

BIST Şehir Endekslerine Ait Volatilitenin Modellenmesi*

Öyküm Esra Aşkın*

ÖZET

Borsa İstanbul (BİST) tarafından hesaplanan şehir indeksleri bölgesel kalkınmanın önemli bir göstergesidir. Hesaplandığı bölgenin finansal durumuna ışık tutan şehir endeksleri, belirsizlik altında yatırım kararı veren yatırımcılar için oldukça yararlı bir rehber olma özelliği taşımaktadır. Bu sebeple son yıllarda bu şehirlere ait finansal performansın bir haritasını çizmek, hem yatırımcıların hem de araştırmacıların oldukça dikkatini çekmektedir. Bu öneminden hareketle, çalışmada Şubat 2009-Mart 2019 tarihleri arasında hesaplanan 9 şehir endeksi günlük getiri serilerine ait volatiliteler, farklı simetrik ve asimetrik koşullu değişen varyans modelleri ile tahmin edilmiştir. Finansal zaman serilerinin kalın kuyruklu yapısı dikkate alınmış ve hata terimlerinin koşullu dağılımını betimlemede sadece normal dağılım değil aynı zamanda Student-t ve Generalized Error Distribution (GED) kullanılmıştır. Uygun modelin seçiminde çeşitli model seçim kriterlerinin yanısıra getiri serileri eğitim ve test olarak ikiye ayrılmış, modellere ait öngörü performans ölçütleri hesaplanmıştır. Dikkat çeken en önemli sonuçlardan birisi Antalya şehir endeksi haricindeki tüm endeks getiri serilerinde asimetrik modellerin başarılı sonuçlar ürettiği görülmüştür. Ayrıca Tekirdağ şehir endeksi dışındaki tüm endekslerde negatif şokların aynı büyüklükteki pozitif şoklara kıyasla daha fazla volatiliteye sebep olduğu bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Volatiliteler, Şehir Endeksi, ARCH, GARCH

JEL Sınıflandırması: G1, C13, C51

Modelling The Volatility Of ISE City Indexes**ABSTRACT**

City indexes calculated by Istanbul Stock Exchange (ISE) are important indicator of regional development. A city index, which shed light on the financial situation of the region, is a very useful guide for investors who decide an investment under uncertainty. For this reason, drawing a map of the financial performance of these cities attracts both investors and researchers in recent years. In this study, the volatility of 9 city index daily return series calculated between February 2009 and March 2019 was estimated with different symmetric and asymmetric conditional variance models. The heavy-tailed structure of financial time series was taken into account and not only the normal distribution but also Student-t and Generalized Error Distribution (GED) distribution were used to describe the conditional distribution of error terms. In addition to the various model selection criteria in the determination of the appropriate model, return series were split into two sets as training and test, and the forecasting performance criteria of the models were calculated. One of the most notable results is that asymmetric models produced successful results in all index return series except Antalya city index. In addition, negative shocks were found to cause more volatility than positive shocks of the same size in all indexes except the Tekirdağ.

Keywords: Volatility, City Indexes, ARCH, GARCH

Jel Classification: G1, C13, C51

* Makale Gönderim Tarihi: 25.03.2019, Makale Kabul Tarihi: 02.08.2019, Makale Türü: Araştırma Makalesi

* Dr.Öğr. Üyesi, Yıldız Teknik Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, oeyigit@yildiz.edu.tr, Orcid ID: 0000-0001-7805-3979

1. GİRİŞ

Borsa İstanbul (BIST), 4 Şubat 2009 tarihli 299 nolu genelgesi ile ana üretim ve ya da faaliyet merkezi aynı şehirde olan şirketlerin fiyat ve getiri performansının izlenmesi amacıyla şehir endekslerinin hesaplanmaya başlamasına karar verdiğini duyurmuştur. Buna göre Adana, Ankara, Antalya, Bursa, İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli ve Tekirdağ şehir endeksleri 16.02.2009 tarihinden itibaren hesaplanmaya başlanmıştır. 13.05.2011 tarihinden itibaren Balıkesir, 06.07.2012 tarihinden itibaren Denizli ve 05.12.2012 tarihinden itibaren Konya illerinde payları BIST’de payları işlem gören şirket sayısı gerekli sayıya ulaşmasıyla, hesaplanan şehir endeksi sayısı 12’ye ulaşmıştır.

Şehir endeksleri, BIST pazarlarında işlem gören ve ana üretim/hizmet faaliyetlerinin gerçekleştiği ya da şirket merkezinin bulunduğu şehre göre gruplandırılmış paylardan oluşmaktadır. Bir şehrin, şehir endeksinin hesaplanmaya başlanması için borsada payları işlem gören ve aşağıdaki kapsam çerçevesinde bulunan en az 5 şirketin ilgi şehirde bulunması yeterlidir (<http://borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri/sehir-endeksleri>,2019);

- Üretim faaliyetinde bulunan şirketler, üretimlerinin en az %50’sini ilgili şehirde gerçekleştiriyorsa bahsedilen şirketler ilgili şehir endeksi kapsamında yer alır.
- Hizmet şirketleri, faaliyet gelirlerinin en az %50’sini ilgili şehirde elde ediyorsa bahsedilen şirketler ilgili şehir endeksi kapsamında yer alır.
- Üretimin faaliyetinde bulunan şirketler için üretimlerinin en az %50’sinin bulunduğu veya hizmet şirketleri için faaliyet gelirlerinin en az %50’sinin elde edildiği bir şehir bulunmuyorsa, şirket merkezinin bulunduğu şehir dikkate alınır ve bahsedilen şirketler ilgili şehir endeksi kapsamında yer alır.

Bayramoğlu ve Pekkaya (2010) çalışmalarında şehir endekslerinin bir performans göstergesi taşıdığını ve yatırımcıların ilgili şehirlerde yatırım kararı verme aşamasında oldukça etkin şekilde yararlanabileceği endeksler olduğuna değinmişlerdir. Ayrıca bu endekslerin mikro ölçekli analizler için veri niteliği taşıdığı ve performanslarının karşılaştırılarak yerel potansiyelin ortaya çıkmasında yararlanılacak önemli bir kaynak olduğunu belirtmişlerdir (Bayramoğlu ve Pekkaya, 2010:201).

Şehir endekslerinin ilgili kriterleri sağlayan en az 5 şirketin paylarından oluşan bir portföy olması, bu endekslerin finansal performanslarının nasıl olduğu ve şehirlerin bu açıdan farklılık gösterip göstermediği sorusunu doğurmaktadır. Şirket lokasyonlarının, ülkenin sosyo-ekonomik durumundan ve diğer borsayı etkileyen unsurlardan nasıl ve ne şekilde etkilendiğinin bilinmesi büyük önem arz etmektedir. Yatırımcıların gelecekte verecekleri kararlarda her türlü bilgiyi kullanacakları düşünüldüğünde, BIST şehir endeksleri, incelenen şehirde yatırım kararı vermede yol gösterici ekstra bir bilgi olma özelliğini taşımaktadır. Bu sebeple şehir endekslerinin karakteristik yapısını inceleme ve yatırımcılara o şehre ait finansal performansın bir haritasını çizme ihtiyacı doğmaktadır.

Bu çalışmada, BIST şehir endekslerine ait günlük getiri serileri incelenerek tanımlayıcı istatistikler ve tanısal testler yardımıyla serilerin genel özellikleri belirlenmiş ve aralarındaki benzerlikler/farklılıklar tanımlanmıştır. Günlük getiri serilerine ait volatilité, simetrik koşullu değişen varyans modellerinden autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH), generalized ARCH (GARCH) ve GARCH-in-mean (GARCH-M); asimetrik koşullu

değişen varyans modellerinden exponential GARCH (EGARCH), threshold GARCH (TGARCH) ve asymmetric power GARCH (APGARCH) ile tahmin edilmiştir. Model seçimlerinde, hata terimlerinin koşullu varyans dağılım yapısı dikkate alınarak sadece normal dağılım değil ayrıca Student-t ve GED dağılım alternatifleri kullanılmıştır. Böylelikle leptokurtik (normal dağılıma kıyasla kalın kuyruklu) dağılım özelliğine sahip şehir endeksi serilerdeki volatilitenin modellenmesinde, normal dağılım dışında diğer dağılım alternatiflerini de kullanılarak daha başarılı sonuçlar elde edilmesine imkan verilmiştir. Böylelikle her bir şehir endeksi için 18 farklı simetrik ve asimetrik koşullu değişen varyans modelleri tahmin edilmiş ve volatilitenin modellenmesinde çalışılan dönemler için en iyi performansı gösteren nihai model spesifikasyonu belirlenmiştir.

Nihai model spesifikasyonunu belirlemede sadece log likelihood (LL), Akaike information criterion (AIC), Schwarz information criterion (SIC) ve Hannan–Quinn information criterion (H-Q) gibi model seçim kriterlerinden yararlanılmamış, ayrıca modellerin öngörü performansları da farklı ölçütler hesaplanarak kıyaslanmıştır. Bunun için veri seti eğitim ve test olmak üzere ikiye ayrılmış ve öngörülere ait root mean square error (RMSE), mean absolute error (MAE), mean absolute percentage error (MAPE) ve bias proportion (sapma oranı) istatistikleri hesaplanmıştır. Böylelikle nihai model spesifikasyonunu belirlemede modellerin sadece tahmin güçleri değil, aynı zamanda öngörü güçleri de kıyaslanmıştır.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Çalışmanın bu kısmı iki başlık halinde ayrı olarak ele alınmıştır. İlk olarak otoregresif koşullu değişen varyans tipi modellere yer verilmiş, sonrasında ise şehir endeksleri ile ilgili yapılan çalışmalar sunulmuştur.

2.1. ARCH Tipi Modeller

Floros (2008) çalışmasında, finansal zaman serilerinin çoğunda ortak olarak bulunan leptokurtiklik, volatilité kümelenmesi, uzun hafıza ve kaldıraç etkisi gibi önemli özelliklerin açıklanmasında doğrusal modellerin yetersiz kaldığını belirtmiştir. Seriler bu özelliklerden bir veya daha fazlasına sahipse, kurulan regresyon modelinde sabit varyans (homoskedasticity) varsayımı ihlal edilmektedir (Özden, 2008:340). ARCH, geleneksel zaman serisi modellerine bir alternatif olarak Engle (1982) tarafından sunulmuş ve sabit varyans varsayımını bir kenara bırakmıştır. Burada, varyansın gecikmeli öngörü hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine izin verilmektedir (Gökçe, 2001:36). Daha sonra, koşullu varyansın sadece geçmiş hata karelerinin değil, aynı zamanda kendi geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu olmasına imkân veren GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından literatüre kazandırılmıştır. GARCH spesifikasyonu, koşullu varyansı ARMA sürecine benzer şekilde modellemektedir. Pagan ve Schwert (1990) çalışmalarında bu iki modeli karşılaştırarak, zaman serilerindeki koşullu varyansın (volatilitésinin) modellenmesinde GARCH tipi modelin daha tutarlı sonuçlar verdiğini göstermişlerdir. Engle vd. (1987) finansal serilerdeki getiri ve volatilité arasındaki ilişkiyi göz önüne almış ve ortalama eşitliğine koşullu varyansı ekleyerek GARCH-M modelini oluşturmuşlardır.

Nelson (1991) çalışmasında, pozitif ve negatif şokların volatilitédeki asimetrik etkilerinin modellenmesine imkan veren EGARCH modelini ortaya koymuştur. Bu

çalışmadan sonra birçok asimetrik koşullu değişen varyans modelleri literatürde yerini almıştır. TGARCH modeli Zakoian (1994) tarafından geliştirilmiş ve Fransız hisse senedi getiri volatilitésinin modellenmesinde kullanılmıştır. Glosten vd. (1993) tasarladıkları Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH (GJR-GARCH) modelini New York Menkul Kıymetler Borsası verilerine uygulamışlardır. GJR-GARCH modeli, EGARCH modeline benzer şekilde volatilitédeki asimetrik etkileri ölçmekte ancak koşullu varyansın pozitif olma koşulunun sağlanması ve durağanlığının garanti edilmesi için modelin parametrelerini kısıtlamaktadır. Temel GARCH modeline kaldıraç etkisinin dâhil edildiği asimetrik üssel GARCH (APGARCH), volatilitédeki asimetrik etkiyi ele almanın yanı sıra, uzun hafıza özelliğini de modellemekte başarılıdır (Dink vd., 1993:100). Sentana (1995) ise gecikmeli hata merkezlerinin sıfırdan sabit değerlere kayan Quadratic GARCH (QGARCH) modelini geliştirmiştir. Bunlar dışında literatürde kaldıraç etkisini ele alan başka modeller de mevcuttur.

Zaman serilerinin varsayımlarından biri olan hataların normal dağılıma özelliği bazı durumlarda geçerli olmayabilir. Özellikle serilerin kalın kuyruklu bir dağılım yapısı sergilemesi, araştırmacıları ekstrem üçüncü ve dördüncü momentlerin modellenmesinde daha iyi sonuçlar veren normal dağılım dışındaki diğer dağılım türlerini tercih etme yoluna iter. Hata terimi ε_t koşullu dağılımının normal dağılım türüne göre modellenmesinin yanı sıra, literatürde birçok alternatif dağılım türü kullanılmaktadır. Bollerslev (1987), finansal zaman serilerinin kalın kuyruklu yapısından ötürü standardize hataların dağılımını yakalamada Student-t dağılımının normal dağılıma göre daha başarılı olduğunu göstermiş, GARCH-Student-t model spesifikasyonunu önermiştir. Benzer şekilde, Hsieh (1989), Baillie ve Bollerslev (1989), Bollerslev vd. (1992) ve Pagan (1996) Student-t dağılım tipini öneren yazarlardır. GED dağılım türünün GARCH modellerine uygulaması ilk olarak Nelson (1991) tarafından yapılmış, getiri volatilitésini modellemede diğer dağılım türlerine kıyasla daha başarılı olduğu sonucuna varmıştır. Benzer olarak Taylor (1994), Lopez (2001) ve Lee vd. (2001) GED dağılımının aşırı basık serileri modellemede daha başarılı sonuçlar verdiğini göstermişlerdir.

2.2. Şehir Endeksleri

BIST tarafından hesaplanan şehir endeksleri ile ilgili çalışmalar oldukça sınırlıdır. İlk olarak Bayramoğlu ve Pekkaya (2010) şehir endekslerini ele almış ve bu endekslerin temel istatistiksel yapılarını incelemişlerdir. Oynaklığı en yüksek endeksler Antalya, Kocaeli, Ankara ve Bursa olarak raporlanmış iken, oynaklığı en düşük olan endek Adana şehir endeksi olarak belirtilmiştir.

Aksoy (2013) çalışmasında finansal kriz döneminde yabancı yatırımcıların yatırım davranışlarını ele almış ve yabancı yatırımcıların firma tercihlerinde BIST şehir endeksleri içinde yer alan firmalar ile ilişkili olup olmadığını araştırmışlardır. Kurulan regresyon modeline firmaların şehir endeksi içinde yer alıp almadığı kukla değişkenler kullanılarak eklenmiştir. Analiz sonunda tahmin edilen regresyon katsayılarının pozitif olduğu görülmüş ve genel merkezleri bahsedilen şehirlerde yer alan firmalar için yabancı payının daha yüksek olabileceği belirtilmiştir.

Aşkın ve Büyüklü (2014) çalışmalarında şehir endeksleri için gün anomalisi kavramını araştırmış, bu amaçla GARCH ve EGARCH model spesifikasyonları kullanarak haftanın

günlerini kukla değişken olarak modellere eklemiştir. Çalışmada, Bursa ve Kayseri şehir endeksine uygun modelin EGARCH, Antalya ve Tekirdağ şehir endeksine uygun modelin GARCH olduğu belirtilmiştir. Buna ek olarak Antalya, Kayseri ve Tekirdağ şehir endeksleri volatilitelerinde sırasıyla pazartesi, salı ve salı/cuma anomalisi bulunurken; Bursa şehir endeksine ait getirilerde pazartesi etkisi bulunmuştur.

Çakır (2016) çalışmasında şehir endekslerinin performanslarını Sharpe, M^2 ve Sortino gibi oranlar kullanarak ölçmüştür. Sonuçlar incelendiğinde Tekirdağ şehir endeksinin en yüksek, İstanbul şehir endeksinin ise en düşük performansa sahip olduğu bulunmuştur.

Atmaca'nın (2018) yapmış olduğu çalışma, BIST şehir endeksi, ham petrol, Türk Lirası ve Avro getiri serilerini içermektedir. Çalışmadaki temel amaç dinamik koşullu korelasyon GARCH modeliyle şehir endeksleri ve ham petrol arasındaki ikili oynaklıklar ve korelasyonları modellemektir. Antalya şehir endeksinin diğer endekslerin aksine petrol fiyatları ile anlamlı pozitif bir ilişkiye sahip olduğu gösterilmiştir. Şehir endekslerindeki oynaklıkların kalıcı olduğu ve uzun dönem denge noktasına en kısa yakınsama sağlayan şehir endeksinin Ankara olduğu belirtilmiştir. Ayrıca Kocaeli şehir endeksinin makroekonomik faktörlerden etkilenen en duyarlı endeks olduğu bulunmuştur.

Kula ve Baykut (2018) çalışmalarında şehir endekslerinin volatiliteleri yapılarını ve rejim yapılarını incelemiştir. ARCH, GARCH, TGARCH, EGARCH ve PARCH modelleri arasından en uygun model Theil's inequality coefficient (TIC katsayısı) kullanarak yapılmıştır. Gün bazında volatilitesi en yüksek olan endeks Antalya şehir endeksi iken en düşük günlük volatiliteye sahip olan şehir endeksi Kocaeli'dir.

Yapraklı vd. (2018) çalışmasında şehir endekslerinin volatiliteleri yapılarını ortaya koymak için GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri kullanmış ve her bir şehir endeksi için uygun olan model AIC bilgi kriteri yardımıyla seçilmiştir.

Bayrakdaroğlu ve Tepeli (2018) ise 12 şehir endeksine ait günlük getirileri kullanarak beta katsayısı hesaplanmıştır. Balıkesir, Kayseri, Antalya ve Adana şehir endeksi getirilerinin pazar portföyünden daha yüksek getiri sağladığı raporlanmıştır.

3. VOLATİLİTENİN MODELLENMESİ

3.1. Simetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH(p) modeli aşağıdaki eşitlikler ile gösterilir;

$$R_t = X_t \mathbf{v} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

(1) numaralı eşitlik modelin koşullu ortalama, (2) numaralı eşitlik ise modelin koşullu varyans denklemdir. Burada koşullu varyans ya da bir başka deyişle volatilitenin geçmiş hata terimlerinin doğrusal bir fonksiyonu olduğu açıkça görülmektedir. Koşullu varyansın negatif değer almaması için $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$ parametre kısıtları mevcuttur. Diğer bir kısıt ise zayıf kovaryans durağanlık şartıdır ve $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$ koşulunun sağlanması gerekmektedir. Aksi halde süreç sonsuz bir varyansa sahip olacaktır (Engle, 1982:993).

ARCH modelindeki koşullu varyans eşitliğinde, hata terimlerinin geçmiş değerlerine ilave olarak, koşullu varyansın kendi geçmiş değerlerinin eklenmesiyle genişletilen GARCH(p,q) modeli Bollerslev (1986) tarafından tanımlanmıştır.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

(1) numaralı eşitlik modelin koşullu ortalama, (3) numaralı eşitlik ise modelin koşullu varyans denklemdir. Koşullu varyansın negatif değer almaması için $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ve $\beta_j \geq 0$ parametre kısıtları mevcuttur. Diğer bir kısıt ise zayıf kovaryans durağanlık şartıdır ve $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ koşulunun sağlanması gerekmektedir. Bu değer 1'e yaklaştıkça yaşanan bir şokun direncinin artmakta olduğu söylenir. Eğer ARCH parametre toplamları GARCH parametre toplamların değerinden küçük kalırsa, piyasanın bir dönemden daha uzun hafızaya sahip olduğu, yani volatilitenin kendi geçmiş değerlerine karşı piyasada yer alan sürprizlerden daha duyarlı olduğu şeklinde yorumlanabilir (Çiçek ve Öztürk, 2007:101).

Finansal teoride yer alan bir varlığın beklenen getirisi ile risk derecesi arasındaki doğrusal ilişki göz önüne alınarak Engle vd. (1987) GARCH-M(p,q) modelini geliştirmişlerdir. (1) numaralı eşitlik ile gösterilen koşullu ortalama denkleminde, açıklayıcı bir değişken olarak koşullu varyansı ekleyerek model aşağıdaki forma dönüşmüştür;

$$R_t = X_t v + \delta \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (5)$$

(4) numaralı koşullu ortalama denkleminde yer alan δ , risk primi parametresidir. Eğer bu katsayı tahmin edilen modelde pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlı ise bu demektir ki riskten kaçınan yatırımcı risk arttıkça yüksek getiri (yüksek risk primi) beklemektedir (Nyberg, 2010:3). GARCH-M modelinin (5) ile gösterilen koşullu varyans eşitliği, (3) ile gösterilen eşitlik için aynı kısıtları ve koşulları sağlamaktadır.

3.2. Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri

GARCH modelleri, volatilitenin kümelenmesi ve leptokurtik dağılım yapısı gösteren serileri modellemede başarılı olsa da kaldıraç etkisini modellemede yetersizdir. Çünkü koşullu varyansı, geçmiş değerlerin aynı zamanda işaretinin değil sadece büyüklüğünün bir

fonksiyonudur. Bu sebeple aynı büyüklükteki pozitif ve negatif şokların koşullu varyans üzerindeki asimetrik tepkisini incelemeye olanak tanıyan EGARCH(p,q) modeli Nelson (1991) tarafından geliştirilmiştir.

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - E \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) \quad (6)$$

(6) nolu eşitliğin sol tarafı incelenecek olunursa koşullu varyansın logaritmik olarak modellendiği görülmektedir. Bu durum koşullu varyansın negatif olmamasını garanti etmektedir. Diğer bir deyişle, tahmin edilen GARCH parametrelerinin işareti negatif olsa dahi, logaritmik dönüşüm sayesinde koşullu varyans daima pozitif olacak, model üzerinde herhangi bir parametre işaret kısıtına gerek duyulmayacaktır. Kaldıraç etkisinin varlığı γ asimetri parametresi ile test edilir. $\gamma > 0$ ve seçilen önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı ise kaldıraç etkisinin varlığından söz edilir ve negatif şokların koşullu varyansı yükseltme eğiliminde olduğu söylenebilir (Alizadeh ve Nomikos, 2009:91). Eğer $\gamma = 0$ ise pozitif ve negatif şoklar volatilitede üzerinde simetrik etkiler bırakmaktadır. Volatilitenin kalıcılığı (persistence) ise β parametreleri ile ölçülür. Toplamlarının göreceli olarak büyük olması, piyasadaki bir dalgalanmanın ardından oynaklığın ortadan kaybolmasının uzun süreceği anlamına gelmektedir (Alexander, 2008:154). Çiçek (2010:18) bu durumu "*koşulsuz varyans sonludur ve volatiliteye gelen şoklar yüksek derecede kalıcı etkiler*" şeklinde tanımlamıştır.

Şokların volatilité üzerindeki etkisinin asimetrik olduğu varsayımına dayanan bir diğer eşik değerli GARCH, diğer bir deyişle TGARCH(p,q) modelidir. Orijinal TGARCH modeli, σ_t^2 kullanılması yerine σ kullanılarak ilk defa Zakoian (1994) tarafından önerilmiştir. TGARCH modeli aynı zamanda GJR modeli olarak da adlandırılır çünkü Glosten vd. (1993) temelde aynı yapıda olduğunu göstermişlerdir (Zivot, 2008:18). Model, aşağıdaki koşullu varyans eşitliğine sahiptir;

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i S_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (7)$$

Modelde S_{t-i} ; $\varepsilon_{t-i} < 0$ ise 1, $\varepsilon_{t-i} \geq 0$ ise 0 değerini alır. $\varepsilon_{t-i}=0$ eşik değer olarak kabul edilir ve bu değer üstünde veya altında olmasına bağlı olarak ε_{t-i}^2 'nin koşullu varyans üzerindeki etkisi farklılaşır. Asimetri parametresi $\gamma_i > 0$ ve istatistiksel olarak anlamlı ise, olumsuz şoklar volatilitéyi olumlu şoklara kıyasla daha güçlü etki ederek kaldıraç etkisinden söz edilebilecektir (Miron ve Tudor, 2010:79). Bu modelde de parametrelerin negatif olmama kısıtı mevcuttur ve koşullu varyansın zayıf kovaryans durağanlık koşulu $((\alpha_i + \gamma_i)/2) + \beta_j < 1$ ile sağlanmaktadır.

Varyans yerine standart sapmanın kullanıldığı GARCH modelinde kaldıraç etkisini göz önüne alarak Dink vd. (1993) asimetrik üslü GARCH, modelini geliştirmişlerdir. APGARCH modelinin koşullu varyans eşitliği aşağıdaki gibidir;

$$\sigma_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i})^d + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^d \quad (8)$$

(8) numaralı eşitlikte d pozitif üstür. $d = 2$ ise model asimetrik GARCH' a indirgenir. $d = 1$ ise PGARCH modeli σ_t cinsinden belirtilir ve aykırı değerlere karşı $d = 2$ olması durumundan az hassas olma eğilimindedir. Ayrıca ilave olarak tahmin edilen üs parametresi modelin esnekliğini arttırmaktadır (Zivot, 2009:18). γ_i kaldıraç etkisini gösteren bilinmeyen parametredir ve sıfır olması durumunda model standart GARCH modeline dönüşmektedir. APGARCh modelinde tahmin edilen parametrelere kısıtlamalar getirilerek simetrik ve asimetrik ARCH modellerine ulaşılabilir.

3.3. Koşullu Olasılık Dağılım Türleri

(1) numaralı denklemde gösterilen $\varepsilon_t = z_t \sigma_t$ eşitliğinde ε_t hata terimini, σ_t ise volatilitiyi göstermektedir. z_t , bağımsız özdeş dağılan bir rasgele değişkendir ve sıfır ortalamayla D dağılmaktadır ($z_t \sim D$). Dağılım türü D'nin normal, Student-t ve genelleştirilmiş hata dağılımı (GED) olduğu varsayılmış, çalışmada hataların koşullu dağılımına ilişkin bahsi geçen üç dağılım tipi kullanılmıştır. Tablo 1'de bu üç dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonları (f) ve log-olabilirlik fonksiyonları (L) verilmiştir. Log-olabilirlik fonksiyonlarının maksimize edilmesiyle bilinmeyen parametre vektörünün en çok olabilirlik tahminleri elde edilir.

Tablo 1. Normal, Student-t ve GED Olasılık Yoğunluk ve Log-olabilirlik Fonksiyonları

Normal	$f(\varepsilon_t) = 1/\sqrt{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2}\right)}$ $L_{\text{normal}} = -\frac{1}{2} \sum_t [\ln(2\pi) + \ln(\sigma_t^2) + z_t]$ $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \text{ (standardize artıklar)}$
Student-t	$f(z_t/V) = \frac{1}{\sqrt{(v-2)B\left(\frac{1}{2}, \frac{v}{2}\right) \left[1 + \frac{z_t^2}{(v/2)}\right]^{(v+1)/2}}}$ $L_{\text{student}} = \ln \left[\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right) \right] - \ln \left[\Gamma\left(\frac{v}{2}\right) \right] - \frac{1}{2} \ln[\pi(v-2)] - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln \sigma_t^2 + (v+1) \ln \left(1 + \frac{z_t^2}{(v/2)} \right) \right]$ $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \text{ (standardize artıklar) ve } v > 0 \text{ şekil parametresi}$
GED	$f(z_t/V) = \frac{v}{\lambda_v 2^{(v+1/v)} \Gamma(1/v)} \exp\left(-\frac{1}{2} \left \frac{z_t}{\lambda_t} \right ^v\right); \lambda_t = \left[\frac{2^{(-2/v) \Gamma(1/v)}}{\Gamma(3/v)} \right]^{1/2}$ $L_{\text{GED}} = \ln(v/\lambda_v) - \frac{1}{2} \left \frac{z_t}{\lambda_t} \right ^v - \left(1 + \frac{1}{v}\right) \ln(2) - \ln \Gamma(1/v) - \frac{1}{2} \ln \sigma_t^2$ $z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \text{ (standardize artıklar) ve } 0 < v \leq +\infty \text{ şekil parametresi}$

Student-t dağılımı için $2 < v = \infty$ koşulundaki şekil parametresi aynı zamanda leptokurtikliğin derecesini açıklamaya yaramaktadır. v değeri azaldıkça leptokurtiklik

belirginleşmeye başlar. $1/v \rightarrow \infty$ durumunda dağılım standart normale yakınsar. GED' de v dağılımın kuyruk yapısını belirleyen pozitif şekil parametresidir. $v=1$ ise Laplace, $v = 2$ ise standart normal, $v \rightarrow \infty$ durumunda ise dağılım tekdüze dağılımına indirgenir (Kovacic, 2007:13).

4. TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER VE TANISAL TESTLER

Çalışmada, BIST tarafından hesaplanan Adana, Ankara, Antalya, Bursa, İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli ve Tekirdağ şehir endeksine ait 16.02.2009-08.03.2019 tarihlerini kapsayan günlük getiriler kullanılmıştır. P_t , t günündeki 2. Seans kapanış fiyatını gösterdiğinde, günlük getiri değerleri $R_t = \log(P_t/P_{t-1})$ formülü yardımıyla hesaplanmıştır. Balıkesir, Denizli ve Konya şehir endeksleri haricindeki diğer 9 şehir endeksi eş zamanlı hesaplanmaya başlanmıştır. Sözü edilen 3 şehir endeksinin hesaplanmaya başlandığı tarihler birbirlerinden farklılık arz etmekte, dolayısıyla veri bütünlüğünün sağlanması amacıyla bu 3 endeks analiz kapsamına alınmamıştır. Tüm veriler BIST elektronik veri dağıtım sisteminden ve <http://tr.investing.com> internet adresinden temin edilmiştir. Tablo 2, her bir şehir endeksi getiri serisine ilişkin tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir.

Tablo 2. Şehir Endeksleri Getiri Serilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	N	Ortalama	En Yüksek	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
XSADA	2532	0.000337	0.044960	0.007356	-0.472698	10.76420	6454.127**
XSANK	2532	0.000245	0.031330	0.006363	-0.585962	7.263423	2062.544**
XSANT	2532	0.000116	0.047870	0.008978	-0.479575	8.114794	2857.054**
XSBUR	2532	0.000280	0.048280	0.007423	-0.589539	8.735358	3617.021**
XSİST	2532	0.000232	0.026330	0.005498	-0.685131	7.423539	2262.480**
XSİZM	2532	0.000304	0.034900	0.006470	-0.630540	6.694070	1607.449**
XSKAY	2532	0.000404	0.048270	0.007756	-0.700557	8.010422	2855.615**
XSKOC	2532	0.000390	0.033120	0.007141	-0.541156	6.432988	1366.943**
XSTKR	2532	0.000318	0.100660	0.010056	0.387198	20.82818	33595.82**

Not: "***": %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tanımlayıcı istatistiklere göre en yüksek ilk iki getiri ortalaması Kayseri ve Kocaeli şehir endeksine aitken en düşük getiri ortalaması Antalya endeksine aittir. En düşük standart sapma sırasıyla İstanbul ve Ankara şehir endekslerine aitken Tekirdağ şehir endeksi en yüksek sapmaya sahiptir. Risk ölçüsü olarak standart sapma kullanılırsa Tekirdağ şehir endeksinin diğerlerine göre daha riskli olduğu görülmektedir. Tekirdağ dışındaki tüm endeks getiri serilerinin negatif çarpıklığa sahip olduğu görülmekte, dolayısıyla piyasalardaki negatif şokların pozitif şoklara kıyasla daha etkili olduğu yorumu yapılabilmektedir. Tekirdağ şehir endeksinin diğer serilerin tam tersi olmak üzere dağılımının sağa doğru uzun kuyruklu bir yapı gösterdiği söylenebilir. Basıklık katsayıları incelendiğinde ise tüm getiri serilerinin leptokurtik dağılım özelliği gösterdiği görülmektedir. Bununla birlikte normallikten sapmanın testinde kullanılan Jarque-Bera test istatistikleri, kritik ki-kare değerinden yüksek çıkmış, serilerin normal dağıldığını belirten yokluk hipotezi %5 önem seviyesinde reddedilmiştir.

Model çözümüne geçilmeden önce durağanlığının sınanması gerekmektedir. BIST şehir endekslerine ait getiri serilerinin durağan olup olmadığının araştırılmasında Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılmıştır. PP testi parametrik bir test olmadığından normal dağılım göstermeyen serilerde daha sağlıklı sonuçlar elde edilmesine imkan vermektedir (Duran ve Şahin, 2006:62). Ayrıca serilerde otokorelasyon ve ARCH etkisi bulunması durumunda yüksek otokorelasyona ve heteroskedastisiteye (değişen varyans) karşı güvenilir bulunmaktadır (Çiçek, 2010:8).

Tablo 3. Şehir Endeksleri Getiri Serilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Endeksler	ADF Test İstatistikleri			PP Test İstatistikleri		
	Sabitsiz trendsiz	Sabitli trendsiz	Sabitli trendli	Sabitsiz trendsiz	Sabitli trendsiz	Sabitli trendli
XSADA	-48.72**	-48.81**	-48.80**	-48.73**	-48.81**	-48.81**
XSANK	-51.14**	-51.21**	-51.23**	-51.17**	-51.27**	-51.32**
XSANT	-50.91**	-50.91**	-50.92**	-50.91**	-50.91**	-50.92**
XSBUR	-51.19**	-51.25**	-51.29**	-51.34**	-51.45**	-51.54**
XSIST	-49.63**	-49.71**	-49.74**	-49.64**	-49.73**	-49.76**
XSIZM	-49.93**	-50.03**	-50.06**	-49.93**	-50.02**	-50.06**
XSKAY	-45.85**	-45.96**	-45.95**	-45.81**	-45.96**	-45.95**
XSKOC	-48.21**	-48.34**	-48.35**	-48.22**	-48.54**	-48.58**
XSTKR	-49.84**	-49.88**	-49.96**	-50.13**	-50.11**	-50.13**

Not: "***": %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 3 incelenecek olunursa, her bir şehir endeksi için 3 farklı modele ait ADF ve PP test istatistikleri %1, %5 ve %10 önem seviyelerine ait MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değerce büyüktür. Her bir getiri serisi için serinin birim köke sahip olduğunu belirten yokluk hipotezi, tüm önem seviyelerinde reddedilmiş ve serilerin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Serilerin durağanlığının sınanmasının ardından koşullu ortalama denklemini tahmin etmek için Box-Jenkins metodolojisine başvurulmuştur. AR(p), Ma(q) ve ARMA(p,q) modelleri, en küçük kareler (EKK) yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Her bir endeksin koşullu ortalama denkleminin tahmininde en uygun p-q değerleri ACF/PACF'ler yardımı ile belirlenmiş, uygun modelin seçilmesinde parametrelerin anlamlılığı aranmıştır. Ayrıca düşük AIC, SIC ve H-Q bilgi kriterleri dışında yüksek LL fonksiyon değeri model tercihi için aranmıştır. Uygun model belirlendikten sonra kullanılan spesifikasyonun hata terimlerinde ARCH etkilerinin bulunup bulunmadığı Lagrange Çarpınları (LM) yardımıyla belirlenmiştir. ARCH-LM testinde “modelde ARCH etkisi yoktur” yokluk hipotezi farklı gecikmeler için seçilen anlamlılık düzeylerinde test edilmiştir. Tablo 4’de tüm şehir endeksleri için EKK yöntemi ile tahmin edilen ARMA(p,q) spesifikasyonu, belirlenen ARMA spesifikasyonuna ait log olabilirlik değerleri ve hata terimlerine ait ARCH-LM test istatistikleri verilmiştir (5 gecikme için). Tüm seriler için yapılan ARCH-LM testlerinde kurulan yokluk hipotezleri %5 önem seviyesinde reddedilmiştir. Şehir endeksi getiri

serilerinde değişen varyans sorunu vardır. Bu sebeple serilerdeki volatilité kümelenmesinin ve koşullu varyansın açıklanmasında otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin kullanılması gerekmektedir.

Tablo 4. Şehir Endekslerine Uygun ARMA(p,q) Modellerine Ait Tanısal Testler

Endeksler	ARMA(p,q)	LL	ARCH-LM F istatistiği
XSADA	sabitli-ARMA(3,2)	8850.841	25.8631**
XSANK	ARMA(2,4)	9221.279	30.4084**
XSANT	ARMA(2,4)	8349.805	28.4806**
XSBUR	sabitli-ARMA(4,4)	8836.750	19.0384**
XSIST	sabitli-ARMA(4,4)	9591.733	28.5077**
XSIZM	sabitli-ARMA(3,3)	9180.081	21.7755**
XSKAY	sabitli-ARMA(2,3)	8729.905	18.8586**
XSKOC	sabitli-ARMA(2,2)	8933.327	12.9253**
XSTKR	ARMA(1,4)	8067.984	116.6347**

Not: "**": %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir

Serilerde otoregresif koşullu değişen varyans modellerinin kullanılması gerekliliği belirlendikten sonra 9 şehir endeksi farklı modeller denenmiştir. Simetrik koşullu değişen varyans modellerinden ARCH(1), GARCH(1,1) ve GARCH-M(1,1); asimetrik koşullu değişen varyans modellerinden ise EGARCH(1,1), TGARCH(1,1) ve APGARCH(1,1) modelleri, şehir endeksi getiri serileri için tahmin edilmiştir. Hata terimleri koşullu dağılımlarının, sadece normal dağılım tipi ile değil, aynı zamanda Student-t ve GED dağıldığı varsayımı altında her bir şehir endeksi için toplamda 18 farklı model tahmin edilmiş ve volatilitenin modellenmesinde en yüksek performansı gösteren model her bir endeks için ayrı ayrı belirlenmiştir. Modellerin performanslarının belirlenmesinde iki farklı yaklaşım eşanlı olarak kullanılmış ve adimsal olarak aşağıda verilmiştir.

Adım 1: İlk olarak yukarıda belirtilen 18 farklı simetrik ve asimetrik GARCH modeli 16.02.2009-08.03.2019 tarihleri için (tüm veri seti için) tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modellerin varyans eşitliğindeki katsayıları istatistiksel olarak anlamlı değilse, bu modeller en iyi model arayışından çıkarılmıştır. Geriye kalan modellerin hata terimlerinde ARCH etkilerinin bulunup bulunmadığı ARCH-LM testiyle 1, 5 ve 10 gecikme ile test edilmiştir. Değişen varyans sorunu ortadan kalkmayan modeller, en iyi model arayışından çıkarılmıştır. Böylece bu süreç sonunda en iyi olma potansiyeli taşıyan modellerin AIC, SIC ve LL ve H-Q model seçim ölçütleri hesaplanmış ve raporlanmıştır.

Adım 2: Bu adımda, Adım 1'de belirlenen ve en iyi olma potansiyeli taşıyan modellerin öngörü performansları ölçülmüştür. Bunun için veri seti eğitim ve test olmak üzere iki alt gruba ayrılmıştır. Burada amaç, eğitim seti ile kurulan modelin öngörü performansını test seti ile ölçmektir. Eğitim seti verinin yaklaşık %90'ını kapsayacak şekilde (16.02.2009-07.03.2018 tarihleri arası) seçilmişken, test seti verinin kalan yaklaşık %10'unu kapsamaktadır (08.03.2018-08.03.2019 tarihleri arası). Öngörü performans ölçütü olarak RMSE, MAE, MAPE ve sapma oranı istatistikleri kullanılmıştır. RMSE, MAE ve MAPE ölçütleri gerçek değer ve öngörülen değer farkına (hatalara) dayanan hesaplamalar olup bu

istatistiklerin düşük değeri olması model tercihinde aranan özelliktir. Sapma oranı ise, sistematik hatanın bir göstergesi olup, öngörülen serinin ortalamasının gerçek seri ortalamasından ne kadar uzakta olduğunu gösterir. Bu ölçüt sıfıra ne kadar yakın olursa öngörü performansının o kadar iyi olduğu söylenir. Adım 1 ve Adım 2'de hesaplanan model seçim ve öngörü performans ölçütlerine dayanarak nihai en iyi model seçilmiştir.

5. VERİLERİN ANALİZİ VE BULGULAR

Adana şehir endeksi serisi için; volatilitenin modellenmesinde asimetri katsayılarının anlamlı olması ve ARCH etkisinin 1, 5 ve 10 gecikme için giderilmesi sebebiyle bu adımda en iyi olma potansiyeli taşıyan modellerin EGARCH ve APGARCH olduğu görülmüş ve bu modellere ait model seçim ölçütleri hesaplanarak Tablo 5'de verilmiştir. Ayrıca, 2. Adım'da bu iki modelin öngörü performanslarına yönelik ölçütler de aynı tabloda yer almıştır. Model seçim ve öngörü performans ölçütlerine göre en iyi modelin EGARCH olduğu ve bu endeks serisine ait tahminlerin hata terimlerinin koşullu dağılımlarını betimlemede en başarılı dağılım türünün normal dağılım olduğu görülmüştür.

Tablo 5. Adana Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH-N	APGARCH-N
Model Seçim Ölçütleri		
LL	9171.819	9171.787
AIC	-7.247781	-7.247755
SIC	-7.231629	-7.231603
H-Q	-7.241921	-7.241895
Öngörü Performans Ölçütleri		
RMSE	0.011590	0.011591
MAE	0.008036	0.008036
MAPE	120.8439	129.8232
Sapma Oranı	0.000132	0.000362
Nihai Model	$\log(\sigma_t^2) = -0.857376 + 0.332622 \left \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right - 0.019302 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.93851 \log(\sigma_{t-1}^2)$	

Ankara şehir endeksi serisi için en iyi olma potansiyeli taşıyan 6 farklı model belirlenmiş ve bu modellere ait model seçim ölçütleri ve öngörü performanslarına yönelik ölçütler Tablo 6'da verilmiştir. Model seçim ölçütlerinin tümüne ve RMSE ölçütüne göre en iyi model olan TGARCH, nihai model olarak seçilmiştir. Ayrıca tahminlerin hata terimlerinin koşullu dağılımlarını betimlemede en başarılı dağılım türünün Student-t olduğu görülmüştür.

Tablo 6. Ankara Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH N	EGARCH GED	TGARCH N	TGARCH T	TGARCH GED	APGARCH N
Model Seçim Ölçütleri						
LL	9351.585	9423.217	9354.604	9436.929	9424.252	9348.133
AIC	-7.387814	-7.44365	-7.390201	-7.45449	-7.444468	-7.385086
SIC	-7.373974	-7.427503	-7.376361	-7.438343	-7.428321	-7.371245
H-Q	-7.382792	-7.437792	-7.385179	-7.448631	-7.43861	-7.380064
Öngörü Performans Ölçütleri						
RMSE	0.007735	0.007727	0.007742	0.007726	0.007731	0.007731
MAE	0.005902	0.005896	0.005906	0.005899	0.005899	0.005899
MAPE	107.5143	105.1276	109.3882	106.0675	106.3765	106.3008
Sapma Oranı	0.003099	0.003054	0.003135	0.003068	0.003078	0.003077
Nihai Model	$\sigma_t^2 = 2.0E - 0.6 + 0.057092e_{t-1}^2 + 0.058307S_{t-1}e_{t-1}^2 + 0.856046\sigma_{t-1}^2$					

Antalya şehir endeksi serisinin asimetrik modellemelerde başarısız olması en dikkat çekici sonuçlardan biridir. Adım 1'de bu endeks serisine ait en iyi olma potansiyeli taşıyan modellerin GARCH tipi modeller olduğu görülmüş ve Adım 2'de bu modellere dayalı öngörü performansları hesaplanmıştır (Bkz. Tablo 7). Model seçim ölçütlerinin tümüne göre ve ayrıca MAE ve MAPE öngörü performans ölçütlerine göre en iyi modelin GARCH-Student t olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 7. Antalya Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	GARCH-N	GARCH-T	GARCH-GED
Model Seçim Ölçütleri			
LL	8489.856	8672.046	8652.997
AIC	-6.707396	-6.850629	-6.835571
SIC	-6.695863	-6.836789	-6.82173
H-Q	-6.703212	-6.845608	-6.830549
Öngörü Performans Ölçütleri			
RMSE	0.010266	0.010272	0.010274
MAE	0.007250	0.007244	0.007249
MAPE	116.6695	106.6415	109.2103
Sapma Oranı	0.000932	0.000994	0.000992
Nihai Model	$\sigma_t^2 = 7.47E - 0.6 + 0.170312\varepsilon_{t-1}^2 + 0.758136\sigma_{t-1}^2$		

Adım 1'de Bursa şehir endeksi getiri serisinin tüm asimetrik koşullu değişen varyans modelleri için başarılı sonuçlar üretildiği görülmüştür. Bu sebeple Adım 2 için 9 adet asimetrik modelin öngörü performans ölçütleri hesaplanmıştır. Tablo 8 göz önüne alındığında, model seçim ölçütlerinin tümünde ve sapma oranı ölçütünde ortak olarak en iyi model APGARCH iken, RMSE, MAE ve MAPE ölçütleri için en düşük değer EGARCH modelinde yakalanmıştır. Model seçim ve tahmin performans ölçütlerinin tümü göz önüne alındığında en iyi modelin APGARCH ve ardından EGARCH olduğu görülmüş, nihai olarak APGARCH modeli seçilmiştir. Student-t dağılımı, nihai modele ait hata terimlerinin koşullu dağılımlarını betimlemede en başarılı dağılım türü olarak seçilmiştir.

Tablo 8. Bursa Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH N	EGARCH T	EGARCH GED	TGARCH N	TGARCH T	TGARCH GED
Model Seçim Ölçütleri						
LL	8953.789	9024.716	9015.02	8950.006	9022.071	9012.508
AIC	-7.078155	-7.133477	-7.125807	-7.075163	-7.131386	-7.12382
SIC	-7.061998	-7.115012	-7.107341	-7.059005	-7.11292	-7.105354
H-Q	-7.072293	-7.126777	-7.119107	-7.0693	-7.124685	-7.11712
Tahmin Performans Ölçütleri						
RMSE	0.007785	0.007812	0.007795	0.007796	0.007814	0.007809
MAE	0.006004	0.006027	0.006012	0.006018	0.006028	0.006026
MAPE	116.8672	126.7450	121.0419	119.7946	127.3820	125.0659
Sapma Oranı	0.014066	0.018595	0.016114	0.015135	0.019002	0.017634
Model Seçim Ölçütleri						
	APGARCH N	APGARCH T	APGARCH GED			
LL	8958.613	9028.104	9012.619			
AIC	-7.081972	-7.136158	-7.123907			
SIC	-7.065815	-7.117692	-7.105441			
H-Q	-7.07611	-7.129458	-7.117207			
Tahmin Performans Ölçütleri						
RMSE	0.007794	0.007811	0.007806			

MAE	0.006022	0.006027	0.006026			
MAPE	118.7004	126.1958	123.9033			
SapmaOranı	0.013247	0.018255	0.016741			
Nihai Model	$\sigma_t^d = 0.000866 + 0.135868(\varepsilon_{t-1} + 0.439308\varepsilon_{t-1}) + 0.776078\sigma_{t-1}^d$					

İstanbul şehir endeksi getiri serilerine ait sonuçlar Tablo 9’da verilmiştir. Model seçim ölçütlerinin tümünde ve MAPE dışında öngörü ölçütlerinin tümünde ortak olarak seriyi betimlemede en iyi modelin EGARCH olduğu görülmektedir. Student-t dağılımına yönelik en iyi ölçütler sayıca daha fazla olduğu için bu dağılım, nihai modele ait hata terimlerinin koşullu dağılımlarını betimlemede en başarılı dağılım türü olarak alınmıştır.

Tablo 9. İstanbul Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH N	EGARCH T	EGARCH GED	TGARCH N	TGARCH GED	APGARCH N	APGARCH T	APGARCH GED
Model Seçim Ölçütleri								
LL	9722.867	9783.923	9775.45	9719.287	9765.948	9713.497	9783.083	9766.821
AIC	-7.686604	-7.734117	-7.727413	-7.683771	-7.719896	-7.679191	-7.733452	-7.720586
SIC	-7.670446	-7.715651	-7.708947	-7.667614	-7.70143	-7.663033	-7.714986	-7.70212
H-Q	-7.680741	-7.727416	-7.720713	-7.677909	-7.713196	-7.673328	-7.726752	-7.713886
Öngörü Performans Ölçütleri								
RMSE	0.005766	0.005786	0.005766	0.005768	0.005786	0.005775	0.005786	0.005785
MAE	0.004458	0.004473	0.004456	0.004459	0.004473	0.004463	0.004473	0.004473
MAPE	148.3015	140.4144	143.8836	150.4924	137.7619	137.1105	140.4230	137.4331
SapmaOranı	0.002628	0.009435	0.003415	0.002924	0.009148	0.007023	0.009407	0.008961
Nihai Model	$\log(\sigma_t^2) = -0.881909 + 0.181793 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right - 0.086788 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.929608 \log(\sigma_{t-1}^2)$							

Bursa şehir endeksinde olduğu gibi İzmir şehir endeksi getiri serisinde tüm asimetrik koşullu değişen varyans modelleri için başarılı sonuçlar üretildiği görülmüştür (Tablo 10). Model seçim ölçütlerinin tümünde ve sapma oranı ölçütünde en iyi değerleri EGARCH modeli yakalamışken, MAE ve MAPE ölçütlerinde en düşük değeri TGARCH modeli üretmiştir. RMSE için ise APGARCH en iyi sonucu vermiştir. Model seçim ve tahmin performans ölçütlerinin tümü göz önüne alındığında nihai model EGARCH seçilmiş ve nihai modele ait hata terimlerinin koşullu dağılımlarını betimlemede en başarılı dağılım türünün Student-t olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 10. İzmir Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH N	EGARCH T	EGARCH GED	TGARCH N	TGARCH T	TGARCH GED
Model Seçim Ölçütleri						
LL	9281.721	9377.727	9362.801	9277.555	9374.507	9359.773
AIC	-7.334695	-7.409828	-7.398024	-7.3314	-7.407281	-7.395629
SIC	-7.318542	-7.391368	-7.379564	-7.315247	-7.388822	-7.377169
H-Q	-7.328834	-7.40313	-7.391326	-7.325539	-7.400584	-7.388931
Öngörü Performans Ölçütleri						
RMSE	0.008383	0.008391	0.008392	0.008385	0.008410	0.008415
MAE	0.006252	0.006251	0.006252	0.006250	0.006256	0.006255
MAPE	114.2188	120.1791	120.2619	113.9497	123.6196	123.7890
SapmaOranı	0.006252	0.010076	0.009954	0.006561	0.010617	0.010613
Model Seçim Ölçütleri						
	APGARCH N	APGARCH T	APGARCH GED			

LL	9284.2	9375.308	9363.21			
AIC	-7.336655	-7.407915	-7.398347			
SIC	-7.320502	-7.389455	-7.379887			
H-Q	-7.330794	-7.401217	-7.391649			
Öngörü Performans Ölçütleri						
RMSE	0.008382	0.008406	0.008410			
MAE	0.006252	0.006256	0.006255			
MAPE	113.9749	122.3306	122.6780			
Sapma Oranı	0.006622	0.010038	0.010157			
Nihai Model	$\log(\sigma_t^2) = -1.174675 + 0.210757 \left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right - 0.071472 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.900405 \log(\sigma_{t-1}^2)$					

Kayseri şehir endeksi için Adım 1'de en iyi olma potansiyeli taşıyan modellerin model seçim ve öngörü ölçütlerine ait değerler Tablo 11'de verilmiştir. Model seçim ölçütlerinin tümünde ve RMSE, MAPE ve sapma oranı öngörü ölçütleri için ortak olarak en iyi modelin APGARCH olduğu görülmektedir. Nihai olarak seçilen APGARCH modeli için Student-t dağılımını, hata terimlerine ait koşullu dağılımları betimlemede en başarılı dağılım türüdür.

Tablo 11. Kayseri Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH N	EGARCH T	EGARCH GED	TGARCH T	APGARCH N	APGARCH T	APGARCH GED
Model Seçim Ölçütleri							
LL	8840.112	8962.185	8945.659	8961.855	8841.327	8962.28	8945.995
AIC	-6.982697	-7.078407	-7.065353	-7.078146	-6.983658	-7.078482	-7.065609
SIC	-6.96655	-7.059953	-7.046889	-7.059693	-6.967511	-7.060028	-7.047155
H-Q	-6.976838	-7.071712	-7.058648	-7.071451	-6.9778	-7.071786	-7.058913
Öngörü Performans Ölçütleri							
RMSE	0.011002	0.011027	0.011023	0.011024	0.011001	0.011027	0.011023
MAE	0.008440	0.008446	0.008451	0.008442	0.008442	0.008448	0.008452
MAPE	125.7465	136.4884	131.7170	137.1349	124.4764	135.8527	131.0299
Sapma Oranı	0.017338	0.020997	0.019379	0.021243	0.017101	0.020842	0.019206
Nihai Model	$\sigma_t^d = 0.001010 + 0.136633(\varepsilon_{t-1} + 0.373346\varepsilon_{t-1}) + 0.762942\sigma_{t-1}^d$						

Kocaeli şehir endeksi getiri serilerine ait modelleme sonuçları Tablo 12'de verilmiştir. Model seçim ve öngörü ölçütlerinin tümüne göre en iyi modelin APGARCH olduğu görülmektedir. GED dağılımının ise nihai olarak seçilen APGARCH modeli hata terimlerine ait koşullu dağılımlarını betimlemede en başarılı dağılım türü olduğu bulunmuştur.

Tablo 12. Kocaeli Şehir Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH N	EGARCH GED	TGARCH N	TGARCH GED	APGARCH N	APGARCH GED
Model Seçim Ölçütleri						
LL	9014.894	9104.181	9005.99	9098.643	9017.885	9105.501
AIC	-7.120865	-7.190657	-7.113826	-7.186279	-7.123229	-7.19170
SIC	-7.104718	-7.172203	-7.097679	-7.167825	-7.107082	-7.173246
H-Q	-7.115006	-7.183961	-7.107967	-7.179583	-7.117371	-7.185005
Öngörü Performans Ölçütleri						
RMSE	0.007987	0.007948	0.007993	0.008001	0.007983	0.007939
MAE	0.006103	0.006063	0.006106	0.006105	0.006101	0.006056
MAPE	101.2098	101.1739	101.3732	103.2455	101.0333	100.5369
Sapma Oranı	0.000529	0.001637	0.000548	0.001938	0.000476	0.001554
Nihai Model	$\sigma_t^d = 0.000658 + 0.111098(\varepsilon_{t-1} + 0.314473\varepsilon_{t-1}) + 0.821212\sigma_{t-1}^d$					

Son olarak Tekirdağ şehir endeksi için tahmin edilen 18 farklı modelin katsayı anlamlılığı ve ARCH-LM test sonuçları göz önüne alındığında sadece EGARCH-Normal modelinin Adım 2 için seçildiği bulunmuştur. Diğer bir değişle nihai model, Adım 1'de seçilmiştir. Modele ait model seçim ve tahmin performans ölçütlerinin değerleri Tablo 13'de verilmiştir.

Tablo 13. Tekirdağ Endeksi Getiri Serisine Ait Ölçütler

	EGARCH-N
Model Seçim Ölçütleri	
LL	8438.334
AIC	-6.662453
SIC	-6.646311
Hannan-Quin	-6.656596
Öngörü Performans Ölçütleri	
RMSE	0.008364
MAE	0.006452
MAPE	--
Sapma Oranı	0.002064
Nihai Model	$\log(\sigma_t^2) = -1.603082 + 0.365394 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.037851 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.857563 \log(\sigma_{t-1}^2)$

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Şehir endeksleri BIST tarafından 2009 yılından itibaren hesaplanmaya başlanmış ve asıl hesaplanma amacının ilgili şehrin finansal performansı ölçmek olduğunu duyurulmuştur. Bir şehir endeksinin belirlenen kriterleri sağlayan en az 5 şirketin hisse senetlerinden oluşması, o endeksin bölgesel durumu yansıtan bir portföy olma özelliği taşıdığı anlamına gelmektedir. Şehir endekslerinin bu özelliği, belirsizlik altında o bölgeye yatırım yapma kararı veren yatırımcıya ışık tutan bir rehber olma imkanı vermektedir. Bu sebeple bu endeksler ile ilgili son yıllarda yapılan çalışmalar şehir endeksi hesaplanan şehirlerin finansal performansın bir haritasını çizme özelliği taşımaktadır.

Bu çalışmada Adana, Ankara, Antalya, Bursa, İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli ve Tekirdağ şehir endekslerinin Şubat 2009 ve Mart 2019 yılları arasındaki getiri serileri incelenmiş ve tanımlayıcı istatistikler yardımıyla getiri serilerinin temel karakteristik yapıları araştırılmıştır. Günlük getiri serilerine ait volatiliteler, farklı simetrik ve asimetrik koşullu değişen varyans spesifikasyonları kullanılarak modellenmiştir. Finansal zaman serilerine ait hata terimlerinin dağılımlarında sıkça karşılaşılan leptokurtik yapı dikkate alınarak normal dağılım dışında Student-t ve GED dağılımı alternatifleri kullanılmıştır. Böylelikle her bir şehir endeksi için 18 farklı model tahmin edilmiş ve nihai modeller raporlanmıştır.

Nihai modellerin belirlenmesinde 2 adımdan oluşan bir karar verme süreci izlenmiştir. İlk olarak tüm veri seti için model tahminleri yapılmış, model katsayılarının anlamlılığı ve ARCH etkisinin olmaması gibi gereklilikler sonucunda en iyi olma potansiyeli taşıyan modellere ait ölçütler hesaplanmıştır. Sonrasında ise veri seti eğitim ve test olmak üzere ikiye ayrılmış, ilk adımda belirlenen modellerin öngörü performans ölçütleri hesaplanmıştır. Nihai modele, model seçim ve öngörü performans ölçütlerine dayanarak karar verilmiştir.

Dikkat çeken önemli sonuçlardan biri Antalya dışında tüm şehir endeksi serilerinde negatif ve pozitif şokların, endeks getiri serileri volatilitelerini asimetrik bir biçimde etkilediği

görülmüştür. Antalya şehir endeksinde ise asimetrik modellemeler başarısız olmuş, GARCH spesifikasyonu nihai model olarak belirlenmiştir. Diğer dikkat çekici bir sonuç ise Tekirdağ şehir endeksi dışındaki tüm endekslerde negatif şoklar aynı büyüklükteki pozitif şoklara kıyasla daha fazla volatiliteye neden olmaktadır. Tekirdağ endeksinde ise bu durum tam tersidir yani, pozitif şoklar negatif şoklara kıyasla daha çok istikrar bozucudur.

EGARCH ile modellenen ve istatistiksel açıdan anlamlı bulunan asimetri katsayıları karşılaştırılacak olunursa, mutlak değerce en yüksek değer Kayseri şehir endeksine ait iken en düşük değer Adana şehir endeksine aittir. Buna göre Kayseri şehir endeksinin kötü haberlere karşı tepkisinin en hassas olduğu söylenebilir. Ayrıca β katsayısının volatilitenin kalıcılığını ölçtüğü göz önüne alınırsa, göreceli olarak en düşük değeri Tekirdağ şehir endeksinin aldığı ve kötü haberlere karşı oynaklığının piyasada kısa sürdüğü söylenebilir. En yüksek dayanıklılık değerinin Adana şehir endeksine ait olduğu ve bu endekse ait volatilitenin bir kriz ardından sönümlenmesinin diğerlerine oranla daha uzun zaman alacağı söylenebilir.

Son olarak şehir endekslerine ait simetrik ve asimetrik GARCH tahminlerinde hata terimlerinin koşullu dağılımlarını betimlemede en başarılı dağılım türünün Student-t olduğu görülmektedir (Adana, Tekirdağ ve Kocaeli endeksleri dışında). Bu sonuç, finansal zaman serilerinin kalın kuyruklu yapısından ötürü standardize hataların dağılımını yakalamada Student-t dağılımının diğer diğer dağılım alternatiflerine kıyasla (özellikle normal dağılım) başarılı olduğunu gösteren Bollerslev (1987), Hsieh (1989), Baillie ve Bollerslev (1989), Bollerslev vd. (1992) ve Pagan (1996) 'ın çalışmalarını destekler niteliktedir.

KAYNAKLAR

- Aksoy, Mine (2013), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Finansal Kriz Döneminde Yabancı Yatırımcıların Hisse Senedi Tercihlerinin Analizi", İÜ Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, No. 48, ss. 135-150.
- Alexander, Carol (2008), Practical Financial Econometrics, John Wiley&Sons, Chichester, UK.
- Alizadeh, Amir H.- Nomikos, Nikos K. (2009), Shipping Derivates and Risk Management, Palgrave Macmillan, Basingstoke, UK.
- Aşkın Öyküm Esra- Büyüklü Ali Hakan (2014), "Testing the Calendar Anomalies for BIST City Indexes with Symmetric and Asymmetric GARCH Models", İktisat İşletme ve Finans, Vol.29, pp.59-82.
- Baillie, Richard T- Bollerslev, Tim (1989), "The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale", Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 7, No. 3, pp. 297–305.
- Bayrakdaroğlu, Ali-Tepeli, Yusuf (2018), "BİST Şehir Endekslerinin Risk-Getiri Analizi Üzerine Bir İnceleme", Muhasebe ve Finansman Dergisi, Sayı. 80, ss.147-160.

- Bayramođlu, Mehmet Fatih - Pekkaya, Mehmet (2010), "İMKB Tarafından Hesaplanan Endekslerde Yeni Gelişmeler ve İMKB Şehir Endeksleri", Muhasebe ve Finansman Dergisi, Sayı: 45, ss. 200-215.
- BIST (2019), (<http://borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri/sehir-endeksleri>, Erişim Tarihi: 08.02.2019).
- Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity" Journal of Econometrics, Vol. 31, No.3, pp. 307-327.
- Bollerslev, Tim (1987), "A Conditional Heteroskedastic Time series Model for Speculative Prices and Rates of Return", The Review of Economics and Statistics, Vol. 69, No. 3, pp. 542-547.
- Bollerslev, Tim-Chou, Ray Y.-Kroner, Kenneth F. (1992), "ARCH modeling in finance", Journal of Econometrics, No. 52, pp. 5-59.
- Çakır, Zahide (2016), "Şehir Endekslerinin Finansal Performanslarının Ölçülmesi ve Değerlendirilmesi, Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Çorum. Ankara Üniversitesi SBF Dergisi, Sayı. 65, No. 2, ss. 1-28.
- Çiçek, Macide- Öztürk, Feride (2007), "Yabancı Hisse Senedi Yatırımcıları Türkiye'de Döviz Kuru Volatilitisini Şiddetlendiriyor mu?", Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi , Sayı. 62, No. 4, ss. 83-107.
- Devaslıgil Atmaca, Verda (2018), "BİST Şehir Endeksleri Oynaklığının DCC-GARCH Model ile Analizi", Yönetim Bilimleri Dergisi, Cilt: 16, Sayı: 31, ss. 287-308.
- Dink, Zhuangxin-Granger, Clive W.J.-Engle, Robert F. (1993), "A Long Memory Property of Stock Market Returns and New Model", Journal of Empirical Finance, Vol. 1, No.1, pp.83-106.
- Duran, Serap-Şahin, Asuman (2006), "İMKB Hizmetler, Mali, Sınai ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi", Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi, Sayı. 1, ss. 57-70.
- Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, Vol. 50, No.4, pp. 987-1007.
- Engle, Robert F.-Lilien, David M.-Robins, Russel P. (1987), "Estimating Time-Varying Risk Premia in the Tern structure: the ARCH-M model", Econometrica, Vol. 55, No. 2, pp. 391-407.
- Floros, Christos (2008), "Modelling Volatility Using GARCH Models: Evidence from Egypt and Israel", Middle Eastern Finance and Economics, No.2, pp.31-41.

- Glosten, Lawrence R.-Jagannathan, Ravi-Runkle, David E. (1993), "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks" *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, pp.1779-1801.
- Gökçe, Atilla (2001), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH teknikleri ile Ölçülmesi", *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi* ,Sayı. 3, No.1, ss.35-58.
- Hsieh, David A. (1989), "Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 7, No. 3, pp. 307–317.
- Kovacic, Zlatko (2007),"Forecasting Volatility: Evidence from the Macedonian Stock Exchange, MPRA Paper No. 5319.
- Kula, Veysel-Baykut, Ender (2018), "BİST Şehir Endekslerinin Volatilitelerinin Yapıları ve Rejim Değişimlerinin Analizi", *Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi*, Sayı. 1, No.1, ss. 38-59.
- Lee, Cheng F-Chen, Gong-meng- Rui, Oliver (2001), "Stock Returns and Volatility on China Stock Markets" *Journal of Financial Research*, Vol.24, No. 4, pp. 523-543.
- Lopez, Jose A. (2001), "Evaluating the Predictive Accuracy of Variance Models", *Journal of Forecasting*, Vol. 20, pp. 87-109.
- Miron, Dumitru-Tudor, Cristiana (2010), "Asymmetric Conditional Volatility Models: Empirical Estimation and Comparison of Forecasting Accuracy", *Journal for Economic Forecasting* No.13, pp. 74-92.
- Nelson, Daniel (1991), "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, pp. 347-370.
- Nyberg, Henri (2010), "QR-GARCH-M Model for Risk-Return Tradeoff in U.S. Stock Returns and Business Cycles", *University of Helsinki and HECER, Discussion Paper* No.294, ISSN 1795-0562.
- Özden, Ünal. H. (2008), "İMKB 100 Endeksi Getiri Volatilitelerinin Analizi", *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı. 7, No. 13, ss. 339-350.
- Pagan, Adrian (1996), "The econometrics of financial markets", *Journal of Empirical Finance*, Vol.3, pp. 15-102.
- Pagan, Adrian R.-Schwert, G. William (1990),"Alternative Models for Conditional Stock Market Volatility", *Journal of Econometrics*, Vol. 45, No.1-2,pp. 267-290.
- Sentana, Enrique (1995), "Quadratic ARCH models", *Review of Economics Studies*, Vol. 62, No. 4, pp. 639-661.
- Taylor, Stephen J. (1994), "Modelling stochastic volatility: A review and Comparative study", *Mathematical Finance*, Vol. 4, No. 2, pp. 183-204.

Yapraklı, Sevda-Bozma, Gürkan-Akdağ, Murat (2018), "BIST Şehir Endekslerinde Oynaklığın Ölçülmesi: Alternatif Ekonometrik Modellerin Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi", Finans Politik & Ekonomik Yorumlar, No. 639, ss. 67-86.

Zakoian, Jean-Michel (1994), "Threshold Heteroskedastic Models", Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 18, No.5, pp. 931-955.

Zivot, Eric (2008), "Practical Issues in the Analysis of Univariate GARCH Models", <http://www.faculty.washington.edu/ezivot/research/practicalgarchfinal.pdf>, (20.03.2019).