

İKİLİ UZUN HAFIZADA ASİMETRİ ETKİSİ: BİST BANKA ENDEKSİ ÖRNEĞİ¹

ASYMMETRY EFFECT IN DUAL LONG MEMORY: BIST BANK INDEX CASE

İsmail ÇELİK*

Harun KAYA**

Öz


Çalışmanın amacı, Türk bankacılık sektör endeksinin getiri ve volatilitesinde ikili uzun hafıza özelliğini ARFIMA-FIGARCH ve ARFIMA-FIEGARCH modeli ile inceleyerek etkin piyasalar hipotezini test etmektir. Bu amaçla modelde veri seti olarak 2008-2017 dönemi Borsa İstanbul Banka Endeksi (XUBANK) kapanış fiyatları kullanılmıştır. İkili uzun hafızayı test etmek için farklı hata dağılım varsayımlarına göre kurulan ARFIMA-FIGARCH model tahminlerine göre, getiride uzun hafıza özelliğine ilişkin bulgular elde edilemezken; volatilitede uzun hafıza özelliğini destekler bulgulara ulaşılmıştır. Ayrıca, söz konusu dönemde ortaya çıkan yapısal kırılmanın volatilitedeki uzun hafıza üzerinde istatistiksel bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Bilgi şoklarının asimetrik etkisini de ölçmek için ARFIMA-FIEGARCH modeli Student-t dağılımına göre tahmin edilmiş ve getiride uzun hafıza olmadığı tespit edilmiştir. Ancak getiri volatilitesinde uzun hafıza parametresinin 0,74 olduğu ve negatif bilgi şoklarının pozitif bilgi şoklarına göre daha fazla oynaklığa sebep olduğu gözlenmiştir.


Anahtar Kelimeler: Etkin Piyasa Hipotezi, BİST Banka Endeksi, İkili Uzun Hafıza, ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH, Volatilité

Abstract

The aim of this paper is to test the efficient market hypothesis by examining the dual long memory feature of the Turkish banking sector index in return and volatility with the ARFIMA-FIGARCH and ARFIMA-FIEGARCH models. For this purpose, closing prices of 2008-2017 period Stock Exchange Istanbul Bank Index (XUBANK) were used as data set in the model. To the ARFIMA-FIGARCH model estimates established according to different error distribution assumptions to test the dual long memory, while no findings can be obtained about the long memory feature in the return; the volatility has long been supported by findings that support long memory. Moreover, it has been determined that structural break has no statistical effect on the long memory related to the volatility in the mentioned period. In order to measure the asymmetric effect of the information shocks, the ARFIMA-FIEGARCH model was estimated according to the Student-t distribution and it was found that there was no long memory in the return. However, it was observed that the rate of long memory in the volatility of return was 0.74 and the negative information shocks caused more volatility than the positive information shocks.

Keywords: Efficient Market Hypothesis, BIST Bank Index, Dual Long Memory, ARFIMA-FIGARCH, ARFIMA-FIEGARCH, Volatility

*  Doç. Dr., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, ismailcelik@mehmetakif.edu.tr

**  Arş. Gör., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, hkaya@mehmetakif.edu.tr

¹ Bu çalışma 1. uluslararası bankacılık kongresinde sunulan "Getiri ve Volatilitede Uzun Hafıza: BİST Banka Endeksi Özelinde Etkin Piyasalar Hipotezinin Testi" başlıklı özet bildirinin genişletilmiş ve gözden geçirilmiş halidir.

EXTENDED SUMMARY

Background

The hypothesis that the price movements in financial markets are incidental and cannot be predicted has been developed by Fama (1970) and entered into literature under the name of Efficient Market Hypothesis. The hypothesis explains the formation of securities prices on the basis of informational activity. Accordingly, the prices in an effective market reflect all available information, and a new information on the market is immediately or soon priced. Therefore, it is not possible for any economic actor to obtain a higher than normal return using any information.

Purpose

The aim of this paper is to test the efficient market hypothesis by examining the dual long memory feature of the Turkish banking sector index in return and volatility with the ARFIMA-FIGARCH and ARFIMA-FIEGARCH models.

Method

Several empirical studies related to the efficient market hypothesis necessitated the analysis of time series which have high frequency and dynamic volatility instead of stochastic walking models with conditionally heteroscedastic models. ARCH-GARCH type models are insufficient in revealing the long memory characteristic of the volatility of financial time series. For this reason, ARFIMA model has been developed by characterizing long memory feature with fractional number instead of whole number and then FIGARCH model has been proposed by expanding the representation of the model. Thus, the modeling of price movements in financial markets in a non-linear structure increased the success of statistical analyzes. This study is expected to contribute to the literature in terms of being the first study to measure asymmetric effects in dual long memory with ARFIMA-FIEGARCH model in Turkish banking index.

Findings

According to ARFIMA-FIGARCH prediction results, it was determined that the most appropriate estimation model was ARFIMA-FIGARCH model which is estimated according to Student-t error distribution assumption. When the results are examined, it is observed that there is no long memory in the yield and the d parameter representing long memory in return volatility is 0.74. It has been found that the series has a long memory, covariance has a non-stationary finite effect response weights. It is also understood from the θ_1 parameter that the signal of the shock is negative or that the negative information shocks reaching the market cause more volatility than the positive information shocks. θ_2 and skewness parameters ν are also statistically significant. When Loglikelihood is taken into consideration, it is understood that there is a more consistent model than the models that were installed before.

Conclusions

In the Turkish banking sector, it is concluded that future returns cannot be estimated based on past returns, but future volatilities exhibit predictable characteristics. Hence, the impact of information shocks and policy changes on the market in the banking sector is manifested in the long term. In this respect, it should be interpreted that the banking index is not an index with weak form activity.

GİRİŞ

Finansal piyasalarda fiyat hareketlerinin tesadüfi olarak gerçekleştiği ve önceden kestirilemeyeceği hipotezi Fama (1970) tarafından geliştirilerek “Etkin Piyasa Hipotezi” ismiyle literatüre girmiştir. Hipotez, menkul kıymet fiyatlarının oluşumunu bilgisel etkinlik temelinde açıklamaktadır. Buna göre, etkin bir piyasada fiyatlar mevcut tüm bilgiyi yansıtmakta ve piyasaya gelen yeni bir bilgi anında ya da çok kısa bir süre içerisinde fiyatlanmaktadır. Dolayısıyla hiçbir ekonomik aktörün herhangi bir bilgiyi kullanarak normalin üzerinde getiri elde edebilmesi mümkün olmamaktadır.

Bilginin, menkul kıymet fiyatlarına yansımaya bağlı olarak üç farklı etkin piyasa formu bulunmaktadır. Birincisi, zayıf formda piyasa etkinliğidir. Bu formda menkul kıymetle ilgili geçmiş bilgiler şimdiki fiyatlara tamamen yansıtmakta ne teknik ne de temel analiz yardımıyla aşırı getiri elde etme imkanı bulunmamaktadır. İkinci form yarı güçlü etkin piyasalardır. Bu formdaki piyasalarda fiyatlar geçmiş bilgilerin yanı sıra kamuya açıklanmış bilgileri de yansıtmaktadır. Bilginin, içeriden öğrenenler olarak tanımlanan yatırımcılara öncelikli olarak ulaşması sözü edilen yatırımcıların yarı güçlü etkin piyasalarda normalin üzerinde getiri elde edebilmelerine neden olabilmektedir. Son olarak güçlü formdaki etkin piyasalar, birinci ve ikinci formdaki bilgilere ek olarak açıklanmamış bilgileri de kapsamakta ve fiyatlar mevcut tüm bilgileri yansıttığı için içeriden öğrenenler ve profesyonel portföy yöneticileri dahi aşırı getiri elde edememektedir (Fama, 1970: 383-384; Brealey ve Myers, 2003; Eoma vd., 2008; Mun vd., 2008; Türkyılmaz ve Balıbey, 2014: 282).

Etkin Piyasa Hipotezi ile ilgili yapılan birçok ampirik çalışma, rassal yürüyüş modelleri yerine yüksek frekansa sahip ve dinamik oynaklık sergileyen zaman serilerinin koşullu değişen varyans modelleriyle analiz edilmesini gerekli kılmıştır (Engle, 1982; Bollerslev, 1986). ARCH-GARCH türü modeller finansal zaman serilerinin volatilitesindeki uzun hafıza özelliğini ortaya çıkarma noktasında yetersiz kalmaktadır. Bu nedenle uzun hafıza özelliği tam sayı yerine kesirli sayıyla karakterize edilerek öncelikle ARFIMA modeli geliştirilmiş daha sonra modelin gösterimi genişletilerek FIGARCH modeli önerilmiştir. Böylece finansal piyasalardaki fiyat hareketlerinin doğrusal olmayan bir yapıda modellenmesi istatistiki analizlerin başarısını artırmıştır (Granger, 1980; Granger ve Joyeux, 1980; Hosking, 1981; Baillie, 1996; Baillie vd., 1996).

Çalışma, BİST banka endeksinde ARFIMA-FIEGARCH modeli ile uzun hafızada asimetrik etkilerin ölçüldüğü ilk çalışma olması açısından literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmanın ilerleyen kısımlarında sırasıyla konuyla alakalı literatür araştırmasına yer verilecek olup yöntem aktarıldıktan sonra analiz yapılacak ve sonuç kısmında analiz bulguları ışığında değerlendirmelere yer verilecektir.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Hem ulusal hem de uluslararası finans literatüründe, özellikle pay senedi getiri ve volatilitelerinde uzun hafıza özelliğinin test edilmesi son yıllarda ilgi çekici bir konu haline gelmiştir. Özellikle getiri serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalma, standart GARCH modeli ile doğrusal olmayan fiyat hareketlerinin isabetli tahminin önüne geçmektedir. Bu sebeple borsa endekslerinde uzun hafızayı test eden yurt içi ve yurt dışı için yapılan ampirik çalışmalardan elde edilen bulgular şu şekildedir.

Elder ve Serletis (2007), 1928-2006 dönemi için Dow Jones Endüstri Endeksi günlük verilerini yarı parametrik ve dalgacık yöntemleriyle rassal yürüyüş tipi özellik gösterip göstermediğini incelemişler ve endeksin kesirli bütünleştiğine dair bulgulara ulaşamamışlardır. Lux ve Kaizoji (2007), Tokyo pay senedi piyasasında yer alan 100 firmanın 1975-2001 dönemi günlük verilerini kullanarak yapmış oldukları çalışmada uzun hafıza modellerinin kısa hafıza modellerine göre daha etkin olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Mcmillan ve Thupayagele (2008), 1987-2007 dönemi Güney Afrika pay senedi piyasası günlük verileri ve ARFIMA-FIGARCH modelini kullanarak yaptıkları çalışmada, ortalama getirinin aksine volatilitede uzun hafıza özelliğinin varlığına dair bulgulara ulaşmışlardır. Ural ve Küçüközmen (2011), zayıf formda etkin piyasa hipotezini sınamak için ARFIMA-FIGARCH modeli ve yapısal kırılma testi kullanarak S&P500, FTSE100, DAX, CAC40 ve ISE100 borsa endekslerinin getiri serilerinde ikili uzun hafıza özelliklerini incelemişlerdir. Ele alınan 5 borsada da ikili uzun hafıza özelliğinin bulunmasından dolayı tüm borsalar için zayıf formda etkinlik olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Maheshchandra (2012), Bombay Borsası ve

Hindistan Ulusal Borsasının 2008-2011 dönemi günlük getirileri ve ARFIMA-FIGARCH modelini kullanarak uzun hafıza özelliğini incelemiştir. Her iki borsanın ARFIMA modeli ile getirilerinde uzun hafıza özelliği bulunamazken, FIGARCH modeli ile Bombay Borsasında daha güçlü olmak üzere her iki borsanın da volatilitesinde uzun hafıza özelliğine dair bulgulara ulaşılmıştır.

Çevik ve Erdoğan (2009), 2003-2007 yıllarını kapsayan dönem için Türk bankacılık sektörünün zayıf formda etkinliğini, pay senedi hesaplanmış haftalık kapanış fiyatlarını kullanarak yapısal kırılma testleri ve uzun hafıza modelleriyle incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre pay senetlerinin tamamında yapısal kırılma tespit edilmiş ancak kırılmanın etkisi ortadan kaldırıldığında fiyat serilerinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve bankacılık sektörünün zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Korkmaz vd. (2009), 1998-2008 dönemi, IMKB100 günlük kapanış fiyatları için yapısal kırılma testi ile ARFIMA-FIGARCH modelini kullanarak getiri ve volatilitede uzun hafıza özelliğini araştırmışlardır. Analizin bulguları, getirinin uzun hafıza özelliği göstermediği ancak volatilitenin uzun hafıza özelliği gösterdiği şeklinde yorumlanmıştır. Çevik (2012), 1997-2011 dönemi için 10 farklı sektör endeksi günlük kapanış fiyatlarıyla yarı parametrik ve parametrik modelleri kullanarak zayıf formda etkin piyasa hipotezini test etmiştir. Sektörlere ilişkin volatilitelerinin uzun hafıza özellikleri bulunması IMKB'nin zayıf formda etkin olmadığına kanıt olarak gösterilmiştir. Türkyılmaz ve Balıbey (2014), 2010-2013 BİST günlük pay senedi kapanış fiyatlarını ve ARFIMA-FIGARCH modellerini kullanarak, Türkiye pay senedi piyasasında ikili uzun hafıza özelliğinin varlığını incelemiştir. ARFIMA modeli sonuçları BİST getirilerinde uzun hafıza özelliği gösterirken FIGARCH modeli de getiri volatilitesinde uzun hafıza özelliği göstermiştir. Ortalama ve volatilitedeki birlikte uzun hafıza özelliğini tespit etmek için ARFIMA-FIGARCH modeli kullanılmış ve BİST getirileri için ortalama uzun hafızanın varlığına dair bulgulara ulaşılamazken, volatilitede uzun hafızanın varlığına yönelik bulgular elde edilmiş ve BİST'in zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Yüksek frekanslı zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalma, uzun dönem bağımlılık ve yavaş ortalamaya dönme eğilimi uzun hafıza özellikleri olarak tanımlanmaktadır. ARCH ve GARCH türü modeller doğrusal olmayan fiyat hareketlerini modellemede yani uzun hafıza özelliklerini değerlendirmede yetersiz kalmaktadır (Granger ve Joyeux, 1980). Dolayısıyla bu çalışma XUBANK getiri ve volatilitesinde uzun hafıza özelliklerini 2008-2017 dönemi için ARFIMA-FIGARCH türü modeller kullanarak Etkin Piyasa Hipotezini test etmektedir.

2. YÖNTEM

Finansal zaman serilerinde volatilitenin modellenmesine ilişkin ilk çalışma Engle (1982) tarafından (ARCH) gerçekleştirilmiştir. ARCH modeli tahminlerinde, koşullu varyans için birçok hata terimi karesi gecikmesinin istatistiksel anlamlı sonuçlar vermesi tahmin edilecek parametre sayısını arttırmakta bu da modeli kullanışsız hale getirmektedir. Bollerslev (1986), geçmiş dönem bilgilerini içeren ve gecikmelere uyarlanabilen ARCH modelini genişleterek genelleştirilmiş ARCH ya da GARCH olarak ifade edilen yöntemi geliştirmiştir. Standart bir GARCH modeli (1), (2) ve (3) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^s \phi_i r_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$u_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3)$$

Burada, $h_t > 0$ için, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, ($i = 1, 2, \dots, q$), ($j = 1, 2, \dots, p$) ve $h_t \sim N(0, 1)$ 'dir.

r_t , t zamanındaki logaritmik getiriyi; h_t , r_t 'nin koşullu varyansı ile koşullu varyansın gecikmeli değerlerinin toplamını; u_t , seriye ait korelasyonsuz ortalama-düzeltilmeli endeks getirisini; ε_t , ak gürültü sürecini, p ve q ise negatif olmayan tam sayıları göstermektedir. (3) numaralı eşitlikte α_i parametresi hata

terimlerinin gecikmeli değerlerinin karesinin volatilité üzerindeki etkisini, β_j parametresi ise bir önceki dönemin hata teriminin koşullu varyansının, cari dönem hata teriminin koşullu varyansı üzerindeki etkisini açıklamaktadır.

Yukarıda ifade edilen ARCH ve türevi modeller doğrusal olmayan fiyat hareketlerini modellemede yetersiz kalmasından ötürü Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) getirideki uzun hafıza özelliğinin test edilmesi için ARFIMA modelini önermişlerdir. Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981)'in ARFIMA modeli şöyledir:

$$\Psi(L)(1-L)^\xi (y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t \quad (4)$$

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

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

Burada $\Gamma(\cdot)$ bir gama fonksiyonunu; $(1-L)^\xi$, kesirli fark alma operatörünü; ε_t , birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip σ_t^2 varyansa sahip hata terimlerini; L , gecikme operatörünü, y_t getiriyi, μ ortalamayı göstermektedir. ARFIMA modeline göre ξ parametresi için $-0.5 < \xi < 0$ durumunda, serinin kalıcı etki gözlenemeyen kısa hafıza özelliği sergilediği, $0 < \xi < 0.5$ durumunda, serinin uzun hafıza özelliği sergilediği ve durağan olduğu şeklinde yorumlanmaktadır. $d = 0$ durumu, serinin kısa hafıza özelliği seyrettiği ve durağan olduğu, $d \geq 1$ durumunda ise serinin durağan olmadığı ve ortalamadan uzaklaştığı şeklinde yorumlanmalıdır (Turgutlu, 2004).

Baillie vd. (1996) ise yüksek frekanslı zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalmayı yani volatilitéde uzun hafıza özelliğini tespit etmek için FIGARCH modelini geliştirmiştir. FIGARCH modelinde şokların koşullu varyans üzerine etkilerinin devamlılığı d kesirli bütünleşme parametresi ile ölçülmektedir. d parametresinin sıfıra (0) eşit olması durumunda FIGARCH (p, d, q) süreci GARCH (p, q) sürecine; bire (1) eşit olması durumunda ise IGARCH sürecine dönüşmektedir (Türkyılmaz ve Balıbey, 2014). GARCH (p, q) modelinin AR polinomunda birim kök barındırması durumunda tümleşik GARCH (IGARCH) elde edilmektedir.

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1 \quad (6)$$

(5) numaralı koşul, zayıf durağan GARCH sürecini belirtmekte, ancak bu koşul getiri serisinin mutlak değerindeki kalıcı otokorelasyon sorunu için yeterli olmamaktadır. Engle ve Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen IGARCH modeli ile (6) numaralı koşuldaki parametrelerin toplamının bire eşitlenmesi suretiyle sürecin durağan olmasını sağlanmıştır. Baillie vd. (1996) (4) numaralı ARFIMA modelini kareli hatalar üzerine uygulayarak elde ettikleri FIGARCH (p, d, q) modeli şöyledir:

$$\Phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (7)$$

Burada $\Phi(L)$ ve $[1 - \beta(L)]$ 'nin tüm kökleri, GARCH modelinin kovaryans durağan koşulları sağlaması birim çember dışında olması gerekmektedir. v_t , sıfır ortalamalı ilişkisiz hatalardır ($v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$); ε_t^2 , GARCH süreci kareli hataları ve ω ise varyans denkleminin kesme parametresidir. Böylece Baillie vd.

(1996), FIGARCH (p, d, q) sürecinin $0 \leq d < 1$ durumunda koşullu varyans üzerine bir şokun etkisinin hiperbolik oranda azaldığını ifade etmişlerdir. Bollerslev ve Mikkelsen (1996), GARCH modelinde parçalı fark belirleyici ile tahmin edilen birim kökün yerine $d=0$ için EGARCH, $d=1$ için IEGARCH modelini birleştirerek FIEGARCH modelini oluşturmuşlardır. FIEGARCH (p, d, q) modeli aşağıdaki ifade edilmiştir (Bollerslev ve Mikkelsen, 1996: 160).

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \phi(L)^{-1}(1-L)^{-d}[1 + \alpha(L)]g(z_{t-1}) \quad (8)$$

Koşullu ortalama ARFIMA sınıfı modellerine benzetilerek $\log(\sigma^2)$ -0.5 ile 0.5 aralığında d için kovaryans sabittir ve tersine çevrilebilir. Ayrıca FIEGARCH modeli parametrelerinin, modelin iyi tanımlanabilmesi için negatif olmayan kısıtlamaları yerine getirmesi gerekmez (Bollerslev ve Mikkelsen, 1996:160).

Uzun hafıza özelliği test edilirken parçalı bütünleşme parametresi d'nin belirlenmesi için parametrik ve yarı parametrik yöntemler kullanılmaktadır. d parametresi elde edilirken doğru model formuyla çalışmak önemli olduğundan bu çalışmada serilerin fourier dönüşüme tabi tutulduğu yarı parametrik yöntemle kullanılmıştır. Yarı parametrik yöntemler için literatürde en sık kullanılan yöntem Geweke ve Porter Hudak (1983) (GPH) tarafından geliştirilmiş log-periodogram regresyonudur. GPH, d parametresinin asimtotik normal ve tutarlı olduğunu sadece $d < 0$ durumu için ispatlamış, daha sonra Robinson (1995) (M-Lo R/S) $0 < d < 0.5$ durumu için bütünleşme parametresinin asimtotik normal ve tutarlı olduğunu ispatlamış, Phillips (1999a & 1999b), bütünleşme parametresi için $d \geq 0.5$ durumunda dahi tutarlı sonuçlar bularak modifiye edilmiş log-periodogram (M-LP) ya da (M-GPH) yöntemini geliştirmiştir (Çevik, 2009).

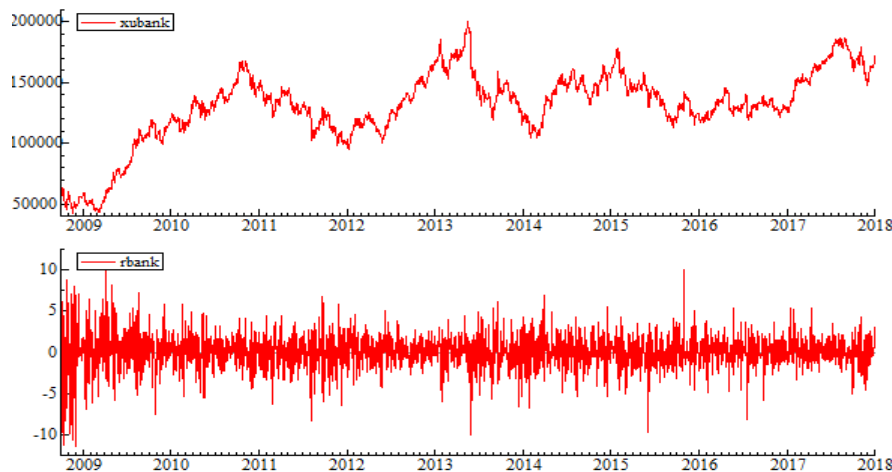
3. ANALİZ

Araştırmada 07/10/2008-29/12/2017 döneminde XUBANK kapanış fiyatlarından elde edilen 2559 günlük gözlem dikkate alınarak logaritmik getiri verileri kullanılmıştır. Logaritmik getiri serisi denklem (9) kullanılarak hesaplanmıştır.

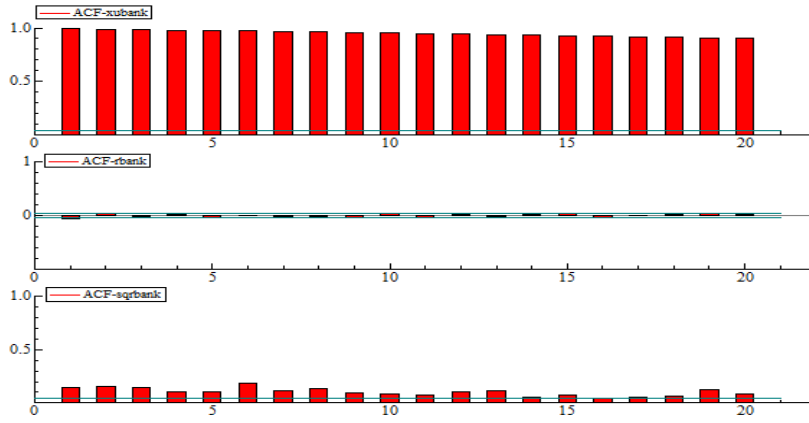
$$r_t = 100x[\text{Ln}(P_t / P_{t-1})] \quad (9)$$

Burada P_t , t günündeki, P_{t-1} ise bir önceki güne ait XUBANK kapanış fiyatlarını göstermektedir. Çalışmada kullanılan veri seti yahoo finance adreslerinden elde edilmiştir.

Şekil 1'de XUBANK fiyat ve getiri serilerine ilişkin grafikler, Şekil 2'de ise sırasıyla fiyat, getiri ve kareli getiri serilerine ilişkin otokorelasyon fonksiyon grafikleri sunulmuştur. Getiri serisine ilişkin grafik incelendiğinde farklı tarihlerde volatilité kümelenmelerinin olduğu dikkatlerden kaçmamaktadır. Otokorelasyon fonksiyon grafikleri incelendiğinde ise ortalamaya dönüşün yavaş gerçekleşmesi getiri ve/veya volatilité serisinde uzun hafızanın varlığına dair ihtimaller barındırmaktadır.



Şekil 1. XUBANK Serisi ve Getiri Serisi



Şekil 2. XUBANK, Getiri ve Getiri Kareleri için ACF Grafikleri

Getiri serisi tanımlayıcı istatistiklerinin yer aldığı Tablo 1’de serinin sola çarpık ve normale göre daha sivri dağılıma sahip kalın kuyruk özelliği sergilediği görülmektedir. J-B test istatistiği serinin normal dağılıma sahip olmadığını, Ljung Box Q ve Q^2 test istatistikleri ise getiri serilerinin geçmiş değerleri ile ilişkili olduğunu ve ARCH testleri de hata karelerinin sabit varyansa sahip olmadığını ayrıca göstermektedir.

Getiri ve volatilitede uzun hafızanın varlığını test etmek için yapılan ve Tablo 1’de sunulan GPH, R/S ve Modifed GPH test sonuçlarına göre “getiri serisinde uzun hafıza yoktur” hipotezi reddedilememişken, kareli getiri serisi için uzun hafızanın olmadığını savunan H_0 hipotezi reddedilmiştir. Test sonuçları getiri serisinde uzun hafızanın olmadığına fakat volatilitede uzun hafızanın varlığına ilişkin kanıtlar sunmaktadır.

Tablo 1. XUBANK Getiri Serisinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Gözlem Sayısı:	2559						
Ortalama:	0.03906						
Standart Sapma:	2.0291						
Çarpıklık:	-0.28980						
Basıklık:	3.5711						
Minimum:	-11.296						
Maksimum:	10.001						
J-B / Prob. :	1395.6 / 0.0000						
ARCH (1-2):	52.220 [0.0000]***						
ARCH (1-5):	39.419 [0.0000]***						
ARCH (1-10):	28.293 [0.0000]***						
Q(5):	17.0442 [0.0044167]***						
Q(10):	28.3990 [0.0015578]***						
Q(20):	48.2554 [0.0003917]***						
Q(50):	68.6653 [0.0409767]**						
Q2(5):	276.826 [0.0000000]***						
Q2(10):	553.289 [0.0000000]***						
Q2(20):	854.938 [0.0000000]***						
Q2(50):	1248.19 [0.0000000]***						
Uzun Hafıza Test İst. 90%: [0.861, 1.747] 95%:	0.809, 1.862] 99%: [0.721, 2.098]						
Gecikme:	Max(1)	Max(2)	Max(5)				
Getiri Serisi M-Lo R/S Test İstatistiği:	1.2	1.19	1.2				
Kareli Getiri Serisi M-Lo R/S Test İstatistiği:	4.36***	4.10***	3.61***				
Üssel Kuvvet:	.50	.55	.60	.65	.70	.75	.80
Getiri Serisi GPH Test İstatistiği d parametresi, Prob. değeri ve t istatistiği	0.5689 0.61 0.504	0.4800 0.58 0.546	0.1962 0.76 0.303	-0.478 0.37 -0.896	0.1736 0.70 -0.379	0.0924 0.80 0.245	-0.003 0.90 -0.115
Kareli Getiri Serisi GPH Test İstatistiği d parametresi, Prob. değeri ve t istatistiği	0.3993 0.00*** 4.502	0.4082 0.00*** 5.571	0.3442 0.00*** 5.252	0.3213 0.00*** 6.058	0.3095 0.00*** 7.269	0.2781 0.00*** 7.792	0.2172 0.00*** 7.318
Getiri Serisi M-GPH Test İstatistiği d parametresi, Prob. değeri ve t istatistiği	0.2341 0.06 1.896	0.1708 0.07 1.815	0.1059 0.12 1.544	0.0155 0.78 0.276	0.0278 0.56 0.581	0.0411 0.29 1.054	0.0184 0.54 0.602
Kareli Getiri Serisi M-GPH Test d parametresi, Prob. değeri ve t istatistiği	0.3680 0.00*** 3.708	0.3348 0.00*** 4.439	0.2810 0.00*** 4.059	0.2591 0.00*** 4.794	0.2574 0.00*** 5.911	0.2343 0.00*** 6.391	0.1807 0.00*** 5.981

***, %1 anlamlılık seviyesini, ** ise %5 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Serilerin durağanlığının test edilmesinde ADF, PP, KPSS birim kök testleri uygulanmış ve getiri serisinin düzeyde (I[0]) durağan olduğu Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Birim Kök Test Sonuçları

Testler	rbank Sabitli	rbank Sabitli ve Trendli
	Düzye	Düzye
ADF	-53.58682***	-53.58672***
PP	-53.61732***	-53.62267***
KPSS	0.116879	0.059088

***ADF, PP birim kök testleri için %1 anlamlılık seviyesinde “birim kök vardır” sıfır hipotezinin reddini ifade etmektedir. KPSS birim kök test sonuçları ise “seri durağandır” sıfır hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir.

Tablo 3. rbank İçin ARFIMA Modeli Sonuçları²

(p, ξ , q)	rbank (0, ξ , 0)	rbank (1, ξ , 0)	rbank (0, ξ , 1)	rbank (1, ξ , 1)
μ	0.038932 (0.033201) [0.2411]	0.039069 (0.041678) [0.3486]	0.039061 (0.040848) [0.3390]	0.039119 (0.036446) [0.2832]
ψ	-	-0.069398 (-3.282388) [0.0010]***	-	-0.884148 (0.056420) [0.0000]***
ξ	-0.032031 (0.012487) [0.0104]**	0.011495 (0.017094) [0.5013]	0.008036 (0.018818) [0.6694]	-0.015391 (0.013366) [0.2497]
θ	-	-	-0.062073*** (0.023447) [0.0082]	0.850326*** (0.064232) [0.0000]
Log(L)	-5439.702	-5437.397	-5437.747	-5433.736
AIC	4.253773	4.252753	4.253026	4.250673
SIC	4.260628	4.261893	4.262166	4.262098
Çarpıklık	-0.323468	-0.31802	-0.31851	-0.32193
Basıklık	6.619610	6.62251	6.62224	6.5575
J-B	1441.581	1442.337	1442.259	1393.663
Q(5)	12.812**	6.1876**	7.1685*	1.7466
Q(10)	23.008***	17.330**	18.277**	10.728
Q(20)	42.986***	36.478***	37.478***	30.458**
Q2(5)	272.74***	263.29***	265.36***	266.38***
Q2(10)	539.04***	527.21***	530.30***	527.00***
Q2(20)	829.24***	818.23***	822.27***	820.97***
ARCH(5)	4.779857 [0.0000]***	4.689525 [0.0000]***	4.716684 [0.0000]***	4.751293 [0.0000]***
ARCH(10)	2.785003 [0.0054]***	2.445773 [0.0145]**	2.488238 [0.0129]***	2.814923 [0.0049]***

*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, () standart hataları, [] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

² rbank getiri serisi için ARFIMA (p, ξ , q) modellerinin tüm kombinasyonları p, q = 0,1,2 olmak üzere tahmin edilmiş ve en uygun modelin seçilmesi için AIC ve SIC kriterleri kullanılmıştır.

Getiri serisinde uzun hafızanın varlığını test etmek için ARFIMA (p, ξ , d) modeli p ve q = 0,1 seçenekleri için tahmin edilmiş ve Tablo 3'te sunulmuştur. Akaike bilgi kriterine göre en uygun modelin ARFIMA (1, ξ , 1) olduğu ve getiri serisinde uzun hafıza ξ parametresinin anlamlı olmadığı kanıtlanmıştır. Getiri serisine ilişkin ARFIMA model sonuçlarının tanı testleri, hata terimlerinde ve hata karelerinde otokorelasyonun ve değişen varyansın varlığına ilişkin kanıtlar sunmaktadır. Bu bulgular ışığında uzun hafıza özelliğinin varlığını yakalamak için yalnızca getiri düzeyinde modelleme yapmanın yeterli olmadığını söylemek mümkündür. Bu amaç doğrultusunda volatilitedeki uzun hafıza özellikleri incelenecektir. Tablo 4 ve Tablo 5'te rbank için volatilité modelleri ve volatilitédeki uzun hafıza FIGARCH Modeli sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 4 incelendiğinde GARCH tahmininden elde edilen ARCH (β_0) ve GARCH (β_1) katsayı tahmin değerlerinin toplamının ve IGARCH model sonuçlarında yer alan β_1 katsayısının bir(1)'e oldukça yakın çıkması bilgi şokunun dirençli olduğu şeklinde yorumlanabilir. Dolayısıyla volatilité sürecinin süreklilik arz ettiği gözlemlenmektedir. Bu sebeple şokun hiperbolik hızda elemine olduğunu dikkate alacak şekilde uzun hafıza tahmin yöntemleri kullanılmalıdır. Tablo 5'te FIGARCH modeli tahmin sonuçları, uzun hafıza özelliğini gösteren d parametresinin yüzde bir (%1) anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu yani volatilitenin uzun hafıza özelliği sergilediği görülmektedir.

Tablo 4. rbank için GARCH ve IGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

p=1, q=1	GARCH (1, 1)			IGARCH		
	N	St	SSt	N	St	SSt
ω	0.125424 (0.10660) [0.2395]	0.059027 (0.062681) [0.3464]	0.059417 (0.065012) [0.3608]	0.022663 (0.018047) [0.2093]	0.026663 (0.022815) [0.2426]	0.026815 (0.023502) [0.2540]
β_0	0.057895*** (0.029401) [0.0490]	0.050837* (0.027201) [0.0617]	0.051088* (0.028232) [0.0705]	0.052314** (0.021765) [0.0163]	0.04959** (0.021979) [0.0241]	0.04955** (0.022665) [0.0289]
β_1	0.909034*** (0.054988) [0.0000]	0.93720*** (0.039525) [0.0000]	0.93698*** (0.040999) [0.0000]	0.947686	0.950406	0.950444
v	-	4.6130*** (0.46212) [0.0000]	4.6216*** (0.46579) [0.0000]	-	4.2247*** (0.42441) [0.0000]	4.2351*** (0.43147) [0.0000]
Ln(ξ)	-	-	-0.03284* (0.016973) [0.0531]	-	-	-0.03284* (0.016834) [0.0511]
Log(L)	-5276.809	-5176.028	-5174.762	-5291.697	-5177.735	-5176.45
AIC	4.126463	4.048478	4.048270	4.137317	4.049031	4.048804
SIC	4.133318	4.057618	4.059695	4.141887	4.055886	4.057945
Çarpıklık	-0.21030	-0.23117	-0.23098	-0.23782	-0.24939	-0.24964
Basıklık	2.6069	2.8240	2.8240	3.1032	3.0708	3.0697
J-B	743.47	873.15	873.12	1050.9	1032.0	1031.3
Q(5)	6.45313 [0.264588]	6.89527 [0.228546]	6.88657 [0.229213]	6.91067 [0.227369]	7.21277 [0.205291]	7.21929 [0.204835]
Q(10)	14.2493 [0.161921]	15.1465 [0.126811]	15.1372 [0.127137]	15.4056 [0.117958]	15.6749 [0.109324]	15.6806 [0.109146]
Q(20)	33.5027 [0.02969]**	34.0359 [0.02588]**	34.0289 [0.02592]**	33.9028 [0.02678]**	34.2526 [0.02446]**	34.2606 [0.02441]**
Q2(5)	3.46065 [0.325901]	5.24613 [0.154636]	5.21801 [0.156512]	5.57796 [0.134049]	6.78847* [0.078954]	6.81807 [0.077928]
Q2(10)	4.96857 [0.760930]	7.00258 [0.536354]	6.97699 [0.539116]	7.32456 [0.502053]	8.49225 [0.386918]	8.52179 [0.384226]
Q2(20)	10.2688 [0.922778]	12.9188 [0.796374]	12.8980 [0.797595]	13.2781 [0.774794]	14.1322 [0.720433]	14.1550 [0.718934]
ARCH(5)	0.69313 [0.6286]	1.0373 [0.3938]	1.0320 [0.3969]	1.0945 [0.3613]	1.3291 [0.2488]	1.3348 [0.2464]
ARCH(10)	0.28099 [0.9855]	0.43315 [0.9310]	0.43152 [0.9318]	0.49421 [0.8948]	0.53084 [0.8694]	0.53163 [0.8689]

*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistikî anlamlılığı, () standart hataları, [] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir. N: normal dağılım, St: Student t dağılımı, SSt: Skewed Student t dağılımı ifade etmektedir.

Tablo 5. rbank için FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

(p=1, d, q=1)	FIGARCH (1, d, 1)		
	N	St	SSt
Ω	0.457447* (0.23631) [0.0530]	0.249978** (0.10937) [0.0224]	0.245809** (0.10608) [0.0206]
β_0	0.255347* (0.15116) [0.0913]	0.363550*** (0.086813) [0.0000]	0.369922*** (0.084730) [0.0000]
β_1	0.399618** (0.16607) [0.0162]	0.573356*** (0.090753) [0.0000]	0.580065*** (0.087637) [0.0000]
d	0.229823*** (0.048513) [0.0000]	0.314738*** (0.056551) [0.0000]	0.316658*** (0.056501) [0.0000]
v	-	4.696595*** (0.46243) [0.0000]	4.712286*** (0.46599) [0.0000]
Ln(ξ)	-	-	-0.035999** (0.017165) [0.0361]
Log(L)	-5270.374	-5168.413	-5166.912
AIC	4.122215	4.043309	4.042917
SIC	4.131355	4.054734	4.056627
Çarpıklık	-0.21451	-0.21410	-0.21505
Basıklık	2.7609	2.9291	2.9356
J-B	832.39	934.35	938.56
Q(5)	6.75238 [0.2397170]	6.51139 [0.2595870]	6.53524 [0.2575614]
Q(10)	14.3068 [0.1594538]	14.3907 [0.1559034]	14.4359 [0.1540227]
Q(20)	33.6572 [0.0285391]**	33.7810 [0.0276450]**	33.8225 [0.0273509]**
Q2(5)	2.93673 [0.4014840]	3.35388 [0.3402135]	3.42139 [0.3311012]
Q2(10)	4.14243 [0.8440499]	4.96515 [0.7612942]	5.04564 [0.7526871]
Q2(20)	8.35982 [0.9727846]	9.33518 [0.9514650]	9.42621 [0.9490369]
ARCH(5)	0.60914 [0.6929]	0.71454 [0.6125]	0.73019 [0.6007]
ARCH(10)	0.21216 [0.9953]	0.33293 [0.9725]	0.33492 [0.9719]

*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, () standart hataları, [] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Uzun hafıza özellikleri koşullu ortalama denkleminde ve koşullu varyans denkleminde ayrı ayrı incelenebilmektedir. Ancak uzun hafıza özelliği getiri serilerinin koşullu ortalama ve koşullu varyanslarında birlikte ortaya çıkabilmektedir (Türkyılmaz ve Balıbey, 2014: 296). Bu sebeple uzun hafıza özelliğine hem getiri hem de volatilité için bakabilmek amacıyla ARFIMA (p, ξ , d) - FIGARCH (1, d, 1) modeli farklı hata dağılım varsayımları altında tahmin edilmiş ve Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 1)

	ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 1)		
	N	St	SSt
μ	0.068259 (0.030692) [0.0262]**	0.071354 (0.025164) [0.0046]***	0.057619 (0.028833) [0.0458]**
ψ	-0.983836 (0.013562) [0.0000]***	-0.904416 (0.14299) [0.0000]***	-0.898143 (0.13172) [0.0000]***
θ	0.974953 (0.016774) [0.0000]***	0.881667 (0.16181) [0.0000]***	0.874441 (0.14859) [0.0000]***
ξ	-0.020233 (0.017886) [0.2581]	-0.025197 (0.017710) [0.1549]	-0.026422 (0.017405) [0.1291]
ω	0.474118 (0.24817) [0.0562]*	0.264783 (0.12013) [0.0276]**	0.259276 (0.11719) [0.0270]**
β_0	0.232796 (0.16937) [0.1694]	0.340830 (0.094241) [0.0003]***	0.359285 (0.093682) [0.0001]***
β_1	0.374780 (0.18401) [0.0418]**	0.354185 (0.095620) [0.0002]***	0.564815 (0.099589) [0.0000]***

(Tablo 6 devamı)

ARFIMA-FIGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 1)			
	N	St	SSt
d	0.228911 (0.047460) [0.0000]***	0.307047 (0.055152) [0.0000]***	0.305768 (0.054470) [0.0000]***
v	-	4.6198***	4.6608***
Ln(ξ)		-	-0.0248
Log(L)	-5264.0	-5159.3	-5158.7
AIC	4.120360	4.039314	4.039679
SIC	4.138640	4.059879	4.062529
Çarpıklık	-0.22672	-0.23655	-0.23935
Basıklık	2.7319	2.8790	2.8947
J-B	817.69	907.63	917.90
Q(5)	3.14459 [0.3698653]	4.16125 [0.2445707]	4.47830 [0.2142337]
Q(10)	9.26248 [0.3206395]	10.9742 [0.2031653]	11.2995 [0.1853017]
Q(20)	30.1799 [0.0357337]**	29.8437 [0.0389937]**	30.0420 [0.0370406]**
Q2(5)	2.99483 [0.3924233]	3.44843 [0.3275125]	3.47705 [0.3237510]
Q2(10)	4.44784 [0.8146282]	5.20970 [0.7349462]	5.25549 [0.7299529]
Q2(20)	8.35928 [0.9727942]	9.10040 [0.9573714]	9.18886 [0.9552058]
ARCH(5)	0.62291 [0.6823]	0.73285 [0.5988]	0.74038 [0.5932]
ARCH(10)	0.26755 [0.9880]	0.38326 [0.9545]	0.38549 [0.9535]

*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, () standart hataları, [] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Model sonuçlarına göre getiri de uzun hafızayı temsil eden ξ parametresinin anlamsız, volatilitede uzun hafızayı temsil eden d parametresinin ise istatistiki olarak anlamlı olduğu ayrıca d parametresinin 0,228 ile 0,305 aralığında değiştiği görülmektedir. Turgutlu (2004)'e göre d parametresinin tahmin aralıkları uzun hafızanın kalıcılığı hakkında bilgiler sunmaktadır. d parametresinin $-0,5 < d < 0$, aralığında tahmin edilmesi, serinin kısa hafıza özelliği sergilediğini ve şokun kalıcı etkiye sahip olmadığını ifade ederken, d parametresinin 0 ile 0,5 aralığında yer alması durumunda serinin uzun hafıza özelliği sergilediğini fakat serinin durağan yapıda olduğunu göstermektedir. Modele ilişkin tanı test sonuçlarına göre hata terimlerinde otokorelasyon olmadığı, hata karelerinin değişen varyansa sahip olmadığı görülmektedir. Çarpık Student-t hata dağılım varsayımına göre tahmin edilen ARFIMA-FIGARCH modelinde v parametresi anlamlı iken asimetri parametre istatistiğinin anlamsız olması en uygun tahminin Student-t dağılıma göre olduğunu göstermektedir.

ARFIMA-FIGARCH tahmin sonuçlarına göre en uygun tahmin modelinin Student-t hata dağılım varsayımına göre tahmin edilen ARFIMA-FIGARCH modeli olduğu tespit edildikten sonra, bilgi şoklarının asimetrik etkisini de ölçebilmek için ARFIMA-FIEGARCH modeli Student-t dağılımına göre tahmin edilmiş ve sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur. Tablo sonuçları incelendiğinde getiride uzun hafızanın olmadığı, getiri volatilitesinde uzun hafızayı temsil eden d parametresinin 0,74 olduğu gözlenmiştir. Serinin uzun hafızaya sahip, kovaryans durağan olmayan sonlu etki tepki ağırlıklarına sahip bir özelliğe sahip olduğu tespit edilmiştir. Şokun işaretinin negatif olduğu yani piyasaya ulaşan negatif bilgi şoklarının pozitif bilgi şoklarına göre daha fazla oynaklığa sebep olduğu theta1 parametresinden ayrıca anlaşılmaktadır. Şokun büyüklük etkisini gösteren theta2 ve çarpıklık parametresi v de istatistiki olarak anlamlıdır. Log-likelihood dikkate alındığında önce kurulan modellere göre daha tutarlı bir model olduğu da anlaşılmıştır.

Model artıklarına uygulanan tanı test sonuçları da standardize hata ve hata karelerinde herhangi bir şekilde otokorelasyon ve değişen varyans sorununa rastlanmadığı da ifade edilmelidir.

Tablo 7. ARFIMA-FIEGARCH (1, ξ , 1) - (1, d, 1)

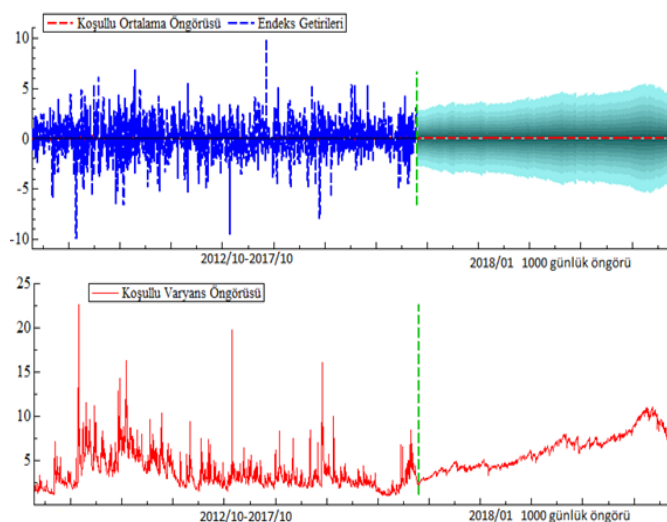
	St
μ	0.017323 (0.032905) [0.5986]
ψ	-0.895163 (0.16315) [0.0000]***
θ	0.872391 (0.18256) [0.0000]***

(Tablo 7 devamı)	
	St
ξ	-0.011463 (0.019928) [0.5652]
Ω	2.210580 (0.85330) [0.0096]***
φ_1	-0.831834 (0.33570) [0.0133]**
β_1	0.684633 (0.566999) [0.2274]
θ_1	-0.164434 (0.036973) [0.0000]***
θ_2	0.225529 (0.044294) [0.0000]***
d	0.746404 (0.15304) [0.0000]***
N	4.573487 [0.0000]***
$\text{Ln}(\xi)$	-
$\text{Log}(L)$	-5143.438
Çarpıklık	-0.28980
Basıklık	6.57112

*, **, *** %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, () standart hataları, [] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Söz konusu analiz döneminde yapısal kırılmaların uzun hafızanın varlığı üzerinde etkisi olabileceği varsayımında hareketle varyansta kırılmaları incelemek için Inclan ve Tiao (1994) ICSS testi ve Sanso vd.(2004) tarafından modifiye edilmiş ICSS testleri uygulanmıştır. Sanso vd., hata terimlerinin normal dağılıma uygun olmadığı ve kalın kuyruk özelliği sergilediği durumlarda ICSS test istatistiğinin olduğundan daha yüksek hesaplandığını vurgulamakta bu sebeple veri setinden kaynaklanan ve tahmini olumsuz etkileyeceği düşünülen faktörleri dikkate alarak ICSS testini modifiye etmiştir. Bankacılık endeksi getiri volatilitesine uygulanan ICSS test sonuçlarından volatilitede birçok kırılmanın olduğu anlaşılmaktadır. Ancak hata terimleri i.i.d. (independent and identically distributed) dağılmadığı için Sanso vd. (2004)'nin modifiye edilmiş ICSS testi tekrar uygulanmış ve analiz dönemi için herhangi bir yapısal kırılmaya rastlanamamıştır.

Bankacılık endeksine ait getiri serileri ile getiri volatilitesinde ARFIMA-FIEGARCH_st ikili uzun hafıza model tahmin sonuçları yardımıyla geleceğe ilişkin koşullu getiri ortalama ve koşullu varyansa ilişkin öngörü tahmini yapılmıştır. 2 standart sapma aralığında 1000 günlük öngörü sonuçlarını gösteren grafikler aşağıdaki sunulmuştur.



Şekil 3. Koşullu Ortalama ve Varyans Öngörü Sonuçları

SONUÇ

Etkin piyasalar hipotezinin testi, para politikası ve yatırım kararlarına yön vermek bağlamında önemli bir yere sahiptir. Etkin piyasalar hipotezinin Borsa İstanbul banka endeksi getirileri özelinde incelenmeye çalışıldığı bu çalışmada XUBANK getiri ve volatilitésinin uzun hafıza özelliği sergileyip sergilemediğini ortaya koymak için GPH, M-Lo R/S ve M-GPH ön testleri uygulanmış, testler sonucunda getiri serisinde herhangi bir uzun hafıza özelliğinin olmadığı fakat volatilitede uzun hafıza özelliğinin olduğu görülmüştür. Volatilité tespit edilen uzun hafıza banka endeksine ulaşan bilgi şoklarının getiri volatilitésine etki ettiği ve bu etkinin piyasadan yavaş bir hızda elemine olduğu anlamı taşımaktadır. Yukarıda sıralanan kesirli birim kök testleri ile uzun hafızanın ortaya konulması şokun kalıcılığının yorumlanması açısından yetersiz olacağı için hem getiri hem de volatilitede uzun hafıza özelliğini test etmek için ayrıca ARFIMA-FIGARCH modeli farklı hata dağılım varsayımları altında tahmin edilmiştir. Oluşturulan ARFIMA-FIGARCH model sonuçlarına göre, en uygun tahminin hataların normal dağılım sergilemediğini varsayan Student-t dağılıma göre yapılan modele ait olduğu log-likelihood ve bilgi kriterlerinden anlaşılmaktadır. XUBANK getiri serisinin ortalamasında değil ancak volatilitésinde uzun hafıza olduğu, bu özelliği ile banka endeksinin zayıf formda piyasa etkinliğini desteklemediği, getiri volatilitésine ilişkin geçmiş veriler kullanılarak getiri volatilitésinin öngörülebilir olduğu anlaşılmıştır. Piyasaya ulaşan bilgi şoklarının asimetrik yapıda olabileceğinden hareketle ARFIMA-FIEGARCH modeli ayrıca tahmin edilmiş ve negatif bilgi şoklarının pozitif bilgi şoklarına nazaran volatilitede daha baskın etkiye sahip olduğu Theta1 parametresinin işaretinden anlaşılabilmektedir. Bilgi şoklarının asimetrik olabileceğini dikkate alarak tahmin edilen ARFIMA-FIEGARCH model sonuçlarında da getiride uzun hafıza tespit edilememiş olup volatilitede uzun hafızayı temsil eden d parametresi 0.74 seviyesinde tahmin edilmiştir. Bu sonuç serinin kovaryans durağan olmadığı fakat ortalamasına geri dönen sonlu etki tepki ağırlığına sahip bir özellikte olduğunu göstermektedir. İkili uzun hafızayı tespit etmek için gerçekleştirilen tüm model tahminleri sonucunda Borsa İstanbul bankacılık endeksine ulaşan negatif bilgi şoklarının endekste oynaklığa sebep olduğu ve bu oynaklığın piyasada hızlı şekilde elemine olamadığını göstermektedir. Daha açık bir ifadeyle belirtmek gerekirse Türk bankacılık sektöründe geçmiş getirilerden hareketle gelecekteki getirilerin tahmin edilemeyeceği ancak gelecekteki oynaklıkların tahmin edilebilir özellikler sergilediği sonucu ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla bankacılık sektöründe piyasaya gelen bilgi şoklarının ve politika değişikliklerinin etkisi uzun dönemde kendini göstermektedir. Bu açıdan bankacılık endeksinin zayıf formda etkinliğe sahip bir endeks özelliği taşımadığı şeklinde yorumlanmalıdır.

Volatilitenin öngörülebilir bir yapı sergilemesi, pay senedi piyasalarına ilişkin olarak yapılan teknik analizlerin makul olabileceğini söylemek mümkündür. Çalışmadan elde edilen sonuçlar Kılıç (2004), Korkmaz vd. (2009), Çevik (2012) ve Türkyılmaz ve Balıbey (2014)'in çalışmalarıyla tutarlılık göstermektedir. Gelecekte yapılacak olan çalışmalarda etkin piyasalar hipotezinin geçerliliği farklı borsalar, farklı sektörel endeksler ve farklı tarihi verilerle ele alınarak uzun hafıza özelliği ile ilgili çalışmalara derinlik ve genişlik kazandırılabilirliği düşünülmektedir.

KAYNAKLAR

- BAI, J., PERRON, P. (1998), Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, *Econometrica*, 66, 47-78.
- BAI, J., PERRON, P. (2003), Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- BAILLIE, R. T., BOLLERSLEV, T. ve MIKKELSON, 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.
- BOLLERSLEV, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- BOLLERSLEV, T., MIKKELSEN, H. O., (1996), Modelling And Pricing Long Memory in Stock Market Volatility, *J Economic*, 73, 151-184.
- BREALEY, R. A., MYERS, S. C., (2003), *Principles of Corporate Finance*, NewYork: McGraw Hill Companies.
- ÇEVİK, E. İ. (2012), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri İle Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme, *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 7(26), 4437-4454.
- ÇEVİK, E. İ., ERDOĞAN, S. (2009), Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasasının Etkinliği: Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(1), 26-40.
- ELDER, J., 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.
- EOMA, C., CHOI, S., OH, G. ve JUNG, W.S. (2008), Hurst Exponent and Prediction Based On Weak-Form Efficient Market Hypothesis of Stock Markets, *Physica A*, 387, 4630-4636.
- FAMA, E. F., (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works, *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- GEWEKE, J., 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. (1980), Long Memory Relationships and The Aggregation of Dynamic Models, *Journal of Econometrics*, 14 (2), 227-238.
- GRANGER, C. W. J., 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.
- INCLAN, C., TIAO, G. C. (1994), Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance, *Journal of the American Statistical Association*, 89(427), 913-923.
- KILIÇ, R. (2004), On The Long Memory Properties of Emergingcapital Markets: Evidence From Istanbul Stock Exchange, *Applied Financial Economics*, 14, 915-922.
- KORKMAZ, T., ÇEVİK, 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.
- LO, A. W. (1991), Long-Term Memory in Stock Market Prices, *Econometrica*, 59(5), 1279-1313.
- LUX, T., 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., THUPAYAGALE, P. (2008), Efficiency of The South African Equity Market, *Applied Financial Economics Letters*, 4(5), 327-330.
- MUN, H.W., SUNDARAM, L. ve YIN, O.S. (2008), Leverage Effect And Market Efficiency of Kuala Lumpur Composite Index, *International Journal of Business and Management*, 3(4),138-144.
- NELSON, D. B. (1991), Conditional Heteroskedasticity İn Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 59(2), 347-370.

- PHILLIPS, P.C.B. (1999a), Discrete Fourier Transforms of Fractional Processes. *Unpublished Working Paper*, 1243, Cowles Foundation For Research in Economics, 18.05.2018 tarihinde Yale Üniversitesi: <http://Cowles.Econ.Yale.Edu/P/Cd/D12a/D1243.pdf> adresinden alındı.
- PHILLIPS, P.C.B. (1999b), Unit Root Log-Periodogram Regression. Unpublished Working Paper, No. 1244, Cowles Foundation For Research in Economics, 18.05.2018 tarihinde Yale Üniversitesi: <http://Cowles.Econ.Yale.Edu/P/Cd/D12a/D1244.pdf> adresinden alındı.
- ROBINSON, P.M. (1995), Log-Periodogram Regression of Time Series With Long Range Dependence, *Annals Of Statistics*, 23, 1048-1072.
- SANSO, A., ARAGO, V. and CARRION, J. L., (2004), Testing For Changes in the Unconditional Variance of Financial Time Series, *Revista de Economía Financiera*, 1-24.
- TURGUTLU, E. (2004), Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık Ve Parçalı Koentegrasyon Analizi, *DEÜ İİBF Dergisi*, 19(2), 55-75.
- TÜRKYILMAZ, S., BALIBEY, M. (2014), Türkiye Hisse Senedi Piyasası Getiri Ve Oynaklığındaki Uzun Dönem Bağımlılık İçin Ampirik Bir Analiz, *DEÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 281-302.
- URAL, C., KÜÇÜKÖZMEN, C. (2011), Analyzing The Dual Long Memory in Stock Market Returns, *Ege Academic Review*, 11 (Özel Sayı), 19-28.