

Oynaklık Tahmininde Simetrik ve Asimetrik GARCH Modellerinin Kullanılması: Seçilmiş BİST Alt Sektör Endeksleri Üzerine Bir Uygulama

Berk YILDIZ *

ÖZET

Bu çalışmada, Borsa İstanbul (BİST)'a kayıtlı seçilmiş alt sektörler arasında yer alan hizmet (XUHIZ), mali (XUMAL) ve sınai (XUSIN) endeks getiri serilerine ilişkin oynaklıkların modellenmesinde ve tahmin edilmesinde hangi modellerin daha başarılı sonuçlar verdiği tespit edilmeye çalışılmıştır. 05 Ocak 2000-09 Aralık 2015 tarihlerini kapsayan günlük veriler koşullu değişen varyans modelleri ile analiz edilmiş ve endekslere ait oynaklıkların hem ARCH hem de GARCH etkisi gösterdiği belirlenmiştir. Bununla birlikte, mali ve sınai endekslere ilişkin oynaklık tahminlerinde en uygun modelin TGARCH (1,1) , hizmet endeksine ait oynaklık tahmininde ise en uygun modelin CGARCH (1,1) olduğu da elde edilen bulgular arasında yer almaktadır. Ayrıca, oynaklık üzerindeki şokların asimetrikliğini dikkate alan EGARCH modeli de tahmin edilmiş ve her üç endeks getiri serisi üzerinde de kaldıraç etkisinin var olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Oynaklık Modellemesi, BİST, Hizmet Sektörü, Mali Sektör, Sınai Sektör

JEL Sınıflandırması: G17, G32, C53

Volatility Forecasting with Symmetric and Asymmetric GARCH Models: An Application on Selected ISE Sub-Sectors

ABSTRACT

In this study, the most successful model was performed to determine for modeling and forecasting the volatility of the selected sub-sector return series of each indices which is listed in ISE namely; service (XUHIZ), financial (XUMAL) and industrial (XUSIN) sectors. The findings indicate that the daily data which were analyzed with conditional variance models, covering a period from January 5, 2000 to December 9, 2015, show both ARCH and GARCH effects. In addition, the findings also show that TGARCH (1,1) is the best model for estimating volatility not also financial but also industrial indices, but on the other hand CGARCH (1,1) is the best model to forecast the volatility of service index. Furthermore, EGARCH model which is considering the asymmetry on volatility shocks are also estimated and it was determined that there have a leverage effect on each return series of three indices.

Keywords: Volatility Modeling, BIST, Service Sector, Financial Sector, Industrial Sector.

Jel Classification: G17, G32, C53

* Yrd. Doç. Dr. Berk YILDIZ, Bülent Ecevit Üniversitesi, Denizcilik Fakültesi, berkyz@yahoo.com

1. GİRİŞ

Kaynakların sınırlı olduğu ekonomik ve finansal alanlarda kurumsal ve bireysel yatırımcılar sahip oldukları fonları optimum şekilde değerlendirmek arzusu ile hem para hem de sermaye piyasalarında yatırımlara yönelmekte ve finansal riskler ile karşı karşıya kalmaktadırlar. Literatürde beklenen getirinin gerçekleşen getiriden sapma olasılığı olarak tanımlanmakta olan finansal riskler, riski seven veya riske kayıtsız olanlar haricinde mümkün olduğu kadar yatırımcılar tarafından kaçınılma davranışı gösterilen durumlardır. Ancak bilindiği üzere risk ile getiri arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Başka bir deyişle, riskler arttıkça beklenen getirilerde aynı yönde artmaktadır. Bununla beraber, tasarruf sahipleri yatırım kararlarını alırken riski ölçmek ve bekledikleri getiriye ilişkin taleplerini elde ettikleri bilgiler doğrultusunda yönlendirmek istemektedirler.

Dolayısıyla, yatırım sürecindeki tasarruf sahipleri rasyonel kararlar alabilmek için doğru, tutarlı, güvenilir ve analiz edilebilir bilgiye ciddi bir şekilde gereksinim duymaktadırlar. Çünkü beklenmedik olaylar finansal varlıkların fiyatları üzerinde ani değişimlere neden olmakta, başka bir deyişle, varlık fiyatlarında önemli ve yüksek oynaklıklara sebebiyet vermektedirler. Oynaklığın yüksek seviyelerde olması yüksek risk anlamına gelmekte ve bu durum riskin ölçülmesi ve söz konusu risklerden korunma sağlanması gereksinimini daha da artırmaktadır. Bilindiği üzere sistematik riskin kaynaklarını sıfırlamak mümkün değildir. Ancak iyi bir çeşitlendirme ile sistematik olmayan riskleri minimize ederek toplam riski düşürecek etkin ve verimli bir portföy oluşturarak yatırımları yönetmek mümkündür. Etkin bir portföy yönetimi gerçekleştirilebilmesi için de finansal araçlara ilişkin getiri, oynaklık (volatilité) ve bunların birbirleriyle olan etkileşimlerinin dikkate alınması gerekmektedir. Dolayısıyla riskin ölçülmesi ile riskten korunma çerçevesinde bir değerlendirme yapıldığında oynaklıkların portföy yönetimi açısından önemi de daha net bir şekilde ortaya çıkmaktadır.

Ayrıca, sermaye piyasasında yatırımcıların korunması, etkin piyasa kavramı ile de yakından ilişkilidir. Çünkü piyasalar etkin ise, tüm menkul kıymetler yatırımcıların elde edeceği bilgiler ışığında doğru olarak fiyatlandırılır (Korkmaz ve Ceylan, 2006: 267). Başka bir ifadeyle; siyasi, ekonomik ve sosyal alanda meydana gelebilecek değişiklikleri takiben ortaya çıkan yeni bilgiler, finansal varlıkların fiyatlarında farklı büyüklükte dalgalanmaların meydana gelmesine sebebiyet vermektedir. Bu durum ise yatırımcıların risk düzeylerinin artmasına, getiri beklentilerinin revize edilmemesi durumunda ise de ciddi boyutta kayıplara yol açabilmektedir. Bununla beraber uluslararası finansal piyasalarda son 20-25 yılda yaşanan çalkantılar ile riskten korunma ve spekülâtif gelir elde etme amacı ile türev ürünlerin özellikle de opsiyonların yoğun bir şekilde kullanılmaya başlanması, finansal piyasalardaki hareketlerin tahmin edilmesine olan ilgiyi daha da artırmıştır (Mazıbaş, 2005: 2). Ancak, finansal piyasalarda ortaya çıkan oynaklığın arkasında yatan faktörlerin belirlenmesi ve bu faktörlerin tetiklediği dalgalanma hareketlerinin önceden mümkün olduğunca gerçeğe yakın bir oranda tahmin edilebilmesi, finansal başarı sağlayabilme koşulunun özünü

oluşturmaktadır. Bu noktadan hareket eden birçok akademisyen ve araştırmacı, sözü edilen risklerin bertaraf veya minimize edilmesi gayesine hizmet edecek bilgi ve çözüm üretme isteği ile finansal piyasalardaki dalgalanmaların modellenmesi üzerine pek çok çalışma yapmışlardır. Sözü edilen tüm çalışmalar, finansal varlıkları daha iyi fiyatlama, etkin bir risk yönetimi gerçekleştirebilme ve menkul kıymetlerde meydana gelen oynaklığı daha iyi modellemeye olanak sağlayacak gelişimleri elde etmeye yöneliktir.

Finansal zaman serilerindeki oynaklığın modellenmesi için serilere ait basıklık (kurtosis), oynaklık kümelenmesi (volatility clustering) ve ilk olarak Black (1976) tarafından ortaya atılan kaldıraç etkisi gibi özelliklerin belirlenmesi gerekmektedir (Mazıbaş, 2005: 4). Çünkü finansal zaman serileri bu özelliklerden bir veya daha fazlasına sahipse, regresyon modelinde varyansın sabit olması varsayımı geçerli olmamaktadır (Özden, 2008: 340).

Yakın bir zaman kadar, oynaklığın ölçülmesinde standart sapma ve varyans kullanılmaktaydı. Ancak bu geleneksel yaklaşım, oynaklığın bir ölçüsü olan varyansın, zamana bağlı olarak değişmediği yani zamandan bağımsız olduğu varsayımına dayanmaktadır. Oysaki modern dünyada finansal zaman serilerine ilişkin varyanslar sabit olmadıkları gibi genellikle zamana bağlı bir şekilde de değişkenlik (heteroskedasticity) göstermektedirler. Bu nedenle sabit varyans (homoskedasticity) varsayımı üzerine kurulan geleneksel zaman serisi modelleri ile yapılan analizler yetersiz kalmaktadır. Bu durum, Engle (1982)'in finansal varlıkların dinamik yapılarını göz önünde bulundurarak zaman içinde değişen varyansın tahmin edilebilmesi için otoregresif koşullu değişen varyans (autoregresif conditional heteroskedasticity-ARCH) modelini geliştirmesine kadar süregelmiştir. İzleyen zamanlarda ise hem ARCH modeline ilişkin çeşitli kısıtlamaların bulunması hem de negatif varyanslı parametre tahminleri gibi sakıncaların varlığı, Bollerslev (1986)'in geliştirdiği model ile bertaraf edilmiş ve ARCH modeli bir adım daha öteye götürülerek GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) modeline dönüştürülmüştür (Atakan, 2009: 53; Özden, 2008: 340). Buradan hareketle, oynaklık ölçümü gibi ağırlıklı olarak finansal verilerin kullanıldığı günümüzdeki çalışmalarda, doğrusal zaman serisi modellerine kıyasla, daha başarılı sonuçlar elde edilen ARCH ve GARCH tipi doğrusal olmayan koşullu değişen varyans modellerinin kullanımı sıklıkla tercih edilmektedir.

Bu nedenle bu çalışmada, koşullu değişen varyans modelleri kullanılarak Borsa İstanbul (BİST)'a kayıtlı üç alt sektör endeksine [sınai (XUSIN), hizmet (XUHIZ) ve mali (XUMAL)] ilişkin oynaklık (volatilite), modellenmiş ve sektörler arasında bir karşılaştırma yapılmıştır. Bugüne kadar genel olarak BİST 30, BİST 50 ve BİST 100 endeksleri üzerine çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmayı literatürde yapılmış olan çalışmalardan ayıran en önemli özellik ise alt sektörler bazında bir karşılaştırma imkânı sunması ve bu örneklem sayısı büyüklüğüdür. Çalışmaya konu olan sektörlerde toplam 289 firma işlem görmektedir ve 2015 yılı itibarıyla bu sayı Borsa İstanbul'da işlem gören toplam firma sayısını içeren ana kütleinin yaklaşık olarak %70'ini temsil etmektedir. Dört bölümde yapılandırılan çalışmanın ilk bölümünde; risk, oynaklık ve oynaklık tahmininde kullanılan hem geleneksel hem de modern

modeller hakkında genel bilgilere yer verilmiş, ikinci bölümde, literatür taraması yapılmış, üçüncü bölümde çalışmaya ilişkin veri ve bulgular hakkında bilgilere yer verilmiş, son bölümde veri analizleri yapılarak çeşitli sonuçlara ulaşılmış ve öneriler geliştirilmiştir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Bu bölümde, hem Türkiye’de hem de uluslararası finansal piyasalarda oynaklığın modellenmesi ve tahmin edilemesi üzerine yapılan çalışma ve araştırmalara yer verilmiştir.

Peters (2001); normal, student-t ve çarpık student-t dağılımlarını kullandığı çalışmada, Avrupa’nın iki önemli endeksi olarak kabul edilen FTSE 100 ve DAX 30 Endeksleri üzerine oynaklık tahminleri yapmıştır. 15 yıllık günlük getiri verileri kullanarak gerçekleştirdiği çalışmada, dört GARCH (1,1) modelinden (GARCH, EGARCH, GJR ve APARCH) hangisi ile daha iyi bir performans sağlanacağını test edilmiş ve simetrik GARCH modellerine kıyasla asimetrik GARCH modelleri (GJR ve APARCH) ile daha iyi oynaklık tahminleri yapılabildiğini bulgulanmıştır.

Aydın (2002), İMKB-30 Endeksi’ndeki oynaklığı incelediği çalışmada, hisse senedi getirilerinin normal dağılım göstermediklerini ve özellikle oynaklığın arttığı zamanlarda kümelenmelerin gözlemlendiğini tespit etmiştir. Bununla birlikte, finansal zaman serilerinin kullanıldığı birçok çalışmada gözlemlendiği üzere, İMKB 30 Endeksi üzerine yaptığı kendi çalışmada da hem negatif asimetri hem de kalın kuyruk sorunu ile karşılaştığını da bulgularına eklemiş ve İMKB 30 Endeksi’ndeki oynaklığın ölçülmesinde en uygun modelin GARCH (1,1) olduğunu tespit etmiştir.

Doğanay (2003), getirisi faiz oranları ile ilişkili olan menkul kıymetlerin, fiyatlarında ortaya çıkan değişkenlikleri modellemeye çalıştığı çalışmada, fiyat endeks serilerinin varyansları ile seri çiftleri arasındaki kovaryansların tespitinde Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans (GARCH) ve Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar (EWMA) modellerini kullanmıştır. Çalışma sonucunda ise, İMKB getirileri ile Devlet İç Borçlanma Senetleri’nin modellenmesinde hem varyans hem de kovaryans öngörümlemesi için GARCH modellerinin daha üstün olduklarını tespit etmiştir.

Pan ve Zhang (2006), Çin’in iki önemli endeksi olan Shanghai ve Shenzhen borsalarındaki oynaklığı lineer ve GARCH modelleri ile ölçmeye çalıştıkları araştırmalarında, 04.01.2000-31.12.2004 dönemini içeren 1200 günlük getiri serilerine ilişkin verileri kullanmışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre, Shanghai menkul kıymet borsası için GARCH-t ve APARCH-N modelleri, Shenzhen borsası için ise GJR ve EGARCH modelleri oynaklık tahmininde daha iyi sonuçlar vermektedir.

Frimpong ve Oteng-Abayie (2006), Gana Menkul Kıymetler Piyasası’nın getirisini etkileyen oynaklık hareketlerini; temel rassal yürüyüş (random walk- RW), simetrik GARCH (1,1) modeli ile iki asimetrik model olan EGARCH (1,1) ile TGARCH (1,1) modelleri ile ölçmeyi ve tahminlemeyi amaçladıkları çalışmalarında, 15 Haziran 1994 – 28 Nisan 2004

dönemini kapsayan 1508 günlük veri kullanmışlardır. Etkin piyasalar hipotezini test etmek üzere çalışma kapsamına dahil ettikleri temel rassal yürüyüş modeli reddedilmiştir, dolayısıyla Gana Menkul Kıymetler Piyasası'nın etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Bununla birlikte, elde ettikleri diğer bulgular söz konusu piyasaya ilişkin oynaklığın tahmin edilmesinde en uygun modelin GARCH (1,1) olduğunu işaret etmektedir.

Duran ve Şahin (2006), Temmuz 2000-Nisan 2004 dönemine ait günlük verileri kullandıkları çalışmalarında; İMKB sınai, mali, hizmetler ve teknoloji endeksleri arasında oynaklık etkileşiminin olup olmadığını sınırlandırılmış VAR modeli ile incelemişlerdir. Endekslerin oynaklıklarını EGARCH ile modellemiş ve EGARCH' tan elde edilen koşullu varyansları oynaklık yerine kullanılmışlardır. Araştırmacıların VAR modelinden elde ettikleri sonuçlara göre endeksler arasında anlamlı bir oynaklık etkileşimi bulunmaktadır.

Akgün ve Sayyan (2007), İMKB-30 Endeksi'nde asimetri etkisi ve buna bağlı olarak da uzun hafıza özelliğinin var olup olmadığını, Asimetrik Koşullu Değişen Varyans modellerinden yararlanarak araştırmışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre, İMKB-30 Endeksi içinde işlem gören 13 hisse senedinde asimetri etkisi bulunmaktadır. Ayrıca, bu hisse senetlerinin 4 tanesi de uzun hafıza özelliği sergilemektedir. Bununla birlikte, özellikle APARCH ve FIAPARCH modellerinin öngörü başarısını arttırdıklarını tespit etmişlerdir.

Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2008), İMKB 100 Endeksi günlük getiri serisinin oynaklığının ön raporlaması için alternatif modellerin performanslarını değerlendirdikleri çalışmalarında, 1987-2006 dönemine ait verileri kullanmışlardır. Araştırmadan elde ettikleri bulgulara göre, alternatif modeller içerisinde getiri serisi için en uygun model ARMA (1,2)' dir. İMKB 100 günlük getiri serisi için elde ettikleri raporlama sonuçlarına göre ise de alternatif ARCH ve GARCH modelleri içerisinde en uygun koşullu değişen varyans modelinin GARCH (1,1) olduğunu belirlemişlerdir.

Atakan (2009), ARCH modellerini kullanarak, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nda oynaklığın modellenmesinde kullanılabilecek metotları araştırdığı çalışmasında, İMKB-Bileşik 100 Endeksi'ne ilişkin 1987-2008 dönemini kapsayan ve günlük kapanış değerlerinden oluşan verileri kullanmıştır. Elde ettiği bulgulara göre, İMKB-100 Bileşik Endeksi oynaklığı ARCH etkisi taşımaktadır ve söz konusu endekse ilişkin değişkenliğin tahmin edilmesinde kullanılacak en uygun modelin GARCH (1,1) olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte, kriz ve belirsizlik dönemlerinde İMKB-100 Endeksi getirisindeki değişkenliğin arttığını da belirterek bu dönemlerde oynaklık kümelenmelerinin de gözlemlendiğini ifade etmiştir.

Çağıl ve Okur (2010), 2008 finansal krizinin İMKB üzerindeki etkilerini GARCH modelleri yardımı ile test ettikleri çalışmalarında, 05.02.2004-26.02.2010 dönemini içeren İMKB Ulusal-100, İMKB Ulusal-30 ve İMKB Ulusal-Tüm Endekslere ilişkin günlük getiri verilerini kullanmışlardır. Elde ettikleri bulgular hem koşulsuz varyans değerlerinde hem de çalışma dönemine ait oynaklık şoklarının direncinde önemli oranda artış olduğunu

göstermektedir. Buradan hareketle, söz konusu dönemde piyasada yaşanan bir şokun etkisinin daha uzun süre hissedileceğini, başka bir ifadeyle piyasaların normale dönmelerinin durağan dönemlere kıyasla çok daha fazla zaman gerektireceğini tespit etmişlerdir.

Alberg vd. (2008); Tel Aviv Menkul Kıymetler Endeksi (TASE)'nde işlem gören menkul kıymetlerin ortalama getirileri ve koşullu varyansları üzerine çeşitli GARCH modelleri kullanarak yaptıkları çalışmalarında, koşullu varyans modelleri ile asimetrik GJR ve APARCH modelleri arasındaki tahmin performanslarını kıyaslamışlardır. Bununla birlikte, haftanın günü etkisi, kaldıraç etkisi ve asimetrik oynaklık da çalışma kapsamında ölçülerek test edilmiştir. Çalışmaları sonucunda elde ettikleri bulgulara göre çarpık student-t dağılımının kullanıldığı EGARCH modeli, Tel Aviv Menkul Kıymetler Endeksi'ne ilişkin oynaklık tahmin sürecinde en uygun modeldir.

Kang vd. (2009); 6 Ocak 1992 - 29 Aralık 2006 dönemine ilişkin ham petrol ürünleri (Brent, Dubai, West Texas Intermediate) fiyatlarına ait günlük verileri kullandıkları çalışmalarında, söz konusu ürünlerin piyasa fiyatlarına ilişkin oynaklık ölçümlerini en iyi tahmin eden modelleri araştırmışlardır. Elde ettikleri bulgular, sözü edilen kıymetlerin oynaklık tahmini sürecinde GARCH ile IGARCH modellerine kıyasla CGARCH ve FIGARCH modellerinin daha iyi sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Güriş ve Saçıldı Saçaklı (2011), 04.01.1995-18.06.2010 dönemini kapsayan çalışmalarında, İMKB'de işlem gören hisse senetlerinin getirilerini hem klasik hem de Bayesien GARCH modelleri yardımıyla karşılaştırmalı olarak test etmişlerdir. Ulaştıkları bulgular, çalışılan dönemde getiri tahmini için Bayesien GARCH modellerinin anlamlı sonuçlar verdiğini, klasik GARCH modelleri ile tahmin etmede anlamlı sonuçlara ulaşamadığını göstermektedir.

Angabini ve Wasiuzzaman (2011)'in, 2007-2008 yıllarında ortaya çıkan ve küresel boyutta tüm finansal piyasaları etkileyen krizin, Malezya Menkul Kıymetler Borsası (Kuala Lumpur Composite Index-KLCI) üzerindeki etkileri yönünden bir değerlendirme yapabilmek amacıyla yaptıkları çalışmaları iki ayrı dönemi kapsamaktadır. İlk dönem, Haziran 2000 ile Aralık 2007 arasındaki kriz öncesi zaman dilimini göz önünde bulundururken, ikinci dönem ise Haziran 2000 ile Mart 2010 arasındaki kriz sonrasına ilişkin dönemi dikkate almaktadır. Yaptıkları araştırma sonucunda, ortalama denklem tahmininde AR(4) modelinin; varyans denklemlerini tahmin etmede ise GARCH (1,1), EGARCH (1,1) ve GJR-GARCH (1,1) modellerinin en uygun modeller olduklarını tespit etmişlerdir. Bununla birlikte, Kuala Lumpur Bileşik Endeksi getirilerinde her iki dönemde de fark edilir değişkenliklerin varlığı söz konusudur ve bu dönemlerde ayrıca hem kalın kuyruk, hem oynaklık kümelenmesi hem de kaldıraç etkisi gözlemlenmiştir.

Gabriel (2012); GARCH tipi modellerin tahmin performanslarını değerlendirmek amacıyla Romen Menkul Kıymetler Piyasası'nı temsilen Bükreş Borsası (Bucharest Exchange Trading-BET) üzerine yaptığı çalışmasında, 09 Mart 2001 ile 02 Şubat 2012

dönemine ilişkin günlük getiri verileri ile çalışmıştır. Yaptığı testler sonucunda, Bükreş Borsa'nda işlem gören işletmelerin getirilerine etki eden oynaklık hareketlerini tahmin etmede en başarılı yöntemin TGARCH modeli olduğunu tespit etmiştir.

Tripathy ve Garg (2013), Gelişmekte olan 6 ülkenin (Brezilya, Rusya, Meksika, Hindistan, Çin, Güney Afrika) menkul kıymet piyasalarındaki oynaklık hareketlerini tahmin etmeyi amaçladıkları çalışmalarında, Ocak 1999 ile Mayıs 2010 tarihlerini kapsayan döneme ilişkin günlük getiri verilerini kullanmışlardır. Ampirik çalışmada, menkul kıymet getirisi ile risk arasında pozitif bir ilişkinin var olduğunu gösteren sonuçlara sadece Brezilya Menkul Kıymet Piyasası'nda rastlamışlardır. Bununla birlikte, çalışma kapsamındaki tüm ülkelerin menkul kıymet piyasalarında yüksek oynaklık süreklilik arz etmekte ve getiri serilerinin hepsinde de kaldıraç etkisi bulunmaktadır. Ayrıca kötü haberlerin menkul kıymet fiyatlarının oynaklıkları üzerinde daha fazla bir etkiye sahip olduğunu ve menkul kıymet getirilerinde yaşanan negatif şokların oynaklık artışlarında orantısızlıklara sebebiyet verdiğini de tespit etmişlerdir.

Xie ve Huang (2013), zamansal süreklilik, kaldıraç etkisi ve risk primi gibi oynaklığın üç karakteristik özelliğini de içeren GARCH modellerini kullandıkları çalışmalarında, Çin'deki dört Menkul Kıymet Endeksine ait verileri kullanmışlardır. Söz konusu endeksler fon endekslerinden oluşmakta olup çalışmaları sonucundaki bulguları dört basamakta toplamışlardır. Elde ettikleri ilk bulgular, getirilerde çok güçlü bir ARCH etkisinin bulunduğu yönündedir. İkinci bulgular ise araştırma kapsamında yer alan tüm endekslerde şokların zamansal olarak anlamlı etkilerinin bulunduğudır. Bununla birlikte, elde ettikleri üçüncü bulgu tahvillerden oluşan fondaki pozitif ve anlamlı kaldıraç etkisinin varlığının diğer endekslerin hiçbirinde gözlemlenmediğidir. Çalışma sonucunda ulaştıkları son bulgu ise açık uçlu yatırım fonu piyasaları arasında özellikle de tahvil bazından fonların işlem gördüğü piyasada risk primi etkisinin bulunduğudır.

Gökbulut ve Pekkaya (2014), Türkiye finansal piyasalarında işlem gören BİST 100 Endeksi, faiz oranları ve döviz kuru sepeti enstrümanları üzerine yaptıkları araştırmalarında, Euro'nun ilk defa kullanıma başlandığı 02.01.2002 ile 04.02.2014 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanmışlardır. Elde ettikleri bulgulara göre, Türkiye finansal piyasasında işlem gören finansal enstrümanların oynaklıklarını tahmin etmede en uygun modeller CGARCH ve TGARCH modelleridir. Bununla birlikte, tüm getiri serilerinde; oynaklık kümelenmesi, asimetri, kalın kuyruk ve uzun hafıza özelliklerinin varlığı da tespitler arasında bulunmaktadır.

3. KULLANILAN YÖNTEM VE MODELLER

Çalışmada, literatürde klasik koşullu değişen varyans metotları olarak ifade edilen ARCH ve GARCH yöntemleri kullanılarak Borsa İstanbul (BİST)'a kayıtlı üç ana endekste [hizmet (XUHIZ), mali (XUMAL) ve sınai (XUSIN)endeksler] oynaklığın (volatilité) modellenmesi incelenmiştir. Dolayısıyla bu bölümde ilk olarak, simetrik ve asimetrik koşullu

değişen varyans modelleri hakkında temel teorik bilgilere yer verilmiş, daha sonra ise çalışmaya konu olan endekslere ait verilere, uygulama sürecine ve elde edilen bulgulara değinilmiştir.

3.1. Simetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Klasik doğrusal regresyon modellerinde, tahmin edilen modellerin hata terimlerinin varyanslarının zaman içinde sabit, başka bir deyişle homoskedastik olduğu varsayılmaktadır. Ancak, hem yatay kesit hem de zaman serisi verilerinin kullanıldığı ekonometrik modellerin tahmin edilmeleri sonucunda ortaya çıkan bulgularda, hata teriminin varyansının değişebildiği gözlemlenmektedir. Literatürde bu durum heteroskedasite (değişen varyans) olarak adlandırılmaktadır. Dolayısıyla, geleneksel zaman serisi modellerindeki sabit varyans varsayımının terk edilerek değişen varyansın ölçümlenebildiği modellere gereksinim duyulduğu görüşü artmıştır.

Diğer bir yandan, Engle (1982) İngiltere’de enflasyon oranı verilerini analiz ettiği çalışmasında varyansın sabit olmadığını, dolayısıyla zaman serisi verilerinde karşılaşılan otokorelasyon sorununun, koşullu değişen varyans modeli (ARCH) olarak adlandırılan yöntemle modellenmesi gerektiğini ileri sürerek ekonometri literatürüne ARCH modelini kazandırmıştır. Bu model ile Engle (1982) bir serinin koşullu ortalama ve varyansının eşzamanlı olarak ayrı ayrı modellenmesinin mümkün olduğunu göstermiştir (Çil Yavuz, 2015:436-437). Ancak söz konusu modelde, piyasaya etki eden olumlu ve olumsuz haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin aynı olduğu varsayılmaktadır ve ARCH modelinin en genel biçimi olarak ARCH (p) modeli kabul görmektedir. Modelin genel gösterimi ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Engle, 1982):

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

Denklem (1)’de; (α_0) ortalamayı, (σ^2) değişen varyansı ve (ε_t) beyaz gürültü sürecini göstermektedir. Bununla birlikte, ARCH modelinde negatif ve pozitif şoklar, önceki dönem şoklarının karelerine bağlandığından oynaklığın da aynı şekilde etkilendiği varsayılmaktadır.

Diğer yandan, başka bir simetrik koşullu değişen varyans modeli ise, genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelidir. Bu model, ARCH modelinin bir uzantısı olup modelin uygulamada ortaya çıkan zayıflıklarını dikkate alıp düzeltmeye çalışan Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiştir. GARCH (p,q) olarak ifade edilen bu modelin genel biçimi ise aşağıdaki gibidir (Bollerslev, 1986):

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

Koşullu varyansı gösteren yukarıdaki (2) no'lu denklem; ortalamanın (α_0), ARCH teriminin (ε_{t-i}^2) ve GARCH teriminin (σ_{t-j}^2) bir fonksiyonudur. Dolayısıyla, GARCH (p,q) gösteriminde (p) ARCH teriminin ve (q) GARCH teriminin gecikme uzunluklarını ifade etmektedir (Atakan, 2009:53).

3.2. Asimetrik Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Simetrik ARCH ve GARCH modellerinde pozitif ve negatif şokların varyansa etkisinin aynı olduğu varsayılmaktadır. Ancak finansal piyasalarda genel olarak kötü haberleri temsil eden negatif şokların iyi haberleri temsil eden pozitif şoklara kıyasla oynaklığı daha çok etkilediği gözlemlenmektedir. Bu nedenle, simetrik modellerce göz ardı edilen zayıflıkların bertaraf edilmesi gerektiği noktasından hareket eden Nelson (1991) tarafından üssel GARCH modeli olarak ifade edilen EGARCH modeli geliştirilmiştir. İlk olarak Black (1976) tarafından ortaya atılan bu modeli simetrik modellerden ayıran en önemli fark, piyasaya gelen olumsuz haberlerin olumlu haberlere kıyasla finansal varlıklar üzerindeki oynaklığı daha fazla etkilediği temelinde yapılandırılan “kaldıraç etkisi”nin varlığıdır. EGARCH modelinin genel gösterimi ise aşağıdaki gibidir (Nelson, 1991):

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (3)$$

Denklem (3)'e göre; EGARCH modelinde asimetrik oynaklığın varlığı (γ) parametresinin istatistiksel açıdan anlamlı olmasına bağlıdır. Başka bir ifadeyle, bu modelin en önemli özelliği koşullu varyansın logaritmik olması nedeniyle GARCH modellerinde getirilen negatif olmama kısıtının bertaraf edilerek tahminlerde asimetrik etkilerin modellenebilmesine imkân sağlamasıdır. Asimetrik etkilerin varlığı (γ) katsayısıyla ölçülmektedir ve bu katsayının ($\gamma < 0$) olması asimetrik etkinin varlığını temsil etmektedir (Brooks, 2008:406).

Olumlu ve olumsuz şokların etkisinin simetrik olmadığını varsayan alternatif modellerinden bir diğeri ise Zakoian (1994) tarafından geliştirilen ve literatürde TGARCH olarak adlandırılan modeldir. Modelin genel gösterimi aşağıda yer alan denklem (4)'deki gibidir (Zakoian, 1994):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i D_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2; D_{t-i} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

TGARCH modelinde; $(\varepsilon_{t-i}) = 0$ durumu eşik değer olarak kabul edilmektedir. Modelde yer alan hata terimi (ε_t) finansal piyasalarda meydana gelen şokları, (D_{t-i}) ise şokların olumlu veya olumsuz olmasına göre 1 ve 0 değerlerini alan kukla değişkeni ifade etmektedir. (ε_t) 'lerin sıfırdan küçük olması $(\varepsilon_{t-i} < 0)$ olumsuz haberleri, sıfırdan büyük veya sıfıra eşit olmaları ise $(\varepsilon_{t-i} \geq 0)$ olumlu haberleri ifade etmektedir ve hem olumlu hem de olumsuz haberlerin varyans üzerindeki etkisi farklıdır. Denklem (4)'den de görülebileceği üzere, olumlu haberlerin varyans üzerindeki etkisi (α_i) kadar, olumsuz haberlerin varyans üzerindeki etkisi ise $(\alpha_i + \gamma_i)$ kadar olacaktır. Dolayısıyla, eğer $(\gamma_i > 0)$ ise olumsuz haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin olumlu haberlerin etkisinden daha fazla olacağını, başka bir deyişle kaldıraç etkisinin bulunduğunu söylemek mümkün olacaktır (Özden, 2008:345). Ancak, eğer $(\gamma_i = 0)$ olursa, bu durum yeni haberlerin oynaklık üzerinde asimetric bir etki yaratmamakta olduğunu ve bu nedenle de TGARCH modelinin GARCH modeline eşit olduğunu göstermektedir.

Asimetric koşullu değişen varyans modellerinden bir diğeri de CGARCH (Component ARCH) modelidir. Engle ve Lee (1993) tarafından GARCH modelindeki sabit koşulsuz varyans değişkeni yerine uzun dönemli oynaklığı temsil eden ve zamana bağlı olarak değişen (q_t) kalıcı bileşenin eklenmesi ile geliştirilmiştir (Engle ve Lee, 1993; Grier ve Perry, 1998) ve modelin genel gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_t^2 = q_t + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (5)$$

$$q_t = \alpha_0 + \rho(q_{t-1} - \alpha_0) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \quad (6)$$

(5) no'lu denklemdeki (α) ve (β) terimleri kısa dönem hafıza, (q_t) ve özellikle (ρ) terimleri ise uzun dönem hafızayı temsil etmektedir. Burada $(0 < \alpha + \beta \leq 1)$ ve $(0 < \phi < \beta < 1)$ 'dir. Dolayısıyla, asimetric CGARCH modelini aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür:

$$\sigma_t^2 = q_t + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (7)$$

$$q_t = \alpha_0 + \rho(q_{t-1} - \alpha_0) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \quad (8)$$

ARCH sınıfı modellerin devamı niteliğinde olup, bu çalışmada kullanılan ve Dink vd. (1993) tarafından geliştirilen diğer bir asimetrik model ise PARCH (Power ARCH) olarak adlandırılan modeldir. Genel görünümü ise aşağıdaki gibidir (Dink vd. 1993):

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (9)$$

Denklem (9)' da gösterilen modelde; $\omega > 0$, $\delta \geq 0$, $\alpha_i \geq 0$ ($i=1,2,\dots,p$), $-1 < \gamma_i < 1$ ($i=1,2,\dots,p$) ve $\beta_j \geq 0$ ($j=1,2,\dots,q$)'dir. Bununla birlikte, (γ_i) bu modelde yine kaldıraç etkisinin bir göstergesidir.

3.3. Veri Seti, Analiz ve Bulgular

Çalışmada, Borsa İstanbul (BİST)'a kayıtlı üç ana endeksin [hizmet (XUHIZ), mali (XUMAL) ve sınai (XUSIN)endeksler] oynaklıklarını tahmin etmede hangi modelin en uygun olduğunun tespiti araştırılırken, modellenecek endekslere ilişkin 05 Ocak 2000-09 Aralık 2015 tarihleri arasındaki 3961 günlük veriler kullanılmıştır. Endekslere ait veriler Datastream veri tabanından temin edilmiş ve günlük kapanış fiyatlarından oluşan veriler

$r_t = 100 \times \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$ formülü yardımı ile getiri serisine haline dönüştürülmüştür. Çalışma

kapsamındaki istatistiki modellerin test edilmesinde ise E-Views 8.1 paket programından yararlanılmıştır. BİST'a kayıtlı üç ana endekse ilişkin getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	XUHIZ	XUMAL	XUSIN
Mean	0.000293	0.000382	0.000472
Median	0.000500	0.000710	0.001100
Maximum	0.173327	0.174553	0.180447
Minimum	-0.192559	-0.208422	-0.180142
Std. Dev.	0.020451	0.024964	0.019302
Skewness	-0.087575	-0.002514	-0.236828
Kurtosis	12.68813	8.454485	13.55140
Jarque-Bera	15495.87	4910.226	18411.44
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	1.161895	1.515065	1.869690
Sum Sq. Dev.	1.656266	2.467936	1.475374
Observations	3961	3961	3961

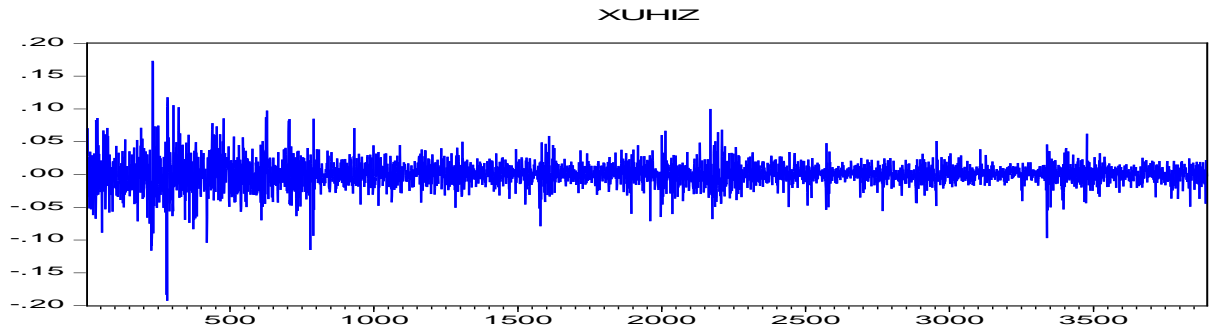
Tablo 1’de yer alan istatistiklerde, her bir endeks için ayrı ayrı hesaplanan basıklık katsayısı (kurtosis) değerlerinin 3’den büyük olduğu görülmektedir. Bu durum, serilerde leptokurtik (kalın kuyruk) şeklinde bir dağılım olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca, her bir endekse ait çarpıklık katsayılarında (skewness) gözlemlenen negatif değerler de, söz konusu serilerin sola çarpık bir dağılım sergilediklerini göstermektedir. Bununla birlikte, oynaklık üzerine yapılan çalışmalarda, Jarque-Bera normallik testi hipotezleri;

H_0 : Veriler normal dağılım göstermez

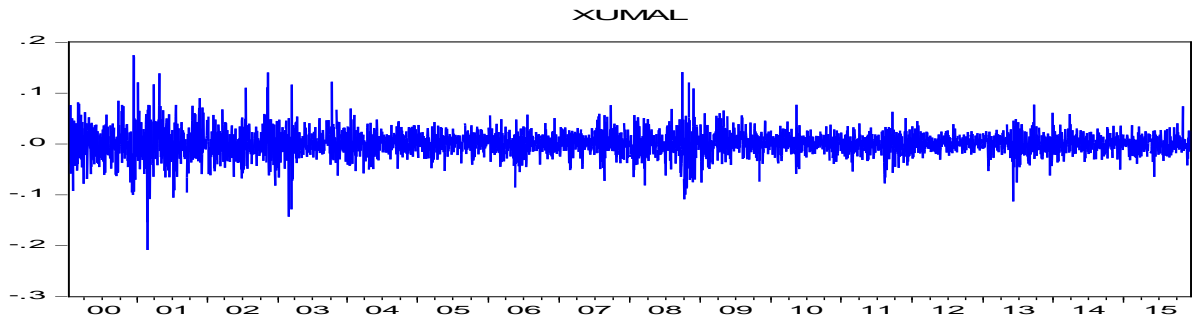
H_a : Veriler normal dağılım gösterir

şeklinde kurulmaktadır. Dolayısıyla, Tablo 1’de yer alan Jarque-Bera test istatistiği değerleri incelendiğinde, %1 anlamlılık seviyesinde standartlaşmış artıkların normal dağılmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

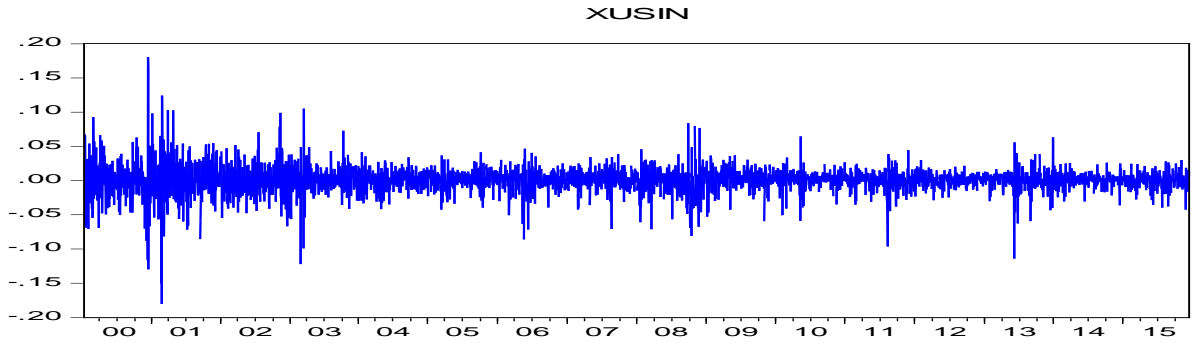
Diğer yandan, aşağıdaki grafikler yardımı ile çalışma kapsamındaki endekslere ilişkin 5 Ocak 2000-09 Aralık 2015 dönemini kapsayan oynaklıklara yer verilmiştir.



Grafik 1. BİST Hizmet Endeksine İlişkin Oynaklık Grafiği



Grafik 2. BİST Mali Endeksine İlişkin Oynaklık Grafiği



Grafik 3. BİST Sınai Endeksine İlişkin Oynaklık Grafiği

Bugüne kadar yapılmış çalışmalarda, logaritmik getirilerde meydana gelen büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği yönünde bulgular elde edilmiştir. Bu duruma ise oynaklık kümelenmesi denilmektedir. Yukarıda gösterilen grafiklerden de açık bir şekilde gözlemlenebileceği üzere, ana endekslere ilişkin (XUHIZ, XUMAL ve XUSIN) getiri serilerinde literatürde yer alan çalışmalara benzer şekilde oynaklık kümelenmesi (volatility clustering) örneklerini gözlemlemek mümkündür.

Yukarıdaki bilgileri takiben çalışmaya zaman serisine ilişkin veri setlerindeki durağanlıkların analizi ile devam edilmiştir. Bilindiği üzere, finansal zaman serileri genel olarak durağan değildirler. Dolayısıyla bu tip analizlerde serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişkenlik gösterebilmektedir. Bir başka deyişle, durağan olmayan serilerin denklemlere konulması gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olabilmektedir. Durağanlığın test edilmesinde ise birim kök testleri yaygın olarak kullanılmaktadır. Çünkü eğer bir seri birim kök içeriyorsa o seri durağan değildir. Bu nedenle araştırmada kullanılan serilerin durağanlıkları literatürde yaygın olarak kullanılan, Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, 1979-ADF) ve Phillips Perron (PP) birim kök testleri yardımı ile saptanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 2 ve Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi İstatistikleri

		Test İstatistikleri	Olasılık*	Test Kritik Değerleri		
				Level %1	Level %5	Level %10
XUHIZ	Sabit	-61.47560	0.0001	-3.431816	-2.862073	-2.567097
	Sabitli ve Trendli	-61.48109	0.0000	-3.960356	-3.410940	-3.127278
	Sabitsiz ve Trendsiz	-61.47106	0.0001	-2.565546	-1.940904	-1.616646
XUMAL	Sabit	-62.07922	0.0001	-3.431816	-2.862073	-2.567097
	Sabitli ve Trendli	-62.07146	0.0000	-3.960356	-3.410940	-3.127278
	Sabitsiz ve Trendsiz	-62.07268	0.0001	-2.565546	-1.940904	-1.616646
XUSIN	Sabit	-61.97906	0.0001	-3.431816	-2.862073	-2.567097
	Sabitli ve Trendli	-61.97146	0.0000	-3.960356	-3.410940	-3.127278
	Sabitsiz ve Trendsiz	-61.95038	0.0001	-2.565546	-1.940904	-1.616646

Tablo 3. PP Birim Kök Testi İstatistikleri

	Test İstatistikleri	Olasılık*	Test Kritik Değerleri			
			Level %1	Level %5	Level %10	
XUHIZ	Sabit	-61.46500	0.0001	-3.431816	-2.862073	-2.567097
	Sabitli ve Trendli	-61.47030	0.0000	-3.960356	-3.410940	-3.127278
	Sabitsiz ve Trendsiz	-61.46225	0.0001	-2.565546	-1.940904	-1.616646
XUMAL	Sabit	-62.08603	0.0001	-3.431816	-2.862073	-2.567097
	Sabitli ve Trendli	-62.07832	0.0000	-3.960356	-3.410940	-3.127278
	Sabitsiz ve Trendsiz	-62.07971	0.0001	-2.565546	-1.940904	-1.616646
XUSIN	Sabit	-61.97175	0.0001	-3.431816	-2.862073	-2.567097
	Sabitli ve Trendli	-61.96404	0.0000	-3.960356	-3.410940	-3.127278
	Sabitsiz ve Trendsiz	-61.94301	0.0001	-2.565546	-1.940904	-1.616646

Her iki testte de hipotezler aşağıdaki gibi kurulmuştur:

H_0 : Seride bir birim kök vardır.

H_a : Seride bir birim kök yoktur.

Tablo 2 ve Tablo 3'den de görülebileceği gibi, analizde kullanılan tüm değişkenler için hesaplanan p değerleri 0.05 kritik değerinden daha küçük olduğundan, serilerin birim kök içerdiğini ifade eden H_0 hipotezleri reddedilmiştir. Başka bir deyişle, XUHIZ, XUMAL ve XUSIN getiri serilerine ilişkin hem ADF hem de PP birim kök testi istatistikleri her üç model içinde mutlak değer olarak Mac-Kinnon kritik değerlerinden yüksek çıkmış, bundan dolayı tüm modellerde seri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde durağan bulunmuştur. Bunun anlamı, serilerde ortak birim kök süreci ve her birim için birim kök süreci bulunmadığıdır.

Logaritması alınmış mevcut veri setlerinin kendi seviyesinde durağan olduklarına karar verildikten sonra, her üç endeksin getiri serilerinde ARCH-LM (ARCH-Langrange Multiple) etkisinin bulunup bulunmadığının test edilmesine geçilmiştir. ARCH-LM testinin ilk adımı ortalama denkleme karar vermektir. Ortalama denklemi tespit edebilmek için 10. seviyeye (lag) kadar bütün Box Jenkins (Autoregressive Integrated Moving Average-ARIMA) modelleri denenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 4, Tablo 5 ve Tablo 6'da gösterilmektedir. Bu sonuçlara göre; tüm Endeks (XUHIZ, XUMAL ve XUSIN) getirilerini en iyi açıklama gücüne sahip modelin ARMA (2,2) modeli olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 4. XUHIZ ARMA Model Seçimi Sonuçları

AR / MA	0.000000	1.000000	2.000000	3.000000
0.000000	-4.939718	-4.938162	-4.936072	-4.934577
1.000000	-4.938486	-4.938032	-4.936480	-4.934685
2.000000	-4.939082	-4.937372	-4.949772	-4.933624
3.000000	-4.937653	-4.936695	-4.934620	-4.935391

Tablo 5. XUMAL ARMA Model Seçimi Sonuçları

AR / MA	0.000000	1.000000	2.000000	3.000000
0.000000	-4.540901	-4.538976	-4.537449	-4.535747
1.000000	-4.539041	-4.538715	-4.536623	-4.535342
2.000000	-4.539243	-4.537446	-4.544645	-4.533939
3.000000	-4.538283	-4.540851	-4.538996	-4.534635

Tablo 6. XUSIN ARMA Model Seçimi Sonuçları

AR / MA	0.000000	1.000000	2.000000	3.000000
0.000000	-5.055372	-5.053514	-5.051454	-5.050199
1.000000	-5.055087	-5.056043	-5.054096	-5.052307
2.000000	-5.055730	-5.055001	-5.064805	-5.062719
3.000000	-5.056777	-5.057131	-5.055139	-5.064533

Getiri serilerini en iyi açıklama gücüne sahip ARMA modellerinin seçiminden sonra, her bir model üzerinde ARCH etkisinin var olup olmadığı, Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testi ile incelenmiştir. Modellerin her biri için ARCH-LM testi sonucunda elde edilen veriler aşağıdaki Tablo 7’de gösterilmektedir.

Tablo 7. ARCH-LM Testi Sonuçları

	F İstatistiği	Olasılık	R ²	Olasılık
XUHIZ	485.0974	0.0000	432.3528	0.0000
XUMAL	193.3265	0.0000	184.4164	0.0000
XUSIN	128.8037	0.0000	973.4122	0.0000

Tablo 7’de yer alan tahmin edilen regresyonun F istatistiği ve olasılık değerlerinden de açıkça görülebildiği üzere, eşit varyanslılığı ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir deyişle, ARCH etkisi vardır ve bu etki giderilmelidir.

ARCH etkisinin varlığı kabul edildikten sonra uygun ARCH tipi model seçimine geçilmiş ve ARCH ile GARCH modelleri denenmiş ve ilgili sonuçlar aşağıdaki Tablo 8, Tablo 9 ve Tablo 10’ da verilmiştir.

Tablo 8. XUHIZ İçin GARCH Modelinin ARMA (2,2) Katsayıları

Ortalama Denklemi							
C	0.000758 (0.0152)	0.000885 (0.0000)	0.000542 (0.0204)	0.000769 (0.0100)	0.000366 (0.1597)	0.000439 (0.0709)	0.000937 (0.0000)
AR(1)	0.280532 (0.4769)	1.550767 (0.0000)	0.733254 (0.4311)	1.548044 (0.0000)	1.771920 (0.0000)	-0.393858 (0.0004)	1.776974 (0.0000)
AR(2)	0.267067 (0.2689)	-0.775209 (0.0000)	-0.027308 (0.9665)	-0.773630 (0.0000)	-0.808308 (0.0000)	0.594637 (0.0000)	-0.994300 (0.0000)
MA(1)	-0.209606 (0.6514)	-1.536155 (0.0000)	-0.709571 (0.4468)	-1.533403 (0.0000)	-1.773171 (0.0000)	0.409181 (0.0003)	-1.776607 (0.0000)
MA(2)	-0.316545 (0.1610)	0.751101 (0.0000)	0.009592 (0.9880)	0.749578 (0.0000)	0.812348 (0.0000)	-0.577647 (0.0000)	0.990876 (0.0000)
β_1 GARCH in Mean				-0.512600 (0.5955)			
Varyans Denklemi							
	ARCH (1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	GARCH in Mean (1,1)	EGARCH (1,1)	PARCH (1,1)	CGARCH (1,1)
α_0 (constant)	0.000250 (0.0000)	6.43E-06 (0.0001)	7.18E-06 (0.0000)	6.43E-06 (0.0002)	-0.336414 (0.0000)	9.24E-05 (0.3747)	0.000262 (0.0086)
α (ARCH)	0.449210 (0.0000)	0.118605 (0.0000)	0.068085 (0.0001)	0.118478 (0.0000)	0.203258 (0.0000)	0.105966 (0.0000)	0.997424 (0.0000)
γ (Asymm-int)			0.098136 (0.0007)		-0.068267 (0.0003)	0.312953 (0.0008)	
β (GARCH)		0.869084 (0.0000)	0.866806 (0.0000)	0.869183 (0.0000)	0.977608 (0.0000)	0.893996 (0.0000)	0.017129 (0.0038)
δ						1.341268 (0.0000)	
P							0.138114 (0.0000)
Φ							0.718782 (0.0000)
AIC	-5.102393	-5.334919	-5.342656	-5.334481	-5.344844	-5.345924	-5.356549
SIC	-5.091287	-5.322227	-5.328377	-5.320203	-5.330565	-5.330058	-5.340683
F statistics of ARCH LM test	4.743630 (0.0295)	1.273283 (0.2592)	0.352950 (0.5525)	1.250912 (0.2634)	2.611829 (0.1061)	2.475717 (0.1157)	0.096863 (0.7556)

Tablo 9. XUMAL İçin GARCH Modelinin ARMA (2,2) Katsayıları

Ortalama Denklemi							
C	0.000395 (0.3368)	0.000950 (0.0023)	0.000661 (0.0470)	0.001082 (0.0411)	0.000659 (0.0467)	0.000675 (0.0364)	0.000959 (0.0023)
AR(1)	-0.172639 (0.8208)	1.297042 (0.0000)	-0.022167 (0.9743)	-0.123901 (0.6009)	1.294003 (0.0000)	-0.144497 (0.6049)	1.244489 (0.0000)
AR(2)	0.141519 (0.7954)	-0.943246 (0.0000)	-0.082630 (0.7814)	-0.678102 (0.0005)	-0.941695 (0.0000)	-0.639950 (0.0036)	-0.846159 (0.0000)
MA(1)	0.191064 (0.8026)	-1.290162 (0.0000)	0.050227 (0.9416)	0.143515 (0.5368)	-1.289495 (0.0000)	0.166843 (0.5441)	-1.232075 (0.0000)
MA(2)	-0.109915 (0.8399)	0.950773 (0.0000)	0.107854 (0.7127)	0.697132 (0.0002)	0.953027 (0.0000)	0.658163 (0.0021)	0.852432 (0.0000)
β_1 GARCH in Mean				-0.316776 (0.7696)			
Varyans Denklemi							
	ARCH (1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	GARCH in Mean (1,1)	EGARCH (1,1)	PARCH (1,1)	CGARCH (1,1)
α_0 (constant)	0.000483 (0.0000)	8.92E-06 (0.0004)	1.00E-06 (0.0001)	8.82E-06 (0.0004)	-0.304789 (0.0000)	5.06E-06 (0.5374)	0.000648 (0.0004)
α (ARCH)	0.226088 (0.0000)	0.081610 (0.0000)	0.056033 (0.0002)	0.080896 (0.0000)	0.183122 (0.0000)	0.076405 (0.0000)	0.987162 (0.0000)
γ (Asymm-int)			0.053218 (0.0064)		-0.037882 (0.0207)	0.154545 (0.0110)	
β (GARCH)		0.904479 (0.0000)	0.901033 (0.0000)	0.905262 (0.0000)	0.978458 (0.0000)	0.899262 (0.0000)	0.079898 (0.0000)
δ						2.178763 (0.0000)	
ρ							-0.001127 (0.1959)
Φ							-0.997459 (0.0000)
AIC	-4.602427	-4.791322	-4.792192	-4.786872	-4.790360	-4.791961	-4.790258
SIC	-4.591321	-4.778630	-4.777914	-4.772593	-4.776081	-4.776096	-4.774392
F statistics of	0.675344	0.115970	0.114608	0.114191	0.210782	0.219214	0.239382
ARCH LM test	(0.4112)	(0.7335)	(0.7350)	(0.7354)	(0.6462)	(0.6397)	(0.6247)

Tablo 10. XUSIN İçin GARCH Modelinin ARMA (2,2) Katsayıları

Ortalama Denklemi							
C	0.000812 (0.0122)	0.001295 (0.0000)	0.000903 (0.0001)	0.001309 (0.0000)	0.000891 (0.0006)	0.000847 (0.0011)	0.001325 (0.0000)
AR(1)	1.358355 (0.0000)	1.330078 (0.0000)	1.285991 (0.0000)	1.330124 (0.0000)	-0.177952 (0.3814)	-0.170830 (0.3779)	1.329151 (0.0000)
AR(2)	-0.753929 (0.0000)	-0.960469 (0.0000)	-0.603020 (0.0002)	-0.960527 (0.0000)	0.659893 (0.0000)	0.657427 (0.0000)	-0.958176 (0.0000)
MA(1)	-1.287658 (0.0000)	-1.325448 (0.0000)	-1.241767 (0.0000)	-1.325492 (0.0000)	0.224336 (0.2804)	0.221091 (0.2639)	-1.324834 (0.0000)
MA(2)	0.701294 (0.0000)	0.962689 (0.0000)	0.583714 (0.0001)	0.962736 (0.0000)	-0.630587 (0.0001)	-0.623274 (0.0000)	0.961251 (0.0000)
β_1 GARCH in Mean				-0.076553 (0.9461)			
Varyans Denklemi							
	ARCH (1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	GARCH in Mean (1,1)	EGARCH (1,1)	PARCH (1,1)	CGARCH (1,1)
α_0 (constant)	0.000229 (0.0000)	8.48E-06 (0.0004)	8.66E-06 (0.0000)	8.48E-06 (0.0004)	-0.521372 (0.0000)	0.000110 (0.4343)	0.000480 (0.0319)
α (ARCH)	0.384828 (0.0000)	0.147932 (0.0000)	0.082313 (0.0004)	0.147891 (0.0000)	0.257641 (0.0000)	0.142475 (0.0000)	0.983569 (0.0000)
γ (Asymm-int)			0.127050 (0.0013)		-0.095453 (0.0004)	0.337033 (0.0029)	
β (GARCH)		0.833590 (0.0000)	0.832262 (0.0000)	0.833651 (0.0000)	0.960765 (0.0000)	0.849877 (0.0000)	0.144055 (0.0000)
δ						1.397479 (0.0000)	
ρ							0.035633 (0.2147)
Φ							-0.629032 (0.2024)
AIC	-5.237628	-5.483460	-5.493702	-5.482957	-5.493427	-5.495924	-5.483989
SIC	-5.226522	-5.470768	-5.479423	-5.468678	-5.479149	-5.480058	-5.468124
F statistics of ARCH LM test	1.037482 (0.3085)	0.799491 (0.3713)	0.005985 (0.9383)	0.808473 (0.3686)	0.331212 (0.5650)	0.501879 (0.4787)	0.069947 (0.7914)

Tablo 8, Tablo 9 ve Tablo 10 incelendiğinde, yedi modelin her birinde de, ARCH (α) ve GARCH (β) parametrelerine ilişkin katsayıların pozitif ve anlamlı değerlere sahip olduklarını gözlemlemek mümkündür. Dolayısıyla, tüm endeks getirileri için hem ARCH hem de GARCH etkisi bulunmaktadır.

Diğer bir yandan, finansal zaman serilerinin, olumsuz haberlerden aynı büyüklükteki olumlu haberlere kıyasla daha çok etkilendikleri (kaldıraç etkisi) bugüne dek yapılmış çalışmalarda gözlemlenmiştir ve söz konusu bu etkiyi açıklamak üzere de EGARCH ve TGARCH gibi asimetrik modeller geliştirilmiştir. Buradan hareketle, çalışmada, her üç endeks için kurulan EGARCH modellerinde, kaldıraç etkisi'ni tanımlayan (γ) parametresinin negatif değerler aldığı belirlenmiştir. Bu durum, her üç endeks getirisi için kaldıraç etkisinin var olduğunu başka bir ifadeyle, pozitif haberlere kıyasla negatif haberlerin endeks getirileri ve oynaklık üzerinde daha etkin olduklarını göstermektedir. Ayrıca, tahmin edilen TGARCH

modellerinde, her üç endekse ait (γ) katsayılarının sıfırdan büyük (pozitif) değerler almış olmaları da kaldıraç etkisinin varlığını bir kez daha teyit etmektedir. Başka bir deyişle, TGARCH modellerindeki pozitif ve anlamlı (γ) değeri de kötü haberlerin volatiliteyi artırdığının bir işaretidir.

4. SONUÇ

1952 yılında Harry Markowitz'in "Modern Portföy Teorisi"ni ortaya atmasıyla başlayan, 1990'lı yıllarda ise hem teknoloji hem de haberleşme alanında yaşanan gelişmeler ile devam eden yenilikler finansal piyasaların entegrasyon hızına önemli bir ivme kazandırmış, bununla birlikte piyasalar arasındaki etkileşimin yönü ve boyutu da gün geçtikçe artmıştır. Bu durum, piyasalardaki mevcut ve potansiyel yatırımcıların risk ve getiriye ilişkin algılarında da bir farklılaşmaya yol açmıştır. Çünkü piyasalarda karşılaşılan sistematik ve sistematik olmayan risk unsurları getiri üzerindeki beklentileri etkilemekte ve finansal varlıkların fiyatlarında literatürde oynaklık olarak nitelendirilen dalgalanmalara neden olmaktadır. Dolayısıyla, fiyat dalgalanmaları ile karşı karşıya kalan yatırımcılar için hem ulusal hem de uluslararası finansal piyasalarda oynaklığın belirlenmesi veya tahmin edilmesine ilişkin yapılan hesaplamalara olan ilgi her geçen gün daha da artmaktadır.

Finansal piyasalardaki belirsizlikler özellikle gelişmekte olan ekonomileri daha derinlemesine etkilemektedir. Çalışmada, hem sektörel bir karşılaştırma yapmak hem de temel alt sektörler arasında yer alan Borsa İstanbul (BİST)'a kayıtlı üç ana endeksin (hizmet, sınai ve mali) getirilerinde meydana gelen dalgalanmaları modellemede ve tahmin etmede en başarılı modelleri tespit amacıyla literatürde sıklıkla kullanılan simetrik ve asimetrik varyans modelleri Eviews 8.1 paket programı yardımı ile test edilmiştir. Çıkan sonuçların değerlendirilmesi ve çalışma kapsamındaki endekslere ilişkin en uygun modelin seçimi sürecinde ise üç temel kriterden biri olan Akaike (Akaike Information Criterion-AIC) Bilgi Kriteri dikkate alınmıştır.

Buradan hareketle, Tablo 8 incelendiğinde, analizde kullanılan tüm model tahmin sonuçları içerisinde elde edilen bulgular doğrultusunda BİST Hizmet Endeksi (XUHIZ)'ne ait getiri serisine ilişkin oynaklığı tahmin etmede en başarılı modelin CGARCH (1,1) olduğu tespit edilmiştir. Tablo 8'den de görüldüğü üzere CGARCH (1,1) modeline ilişkin tüm katsayılar %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır ve ARCH etkisinin (ARCH LM testi =0.7556) ortadan kalktığı görülmektedir.

Bununla birlikte, Tablo 9 ve Tablo 10'dan elde edilen veriler analiz edildiğinde, araştırmada kullanılan tüm model tahmin sonuçları içerisinde hem BİST Mali Endeksi (XUMAL) hem de BİST Sınai Endeksi (XUSIN) olmak üzere her iki getiri serisine ilişkin oynaklıkların modellenmesi için de en başarılı modelin TGARCH (1,1) olduğu belirlenmiştir.

Tablo 9’da görüldüğü üzere TGARCH (1,1) modeline ilişkin tüm katsayılar %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır ve ARCH etkisi (ARCH LM testi =0.7350) ortadan kalkmıştır. Diğer yandan, modelin (γ) katsayısının (0.0064) anlamlı ve pozitif (0.053218) olması kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir. Başka bir ifadeyle, BİST Mali Endeks getiri serisi üzerinde, olumsuz haberler olumlu haberlere kıyasla dalgalanmalarda artışlar gözlemlenmesine daha fazla sebebiyet vermektedir.

Ayrıca, AIC kriteri doğrultusunda Tablo 10 üzerinde bir analiz yapıldığında en düşük değer (-5.495924) ile PARCH (1,1) modeline ait olduğu görülebilmektedir. Ancak söz konusu modelin tüm katsayılarının %1 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olmaması nedeniyle, ikinci en düşük değere (-5.493702) sahip olan TGARCH (1,1) modelinin BİST Sınai Endeksi’nin oynaklığını tahmin etmede en başarılı model olduğuna karar verilmiştir. Her iki tablodan da (Tablo 9 ve Tablo 10) görüldüğü üzere hem BİST Mali hem de BİST Sınai Endekslerini modellemede en uygun model TGARCH (1,1)’dir ve her iki endeks içinde ARCH (α) ve GARCH (β) parametreleri anlamlıdır. Diğer bir ifadeyle, mali ve sınai endeks getiri serileri üzerinde hem ARCH hem de GARCH etkisi bulunmaktadır. Bununla birlikte, elde edilen sonuçlar, tüm endekslerin koşullu varyanslarında kaldıraç etkisinin varlığını da teyit etmiştir. Dolayısıyla, gelişmekte olan Türkiye menkul kıymetler borsasındaki BİST Hizmet, BİST Mali ve BİST Sınai Endeks alt sektörlerine ilişkin getiriler piyasaya gelen olumsuz ya da kötü haberlerden daha çok etkilenmekte ve endekslere ilişkin oynaklık hareketlerinde artışlar gözlemlenmektedir.

Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin risklere açık oldukları bilinen bir gerçektir. Bu gerçekliğe ek olarak, piyasa gelen olumsuz haberlerin, olumlu haberlere kıyasla daha büyük bir etki yaratması yatırımcılar açısından çarpan etkisi yaratmakta ve riskleri büyütmektedir. Bu durum özellikle yabancı yatırımcıların Türkiye sermaye piyasalarındaki faaliyetlerinin önüne set çekecektir. Bununla birlikte, ülke çapındaki en önemli sıcak para giriş kaynağı da önemli bir sektöre uğrayacaktır. Yabancı yatırımcıların riskleri olumsuz olarak algılamaları yerine birer fırsat olarak görmelerine yönelik olarak atılacak adımlar hem finansal piyasaların etkinliğini artıracak hem de yabancı yatırımcıların sağladığı sıcak para girişi ile yerli yatırımcılar açısından da bir fırsat olarak görülecektir. Dolayısıyla, bu çalışma sonucunda elde edilen bulgular ile Türkiye’de faaliyet gösteren ve BİST ‘da işlem görerek sermaye piyasasının önemli bir parçasını temsil eden sektör firmalarının sunduğu yüksek getiri fırsatları ve alternatif yatırım çeşitlendirmesi olanaklarının göz ardı edilmemesi ve riskin pozitif yönlerine daha fazla odaklanması gerekliliği ortaya çıkmıştır.

KAYNAKLAR

- Akgün, Işıl – Sayyan, Hülya (2007), “İMKB 30 Hisse Senedi Getirilerinde Volatilitenin Kısa ve Uzun Hafızalı Asimetrik ve Koşullu Değişen Varyans Modelleri İle Öngörüsü”, İktisat İşletme ve Finans Dergisi, Cilt. 22, Sayı. 250, s. 127-141.
- Alberg, Dima. – Shalit, Haim. – Yosef, Rami. (2008), “Estimating Stock Market Volatility Using Asymmetric GARCH Models”, Applied Financial Economics, No. 18, pp. 1201-1208.
- Angabini, Amir – Wasiuzzaman, Shaista (2011), “GARCH Models and the Financial Crisis- A Study of the Malaysian Stock Market”, The International Journal of Applied Economics and Finance, Vol. 5, No. 3, pp. 226-236.
- Atakan, Tülin (2009), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Değişkenliğin (Volatilitenin) ARCH-GARCH Yöntemleri İle Modellenmesi”, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadi Enstitüsü Dergisi, Sayı. 62, Şubat, s. 48-61.
- Aydın, Kazım (2002), “Riske Maruz Değer Hesaplamalarında EWMA ve GARCH Metotlarının Kullanılması: İMKB-30 Endeks Uygulaması”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Karaelmas Üniversitesi, Zonguldak.
- Black, Fischer (1976), “Studies of Stock Price Volatility Changes”, Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section American Statistical Association, Washington, DC., pp. 177-181.
- Bollerslev, Tim (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, Journal of Econometrics, Vol. 37, pp. 307-327.
- Brooks, Chris. (2008) Introductory Econometrics for Finance, 2nd Edition, Cambridge University Press, UK.
- Çağıl, Gülcan – Okur, Mustafa (2010), “2008 Finansal Krizi'nin İMKB Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkilerinin GARCH Modelleri İle Analizi”, Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt. XXVIII, Sayı. 1, s. 573-585.
- Çil Yavuz, Nilgün. (2015) Finansal Ekonometri, 2. Baskı, Der Yayınları, İstanbul.
- Ding, Zhuanxin – Granger, Clive W. J. – Engle, Robert F. (1993), “A Long Memory Property of Stock Market and A New Model”, Journal of Empirical Finance, Vol. 1, pp. 83-106.
- Doğanay, M. Mete (2003), “İMKB DİBS Fiyat Endekslerinin Volatilitenin ve Kovaryanslarının Öngörülmesi”, İMKB Dergisi, Sayı. 27, Temmuz/Ağustos/Eylül, s. 17-37.
- Duran, Serap – Şahin, Asuman (2006), “İMKB Hizmetler, Mali, Sınai ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi”, Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi, Cilt. 13, Aralık, Sayı. 1, s. 57-70.

- Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, July, pp. 987-1007.
- Frimpong, Joseph Magnus – Oteng Abayie, Eric Fosu (2006), "Modelling and Forecasting Volatility of Returns on the Ghana Stock Exchange Using GARCH Models", *Munich Personal RePec Archive MPRA*, No. 593, pp. 1-21.
- Gabriel, Anton Sorin. (2012), "Evaluating the Forecasting Performance of GARCH Models: Evidence from Romania", *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, No. 62, pp. 1006-1010.
- Gökbulut, R. İlker – Pekkaya, Mehmet (2014), "Estimating and Forecasting Volatility of Financial Markets Using Asymmetric GARCH Models: An Application on Turkish Financial Markets", *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 6, No. 4, pp. 23-35.
- Grier, Kevin B. – Perry, Mark J. (1998), "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, pp. 671-689.
- Güriş, Selahattin – Saçıldı Saçaklı, İrem (2011), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Hisse Senedi Getiri Volatilitésinin Klasik ve Bayesyen GARCH Modelleri İle Analizi", *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt. 13, Aralık, Sayı. 2, s. 153-172.
- Kang, Sang Hoon. – Mok Kang, Sang. – Min Yoon, Seong. (2009), "Forecasting Volatility of Crude Oil Markets", *Energy Economics*, No. 31, pp. 119-125.
- Korkmaz, Turhan – Ceylan, Ali. (2006) *Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi*, 3. Baskı, Ekin Kitabevi, Bursa.
- Mazıbaş, Murat (2005), "İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri İle Bir Uygulama", VII. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu , s. 1-29.
- Özden, Ünal H. (2008), "İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi", *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı. 13, Bahar, s. 339-350.
- Pan, Hongyu. – Zhang, Zhichao. (2006), "Forecasting Financial Volatility: Evidence from Chinese Stock Market", *Working Papers in Economics and Finance*, Durham Business School, No. 06/02, pp. 1-31.
- Peters, Jean-Philippe (2001), "Content Integration", <http://www.unalmed.edu.co/~ndgirald/Archivos%20Lectura/Archivos%20curso%20Series%20II/jppeters.pdf>, (16.10.2015).
- Sevüktekin, Mustafa – Nargeleçekenler, Mehmet (2008), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Önrporlanması", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, Sayı. 61-4, s. 243-265.

Tripathy, Naliniprava – Garg, Ashish (2013), “Forecasting Stock Market Volatility: Evidence From Six Emerging Markets”, *Journal of International Business and Economy*, Vol. 14, No. 2, pp. 69-93.

Xie, Shiqing – Huang, Xichen (2013), “An Empirical Analysis of the Volatility in the Open-End Fund Market: Evidence from China”, *Emerging Markets Finance & Trade*, Vol. 49, No. 4, pp. 150-162.

Zakoian, Jean – Michel (1994), “Threshold Heteroskedasticity Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 18, No. 5, pp. 931-955.

