve seri sola çarpık asimetric bir özelliğe sahiptir. Ayrıca oldukça yüksek bir değere sahip olan Jarque-Bera İstatistiği de serinin normal dağılım göstermediğinin bir ifadesi olarak istatistiksel olarak anlamlıdır. Getiri hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için çeşitli gecikmelerdeki Ljung-Box istatistikleri (Q ve Q²) tahmin edilmiştir. İstatistikler incelendiğinde getiri hataları ve kareli getiri hataları 50. gecikmeye kadar yüksek derecede ilişkili olduğu için ilişkisiz ve i.i.d. süreci (birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olma özelliği) göstermemektedir. Özellikle borsa getirilerindeki volatilité (oyunluk) kümelemelerinin yaygın etkisini göstermekte olan 50. gecikmedeki istatistik değeri de yüksektir.

Uzun hafıza özelliğinin başlangıç değerlendirmesi olarak uzun dönem bağımlılığı ve otokorelasyonu test eden Lo R/S Test istatistiği ve Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistikleri de Tablo 1’de verilmektedir. Getiri serisi için test istatistikleri “Kısa Hafıza” sıfır hipotezini reddedemezken finansal piyasalardaki volatilité (oynaklık) için en popüler proxy olarak değerlendirilen kareli getiri serileri için “Uzun Hafıza” özelliğinin bir kanıtını sunmaktadır.

Çalışmada borsa endeks getiri serisi (RBIST) için uzun hafıza özelliğinin testinden önce serinin durağanlık özelliği I (0) gösterip göstermediğinin belirlenmesi için üç farklı birim kök testi sonuçları ADF (Augmented Dickey Fuller), PP (Phillips-Perron) ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin) Tablo 2’de sunulmaktadır.

Tablo 2: Getiri Serileri için Birim Kök Testleri

Testler	RBIST
ADF	-27.5823*
PP	-27.5776*
KPSS	0.084165

* %5 anlam düzeyinde birim kök sıfır hipotezinin reddini göstermektedir. (McKinnon Kritik Değeri [-2.865], Kwiatkowski Kritik Değeri [0.463000])

ADF ve PP testleri için “sıfır hipotezi” birim kökün varlığını, durağan olmama durumunu ya da I (1) sürecini gösterirken, KPSS testi için serilerde durağanlığı gösteren I (0) sürecini ifade etmektedir. Tablo 2’deki sonuçlara göre ADF ve PP testlerinin büyük negatif sonuçları %5 anlam düzeyinde getiri serisi için birim kök sıfır hipotezinin reddini gösterirken, KPSS test istatistikleri de I (0) süreci gösteren sıfır hipotezini getiri serisi için %5 anlam düzeyinde reddedememektedir. İzleyen bölümde RBIST getiri serisi ve oynaklığı için uzun hafıza model sonuçlarına yer verilmektedir.

Model Tahmin Sonuçları

ARFIMA(p, ξ , q) model tahmin sonuçları

Bu bölümde Türkiye için getiri serisindeki uzun hafıza özelliğini incelemek amacıyla Normal, Student-t, Skewed Student-t ve GED dağılımları altında farklı (p,q) gecikme değerleri için, ARFIMA modelleri tahmin edilmektedir. RBIST getiri serisi için p,q=0,1,2 olmak üzere ARFIMA(p, ξ , q) modelinin tüm kombinasyonları tahmin edilerek karşılaştırılmış, Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) Bilgi Kriterleri en uygun modelin seçimi için kullanılmıştır. Buna göre seçilen RBIST getiri serisi için en uygun model (ARFIMA (1, ξ , 2)) tahmin sonuçları Tablo 3’te gösterilmektedir.

Tablo 3: RBIST için ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

(p, ξ , q)	RBIST (1, ξ , 2)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.034837 (0.039641) [0.3798]	0.010684* (0.000191) [0.0000]	0.103055* (0.025271) [0.0001]	0.010684* (0.000208) [0.0000]
ψ_1	0.455327* (0.18150) [0.0123]	0.010039* (0.000617) [0.0000]	0.355238* (0.015289) [0.0000]	0.010039* (0.000662) [0.0000]
ψ_2	-	-	-	-
ξ	0.101741* (0.088829) [0.0504]	0.102685* (0.002137) [0.0000]	0.056261* (0.009875) [0.0000]	0.102684* (0.002313) [0.0000]
θ_1	-0.385522* (0.14791) [0.0093]	0.009926* (0.000601) [0.0000]	-0.326159* (0.023291) [0.0000]	0.009926* (0.000667) [0.0000]
θ_2	0.106583** (0.062839) [0.0903]	0.014079* (0.000266) [0.0000]	0.061933* (0.037637) [0.1003]	0.014079* (0.000297) [0.0000]
ν	-	5.990911 (16.834) [0.7220]	1.152556* (0.099784) [0.0000]	5.990915 (16.756) [0.7208]
$\ln(\zeta)$	-	-	-	0.010221 (0.183464) [0.01225] *
Log(L)	-1338.433	-95821.348	-1297.138	-95817.897
AIC	3.668304	3.466161	3.558359	3.459474
SIC	3.705934	3.503791	3.602260	3.503375
Çarpıklık	-1.0530	-0.73304	-1.0748	-0.73304
Aşırı Baskılık	5.4872	4.9268	5.6506	4.9268
J-B	1055.1	806.99	1116.3	806.99
Q(5)	9.19906*	29.4859*	11.0399*	29.4860*
Q(10)	12.2461*	34.3963*	14.4438*	34.3964*
Q(20)	24.863*	48.0560*	26.6869	48.0561*
Q(50)	61.7176*	84.4308*	63.6374	84.4309*
Q2(5)	56.7291*	98.9949*	59.3748*	98.9950*
Q2(10)	79.1552*	134.260*	81.1124*	134.260*
Q2(20)	116.470*	183.041*	118.363*	183.041*
Q2(50)	137.833*	202.413*	137.400*	202.414*
ARCH(5)	8.6288 [0.0000]*	8.7231 [0.0000]*	8.9590 [0.0000]*	8.7231 [0.0000]*
ARCH(10)	5.5637 [0.0000]*	7.0781 [0.0000]*	5.6479 [0.0000]*	7.0781 [0.0000]*
P(40)	78.0778	139.8172	45.2265	134.8172
P(50)	89.7149	76.2715	55.0628	76.1512
P(60)	90.3834	83.7258	64.6808	90.7891

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Sonuçlar incelendiğinde ARFIMA modeli RBIST getiri serisi için uzun hafıza davranışını desteklemektedir. Farklı dağılımlar için %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunan ortalamadaki kesirli bütünleşme derecesi ξ parametresi 0.056261 ve 0.102685 arasında değişmektedir. Bu durum Etkin Piyasa

Hipotezi'nin Türkiye hisse senedi piyasası için geçerli olmadığını ve borsa endeks getirilerinin tahmin edilebilir bir davranışını göstermektedir. Tablo 3'te tanınal istatistikler RBIST getiri serisi için negatif asimetri ve büyük aşırı basıklık değerleri belirtmektedir. Jarque-Bera istatistiğinin değeri de standartlaştırılmış hataların normal dağılımdan farklı dağılımlara sahip olduğunu göstermektedir. Ljung-Box istatistikleri getiri serisi için i.i.d. özelliği (bağımsız aynı dağılıma sahip olma) sıfır hipotezini desteklememektedir. Ayrıca ARCH-LM testi sonuçları da hatalardaki ARCH etkilerinin istatistiksel anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Söz konusu bulgulara göre yalnızca getiri düzeyinde modellenmenin uzun hafıza özelliğinin varlığını yakalamak için yeterli olmadığını söylemek mümkündür. Bu amaçla oynaklıktaki (volatilité) uzun hafıza özelliği de incelenecektir. Tablo 4a-4b'de RBIST için oynaklık modelleri ve oynaklıktaki uzun hafıza FIGARCH Modeli sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 4a: RBIST Getiri Serisi İçin FIGARCH Model Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	GARCH				IGARCH			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
ω	0.095918* (0.047152) [0.0423]	0.061296 (0.046240) [0.1854]	0.079908** (0.045583) [0.0800]	0.059430 (0.050618) [0.2407]	0.049853* (0.036951) [0.0178]	0.024711 (0.03286) [0.4523]	0.041750 0.031747 0.1889	0.020965 0.020222 0.3002
β_0	0.123386* (0.047862) [0.0101]	0.075393* (0.032478) [0.0205]	0.099107* (0.035722) [0.0057]	0.059495* (0.028710) [0.0386]	0.138622* (0.052102) [0.0080]	0.075536 (0.06292) [0.2304]	0.123015* (0.05175) 0.0177	0.058615** (0.033164) 0.0776
β_1	0.841472* (0.048171) [0.0000]	0.898428* (0.048861) [0.0000]	0.868469* (0.045854) [0.0000]	0.916205* (0.048480) [0.0000]	0.861378	0.924464	0.876985	0.941385
ν	-	6.807333* (1.8875) [0.0003]	1.373100* (0.14440) [0.0000]	6.315892* (1.5947) [0.0001]	-	5.493871* (1.2183) [0.0000]	1.323971* (0.12201) [0.0000]	5.540911* (1.2686) [0.0000]
$\ln(\zeta)$	-	-	-	-0.219471* (0.06537) [0.0008]	-	-	-	-0.197013* (0.053728) [0.0003]
Log(L)	-1284.260	-1261.830	-1266.802	-1254.308	-1287.324	-1259.443	-1264.275	-1256.178
AIC	3.515034	3.456562	3.470128	3.438767	3.517938	3.447320	3.460506	3.438412
SIC	3.540121	3.487921	3.501486	3.476397	3.530481	3.472406	3.485593	3.463499
Çarpıklık	-0.70063	-0.86799	-0.76654	-1.0018	-0.70366	-0.89211	-0.68471	-1.0289
Aşırı Basıklık	3.8760	4.7722	4.2172	5.4563	3.8387	4.8669	3.6114	5.8485
J-B	518.80	787.58	614.95	1031.9	510.54	820.65	455.60	1174.0
Q(5)	5.11484	7.25579	5.73433	14.1424	9.52702	9.48855	8.32495	10.8807
Q(10)	9.16918	10.8590	9.65821	17.1013	12.8595	12.6146	11.6495	13.7137
Q(20)	16.8892	18.6370	17.4686	24.9246	19.9370	19.5300	18.3290	20.9568
Q(50)	43.9453	46.3723	44.8661	53.4085	44.9522	46.2787	44.3552	47.2284
Q2(5)	2.32795	4.84682	3.20777	6.71669**	2.51971	7.12469	3.71830	7.86631*
Q2(10)	5.22811	7.03619	5.75828	8.58389	5.50702	9.29228	6.70429	9.80567
Q2(20)	12.6436	13.2811	12.5927	14.5342	12.6074	15.2898	14.0797	15.2212
Q2(50)	29.5477	26.3899	27.6925	26.1437	30.1765	28.4381	31.7378	26.2887
ARCH(5)	0.45709 [0.8082]	0.94183 [0.4531]	0.63065 [0.6764]	1.2883 [0.2669]	0.49654 [0.7790]	1.3721 [0.2326]	0.73695 [0.5959]	1.4971 [0.1885]
ARCH(10)	0.52505 [0.8731]	0.69610 [0.7286]	0.57674 [0.8337]	0.83919 [0.5908]	0.54939 [0.8551]	0.90956 [0.5237]	0.67080 [0.7521]	0.94336 [0.4924]
P(40)	55.7040	38.5689	38.2415	20.0150	64.4352	27.0000	41.0791	26.6726
P(50)	72.7981	46.8772	47.0136	33.7804	70.2060	45.3765	57.9277	29.0055
P(60)	66.1542	58.6235	53.2210	34.2306	79.9059	57.9686	69.5921	52.2387

Tablo 4b: RBIST Getiri Serisi İçin FIGARCH Model Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	FIGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	2.826530* (1.4107) [0.0455]	2.174890* (0.68904) [0.0017]	2.385798* (0.87238) [0.0064]	2.251318* (0.63430) [0.0004]
β_0	0.185916* (0.16438) [0.02584]	0.204296 (0.23832) [0.3916]	0.196542 (0.18869) [0.2979]	0.189201 (0.22180) [0.3939]
β_1	0.416610* (0.15786) [0.0085]	0.418005 (0.28336) [0.1406]	0.411603* (0.21185) [0.0424]	0.390576* (0.25834) [0.0310]
d	0.363342* (0.10048) [0.0003]	0.300050* (0.08658) [0.0006]	0.323261* (0.08339) [0.0001]	0.277674* (0.073092) [0.0002]
v	-	7.002330* (1.7815) [0.0001]	1.377677* (0.14348) [0.0000]	6.838949* (1.6481) [0.0000]
ln(ζ)	-	-	-	-0.196079* (0.05134) [0.0001]
Log(L)	-1286.564	-1261.722	-1267.701	-1254.192
AIC	3.521321	3.456268	3.472582	3.438450
SIC	3.546408	3.487626	3.503940	3.476080
Çarpıklık	-0.83308	-0.91372	-0.87619	-0.94198
Aşırı Basıklık	4.6305	5.0210	4.8454	5.1751
J-B	739.65	871.97	810.84	926.35
Q(5)	9.22969	9.44594	9.33319	9.43186
Q(10)	12.6196	12.7904	12.7070	12.8019
Q(20)	19.6476	20.0704	19.8389	20.2330
Q(50)	46.9495	48.1435	47.5308	48.8652
Q2(5)	2.88542	3.79472	3.21690	4.27254
Q2(10)	6.26612	6.82711	6.39642	7.31207
Q2(20)	15.0478	14.9915	14.9374	15.6113
Q2(50)	32.4776	30.0814	31.0215	30.2504
ARCH(5)	0.56604 [0.7261]	0.74850 [0.5873]	0.63484 [0.6732]	0.83921 [0.5220]
ARCH(10)	0.63759 [0.7821]	0.68206 [0.7417]	0.64688 [0.7738]	0.72381 [0.7024]
P(40)	61.3793	39.2237	51.7749	27.2183
P(50)	68.8417	52.1978	68.7053	36.7817
P(60)	70.9018	71.3929	51.0928	52.2387

RBIST için tahmin edilen GARCH ve IGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde oynaklık sürecinin sürekliliğini gösteren β_0 ve β_1 katsayılarının tahmin değerlerinin toplamı bire çok yakındır. FIGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde uzun hafıza (kesirli bütünleşme) d parametresi getiri serisi için önemli derecede sıfırdan farklıdır ve oynaklık uzun hafıza süreci sergilemektedir. Ayrıca Ljung-Box istatistikleri getiri serisinin i.i.d. özelliği gösterdiğini ifade etmektedir. Dağılımın uygunluğunun testi olan Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre ise RBIST getiri serisi için farklı dağılımlar da uygundur.

Koşullu ortalama ve koşullu varyanstaki uzun hafıza dinamikleri ayrı olarak incelenmektedir fakat uzun hafıza özelliği genellikle getirilerin koşullu

ortalama ve koşullu varyanslarında birlikte gözlemlenebilmektedir. Bu nedenle izleyen aşamada söz konusu getiri serileri için koşullu ortalama ve oynaklıklarındaki ikili uzun hafıza özelliğinin varlığı için ARFIMA-FIGARCH modeli tahminlerine yer verilmektedir.

ARFIMA (p, ξ , q)-FIGARCH (p, d, q) modellerinin p, q=0,1,2 için çeşitli kombinasyonları tahmin edilmiş ve model seçim kriterlerine göre seçilen en uygun modeller Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5: RBIST Getiri Serisi İçin ARFIMA-FIGARCH Model Tahmin Sonuçları

(1, ξ , 0)-(1,d,1)				
	N	ST	GED	SST
μ	0.148927* (0.062606) [0.0176]	0.140037* (0.049117) [0.0045]	0.153544* (0.044784) [0.0006]	0.084299* (0.041563) [0.0429]
ψ_1	-0.010868 (0.065915) [0.8691]	-0.019457 (0.062924) [0.7573]	-0.010928 (0.068299) [0.8729]	-0.024140 (0.058934) [0.6822]
θ_1	-	-	-	-
ξ	0.029320 (0.053166) [0.5815]	-0.008411 (0.052618) [0.8730]	0.017494 (0.053025) [0.7416]	-0.019002 (0.049785) [0.7028]
ω	2.876297* (1.5016) [0.0558]	2.137849* (0.70005) [0.0023]	2.356161* (0.8997) [0.0090]	2.027042* (0.57651) [0.0005]
β_0	0.192234 (0.16295) [0.2385]	0.172737 (0.26448) [0.5139]	0.185175 (0.18822) [0.3255]	0.145826 (0.26444) [0.5815]
β_1	0.426247* (0.15753) [0.0070]	0.383172* (0.30829) [0.0143]	0.399523** (0.20886) [0.0562]	0.339431** (0.30747) [0.0700]
d	0.381457* (0.10064) [0.0002]	0.302389* (0.083264) [0.0003]	0.333904* (0.080332) [0.0000]	0.266530* (0.076029) [0.0005]
v	-	6.602965* (1.5791) [0.0000]	1.346231* (0.13438) [0.0000]	6.696414* (1.5534) [0.0000]
ln(ξ)	-	-	-	-0.190057* (0.065612) [0.0039]
Log(L)	-1282.078	-1257.034	-1261.845	-1251.530
AIC	3.517267	3.451661	3.464790	3.439372
SIC	3.561169	3.501834	3.514963	3.495817
Çarpıklık	-0.73421	-0.84225	-0.78232	-0.92580
Aşırı Basıklık	3.9928	4.4652	4.1989	4.8765
J-B	552.75	695.61	613.25	831.00
Q(5)	5.81001	8.48037	6.83141	13.8058**
Q(10)	9.65717	12.0073	10.5495	16.8912
Q(20)	16.2977	18.7110	17.1758	23.7807
Q(50)	44.3301	47.7797	45.6064	53.4041
Q2(5)	3.12772	4.36280	3.61728	4.98088
Q2(10)	6.98210	7.67992	7.19740	8.04922
Q2(20)	16.6437	16.8155	16.7659	17.0137
Q2(50)	35.7488	33.4890	34.5433	32.6847
ARCH(5)	0.61327 [0.6898]	0.86097 [0.5069]	0.71339 [0.6135]	0.98211 [0.4277]
ARCH(10)	0.70944 [0.7161]	0.76871 [0.6592]	0.72832 [0.6981]	0.80100 [0.6279]
P(40)	42.6071	36.1678	44.6808	22.1978
P(50)	79.4829	58.8827	63.9304	35.4175
P(60)	74.3397	63.0437	52.2387	30.3015

RBIST getiri serisi için ARFIMA-FIGARCH model tahminlerine göre RBIST getiri serisi için ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ istatistiksel olarak anlamlı değilken oynaklıktaki uzun hafıza parametresi olan d parametresi ise RBIST için istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH-LM testi sonuçları tüm getiri serileri için hatalardaki ARCH etkilerinin olmadığını destekler niteliktedir. Ayrıca kuyruk t istatistikleri v 'ler istatistiksel olarak anlamlıdır ve diğer dağılımların Normal dağılıma göre daha iyi sonuç verdiğini göstermektedir.

Model parametrelerinin güvenilir tahminlerini elde etmek için oynaklıktaki yapısal kırılmalar⁵ ICSS Inçlan Tiao (1994)' un Algoritması, ICSS (Kappa-1) ve ICSS (Kappa-2) süreçleri ile kontrol edilmiştir. Getiri serisinin varyansındaki kırılma sayısı sırasıyla söz konusu algoritmalar için sırasıyla 6, 0, 0 olarak bulunmuş ve Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: RBIST Getiri Serisi İçin Oynaklıktaki Kırılmalar

ICSS(IT)	ICSS(K-1)	ICSS(K-2)
01.03.2011	----	----
04.03.2011		
25.03.2011		
21.03.2013		
26.03.2013		
16.04.2013		

* ICSS(IT), ICSS(K-1) ve ICSS(K-2) sırasıyla Inçlan Tiao Algoritmasını, Kappa-1 ve Kappa-2 süreçlerini ifade etmektedir.

Tablo 6 incelendiğinde, Inçlan Tiao' nun ICSS algoritması sadece 2011'in mart ayına ait 3, 2013'ün de mart ve nisan aylarına ait 3 yapısal kırılma göstermiş diğer algoritmalara göre ise çalışma dönemi için oynaklıkta yapısal kırılma bulunamamıştır. Buna göre ICSS algoritmasının gösterdiği yapısal kırılma tarihleri için kukla değişkenli tahmin edilen ARFIMA-FIGARCH modeli sonuçları istatistiksel anlamlı bulunamamıştır. Model sonuçları farklı dağılımlar için Tablo 7'de verilmiştir.

⁵ Yapısal Kırılma Testleri ile ilgili ayrıntılı bilgi için, Bkz. Sanso vd. (2004), Çağlı vd. (2011).

Tablo 7: Kukla Değişkenli ARFIMA-FIGARCH Model Sonuçları

	(1, ξ , 0)-(1,d,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.147809* (0.062168) [0.0177]	0.139786* (0.049358) [0.0048]	0.153401* (0.045520) [0.0008]	0.084161* (0.041628) [0.0436]
ψ_1	-0.007505 (0.067837) [0.9119]	-0.019563 (0.063081) [0.7566]	-0.010301 (0.068659) [0.8808]	-0.024292 (0.059068) [0.6810]
θ_1				
ξ	0.027311 (0.053693) [0.6112]	0.009067 (0.053137) [0.8646]	0.017708 (0.053231) [0.7395]	-0.018648 (0.050064) [0.7090]
ω	2.875226** (1.5130) [0.0578]	2.134646* (0.70119) [0.0024]	2.357226* (0.90889) [0.009]	2.024747* (0.57685) [0.0005]
β_0	0.212156 (0.20744) [0.3068]	0.184015 (0.28209) [0.5144]	0.201609 (0.21647) [0.3520]	0.150400 (0.27642) [0.5865]
β_1	0.434537* (0.17706) [0.0144]	0.390785 (0.32296) [0.2267]	0.409075** (0.22694) [0.0719]	0.341854 (0.31990) [0.2856]
d	0.377258* (0.10380) [0.0003]	0.302127* (0.085136) [0.0004]	0.332412* (0.082074) [0.0001]	0.266312* (0.077191) [0.0006]
v		6.640786* (1.6222) [0.0000]	1.347717* (0.13602) [0.0000]	6.714033* (1.5683) [0.0000]
ln(ξ)				-0.190040 (0.065764) [0.004]
Log(L)	-1281.831	-1256.965	-1261.730	-1251.468
AIC	3.519322	3.454202	3.467202	3.441933
SIC	3.569495	3.510648	3.523647	3.504650
Çarpıklık	-0.73003	-0.83832	-0.77782	-0.92224
Aşırı Basıklık	4.0420	4.4869	4.2337	4.8877
J-B	564.08	700.73	621.34	833.54
Q(5)	5.84549	8.40629	6.78446	13.7294
Q(10)	9.65292	11.9080	10.4697	16.8087
Q(20)	16.1903	18.5696	17.0312	23.6596
Q(50)	44.4220	47.6984	45.5766	53.3388
Q2(5)	3.01153	4.20677	3.47543	4.83113
Q2(10)	7.06574	7.61095	7.19250	7.97145
Q2(20)	16.7931	16.7841	16.8107	16.9894
Q2(50)	36.7953	33.7391	35.0998	32.8841
ARCH(5)	0.58975 [0.7079]	0.83016 [0.5284]	0.68506 [0.6349]	0.95296 [0.4460]
ARCH(10)	0.71791 [0.7080]	0.76173 [0.6660]	0.72763 [0.6988]	0.79292 [0.6357]
P(40)	42.6071	36.0587	43.0437	23.9441
P(50)	70.4789	53.9714	64.0668	35.2810
P(60)	68.2824	66.3179	48.6371	32.2660

Sanso vd., (2004: 32) de, IT algoritmasının aşırı basık (leptokurtic) ve koşullu değişen varyans sürecine sahip finansal zaman serileri için K-1 ve K-2 algoritmalarına göre bazı zayıf yönlerinden bahsedilmiştir. Çalışmada bahsedildiği üzere K-2 algoritması söz konusu özelliğe sahip finansal zaman serileri için daha

doğru sonuçlar vermektedir. Çalışmada, K-1 ve K-2 algoritmaları oynaklıkta kırılma göstermemektedir.

Bu durum da göz önünde bulundurulduğunda RBIST serisinin oynaklığında incelenen dönem içerisinde uzun hafıza özelliğini etkileyecek önemli kırılmalar olmadığı söylenebilir. Ayrıca model sonuçlarına göre kukla değişkensiz ARFIMA-FIGARCH model tahminine göre ortalama ve oynaklık için uzun hafıza parametreleri ξ ve d 'nin değerlerinde önemli bir farklılık da görülmemektedir.

SONUÇLAR

Bu çalışmada 2010-2013 dönemi için Türkiye için borsa getirilerindeki ikili uzun hafıza özellikleri ARFIMA-FIGARCH model türleriyle incelenmiş ve söz konusu ülkeler için Etkin Piyasa Hipotezi test edilmiştir. Ülke ekonomilerinin en önemli göstergelerinden biri olan menkul kıymetler borsaları için Etkin Piyasa Hipotezi'nin test edilmesi yatırım politikaları için oldukça önemlidir. Hisse senedi fiyatları parasal şoklardan hemen ve doğrudan etkilenmekte olan ekonomide net gözlenebilen aktif fiyatlar arasındadır. Bu açıdan hisse senedi piyasasındaki hareketler para politikası kararlarını, yatırım kararlarını önemli ölçüde etkilemektedir.

Bu amaçla çalışmada ilk olarak getiri serisindeki uzun hafıza özelliği için farklı dağılımlarla ARFIMA modelleri tahmin edilmiş ve RBIST getiri serisi için istatistiksel anlamlı bulunmuştur. Getiri serilerinin oynaklıklarının modellenmesi ve uzun hafıza özelliği için ayrıca GARCH, IGARCH, FIGARCH model tahminleri elde edilmiştir. FIGARCH model tahmin sonuçları oynaklığın tüm getiri serilerinde uzun hafızaya sahip olduğunu göstermiştir. Ayrıca uzun hafıza özelliğinin serinin ortalama ve oynaklığında aynı anda bulunabilme özelliğini test etmek için de ARFIMA-FIGARCH modelleri farklı dağılımlar için birlikte tahmin edilmiştir. Sonuçlar özellikle oynaklıkta uzun hafıza özelliğinin bulunduğunu göstermektedir. Oynaklıkta yapısal kırılmanın varlığını test etmek için ICSS (Inclan Tiao), ICSS (Kappa-1) ve ICSS (Kappa-2) algoritmalarından yararlanılmış fakat sadece ICSS (Inclan Tiao) algoritması oynaklıkta kırılma göstermiştir. Buna göre kukla değişkenli tahmin edilen ARFIMA-FIGARCH modeli sonuçlarına göre ortalama ve oynaklık için uzun hafıza parametreleri sırasıyla ξ ve d 'nin değerlerinde önemli bir farklılık da görülmemektedir. Dolayısıyla getiri serisi için ilgilenilen dönemde uzun hafıza özelliğini etkileyecek oynaklığında anlamlı bir kırılma söz konusu değildir.

Elde edilen bulgular, Türkiye için hisse senedi piyasasının zayıf formda etkinsiz olduğunu göstermektedir. Oynaklığın öngörülebilir yapıda olması nedeniyle hisse senedi piyasaları ile ilgili teknik analizlerin geçerli olabileceğini söylemek mümkün olmaktadır.

KAYNAKÇA

Assaf, A. (2007). Fractional integration in the equity markets of MENA region. *Applied Financial Economics*, 17 (9): 709-723.

Baillie, R. T., Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74 (1): 3-30.

Baillie, R. T. (1996). Long memory process and the fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics*, 73: 5-59.

Balaban, E. (1995). Some empirics of the Turkish stock market. *Central Bank of Republic of Turkey Research Department*, Discussion Paper No. 9508. <http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/9508eng.pdf>

Barkoulas, J. T., Baum, C. F. ve Travlos, N. (2000). Long memory in the Greek stock market. *Applied Financial Economics*, 10 (2): 177-184.

Blasco, N. ve Santamaria, R. (1996). Testing memory patterns in the Spanish stock market. *Applied Financial Economics*, 6 (5): 401-411.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31 (3): 307-327. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)

Cajueiro, D. O. ve Tabak, B. M. (2006). The long-range dependence phenomena in asset returns: The Chinese case. *Applied Economics Letters*, 13 (2): 131-133.

Caporale, G. M. ve Gil-Alana, L. A. (2004). Long range dependence in daily stock returns. *Applied Financial Economics*, 14 (6): 375-383.

Christodoulou-Volos, C. ve Siokis, F. M. (2006). Long range dependence in stock market returns. *Applied Financial Economics*, 16 (18): 1331-1338.

Çağlı, E. Ç., Mandacı, P. E. ve Kahyaoğlu, H. (2011). Volatility shifts and persistence in variance: Evidence from the sector indices of Istanbul stock exchange. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4 (3): 119-140.

Çevik, E. İ. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda etkin piyasa hipotezinin uzun hafıza modelleri ile analizi: Sektörel bazda bir inceleme. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 7 (26): 4437-4454.

Çevik, E. İ. ve Erdoğan, S. (2009). Bankacılık sektörü hisse senedi piyasasının etkinliği: Yapısal kırılma ve güçlü hafıza. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (1): 26-40.

Disario, R., Saraoglu, H. ve McCarthy, J., ve Li, H. (2008). Long memory in the volatility of an emerging equity market: The case of Turkey. *International Financial Markets, Institutions ve Money*, 18 (5): 305-312.

Elder, J. ve Serletis, A. (2007). On fractional integrating dynamics in the US stock market. *Chaos, Solitons and Fractals*, 34 (3): 777-781.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50 (4): 987-1007.

Gil-Alana, L. (2006). Fractional integration in daily stock market indexes. *Review of Financial Economics*, 15 (1): 28-48.

Granger, C. W. J. (1980). Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*, 14 (2): 227-238.

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 (1): 15-29.

Hosking, J. R. M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68 (1): 165-176.

Kang, S. H., Cheong, C. ve Yoon, S-M. (2010). Long memory volatility in Chinese stock markets. *Physica A*, 389: 1425-133.

Kasman, A., Kasman, S. ve Torun, E. (2009). Dual long memory property in returns and volatility: Evidence from the CEE countries' stock markets. *Emerging Market Review*, 10 (2): 122-139. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ememar.2009.02.002>

Kasman, A. ve Torun, E. (2007). Long memory in the Turkish stock market return and volatility. *Central Bank Review*, 7 (2): 13-27.

Kılıç, R. (2004). On the long memory properties of emerging capital markets: Evidence from Istanbul stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 14 (13): 915-922.

Korkmaz, T., Çevik, E. İ. ve Özataç, N. (2009). Testing for long memory in ISE using ARFIMA-FIGARCH model and structural break test. *International Research Journal of Finance and Economics*, 26: 186-191.

Lux, T. ve Kaizoji, T. (2007). Forecasting volatility and volume in the Tokyo stock market: Long memory, fractality and regime switching. *Journal of Economic Dynamics ve Control*, 31 (6): 1808-1843.

Maheshchandra, J. P. (2012). Long memory property in return and volatility: Evidence from the Indian stock markets. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 4 (2): 218-230.

McMillan, D. G. ve Thupayagale, P. (2008). Efficiency of the South African equity market. *Applied Financial Economics Letters*, 4 (5): 327-330.

Resende, M. ve Teixeira, N. (2002). Permanent structural changes in the Brazilian economy and long memory: A stock market perspective. *Applied Economics Letter*, 9 (6): 373-375.

Sansó, A., Arragó, V. ve Carrion, J. L. (2004). Testing for change in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economía Financiera*, 4: 32-53.

Tolvi, J. (2003a). Long memory in a small stock market. *Economics Bulletin*, 7 (3): 1-13.

Tolvi, J. (2003b). Long memory and outliers in stock market returns, *Applied Financial Economics*, 13 (7): 495-502.

Ural, C. ve Küçüközmen, C. (2011). Analyzing the dual long memory in stock market returns. *Ege Academic Review*, 11 (Özel Sayı): 19-28. http://www.onlinedergi.com/makaledosyaları/51/pdf2011_5_3.pdf

Vats, A. (2011). Long memory in return and volatility: Evidence from foreign exchange market of Asian countries. *The International of Applied Economics and Finance*, 5 (4): 245-256.

Vougas, D. V. (2004). Analysing long memory and volatility of returns in the Athens stock exchange. *Applied Financial Economics*, 14 (6): 457-460.