



## BORSA İSTANBUL PAY ENDEKSLERİNİN VOLATİLİTE YAPISI VE VOLATİLİTE YAYILIMI: GARCH VE MGARCH MODELLERİ İLE BIST SİNAİ VE MALİ ENDEKSLERİ ÖRNEĞİ

Emre Esat TOPALOĞLU<sup>1</sup>

### Öz

Çalışmada, Borsa İstanbul Sınai ve Mali endekslerinin 14.03.2001-10.08.2018 dönemine ilişkin günlük kapanış değerleri doğrultusunda volatilitate yapılarını ortaya çıkarmak ve iki endeks arasındaki volatilitate yayılımını tespit etmek amaçlanmıştır. Endekslerin simetrik ve asimetrik durumları ARCH, GARCH, EGARCH, PARCH ve TARCH modelleri ile araştırılmıştır. Bunun yanı sıra endeksler arasındaki volatilitate yayılımı, çok değişkenli MGARCH modeli ile analiz edilmiştir. Buna göre sınai endeksinde volatilitateye etki eden şokların kalıcı bir etki yaratmadığı, volatilitenin yoğunlukla bir önceki dönem şoklardan kaynaklandığı ve sınai endeksinde gelen bir şokun etkisinin 22.28 gün sürdüğü tespit edilmiştir. Diğer taraftan mali endekste ortaya çıkan negatif bir şok, pozitif şoka göre daha fazla etki yapmaktadır. Dolayısıyla kaldıraç etkisinin var olduğu ve negatif şokun etkisinin 25.81 gün sürdüğü ortaya çıkarılmıştır. MGARCH modeli sonucunda ise sınai endeksinde meydana gelen bir şokun, mali endekste gerçekleşen bir şoktan daha büyük olduğu, sistemdeki şokun etkisinin mali endekste daha çok kaldığı ve uzun hafıza özelliği gösterdiği belirlenmiştir. Bunun yanı sıra mali endeksten sınai endeksinde doğru pozitif yönde bir volatilitate yayılımının varlığı da tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Volatilitate, Volatilitate Yayılımı, Borsa İstanbul, GARCH Modelleri.

**JEL Kodları:** C15, C58, G10

## VOLATILITY STRUCTURE AND VOLATILITY SPILLOVER OF BORSA ISTANBUL STOCK INDEXES: THE CASE OF BIST INDUSTRIAL AND FINANCIAL INDEXES WITH GARCH AND MGARCH MODELS

### Abstract

The aim of this study is to determine the spillover of the Borsa İstanbul Industrial and Financial indexes the period of 14.03.2001-10.08.2018 with the closing and latest indexes. the symmetric and asymmetric states of indexes have been examined by ARCH, GARCH, EGARCH, PARCH and TARCH models. Besides, the volatility spillover between the indexes is analyzed by the multivariate MGARCH model. According to this, it has been determined that the shocks affecting the volatility in the industrial index do not have a lasting effect, the volatility originates from the shocks of the previous period and the shock effect to the industrial index lasts 22.28 days. On the other hand, a negative shock in the financial index is more effective than positive shock. Therefore, it was found that the effect of leverage and the effect of negative shock lasted for 25.81 days. As a result of the MGARCH model, it has been determined that a shock in the industrial index is larger than a shock that the financial index is realized, that the shock effect in the system remained more financial index and showed a long memory characteristic. Besides, the existence of a volatility spread in the positive direction towards the financial indices industrial index has also been determined.

**Keywords:** Volatility, Volatility Spillover, Borsa İstanbul, GARCH Models.

**JEL Codes:** C15, C58, G10

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Sırnak Üniversitesi, İşletme Bölümü, ORCID 0000-0001-8771-779X, [emresatopal@sirnak.edu.tr](mailto:emresatopal@sirnak.edu.tr).  
**Başvuru Tarihi** (Received): 20.05.2019 **Kabul Tarihi** (Accepted): 17.01.2020

## Giriş

Küreselleşmenin etkisiyle ülke ekonomileri arasında sınırların kalkması ve ülkelerin birbirlerine daha bağımlı hale gelmesi gibi faktörler ülkelerin hem kendi piyasaları arasında hem de diğer ülkelerin finansal piyasaları ile etkileşim halinde olmalarına sebep olabilmektedir (Aityan vd., 2010: 590). Piyasa paydaşları arasında yer alan yatırımcılar sınırlı kaynak ve minimum risk altında en yüksek faydayı sağlayabilmeyi hedeflemektedir. Ancak finansal piyasaların etkin olmayışı, asimetrik bilgi sorunu, makroekonomik göstergelerin istikrarlı bir seyir izlememesi ve yaşanan finansal krizler gibi faktörler piyasalarda dalgalanmalara yol açabilmektedir. Menkul kıymet fiyatlarında ya da piyasa genelinde kısa zaman aralığı içerisinde meydana gelen dalgalanmalar, volatilite olarak ifade edilmektedir. Volatilite ve risk, özellikle gelişmekte olan ülkelerde finansal piyasaların ve ekonomik sistemin işleyişini bozabilmektedir.

Finansal piyasaların dinamik bir yapıya sahip olması ve birbirleri ile etkileşim içerisinde olması ise volatilite yayılımına yol açabilmektedir. Bu yayılım bir finansal piyasadan bir başka piyasaya ya da ülkeye şeklinde olmaktadır. Diğer bir ifadeyle volatilite yayılımı, bir piyasadaki oynaklığın başka bir piyasaya aktarıldığı süreç olarak ifade edilebilir (Verma ve Jackson, 2012: 2). Piyasalar arasındaki etkileşim olarak karşımıza çıkan yayılım kavramı aynı zamanda bilgisel etkinlik sürecinin araştırılmasına da imkân tanımaktadır. Bu bağlamda, volatilitenin kaynağı olan piyasa aynı zamanda etkin bir piyasayı temsil edebilirken, volatilite yayılımının incelenmesi de piyasaların bilgisel etkinliğinin araştırılması anlamına gelebilmektedir.

Piyasalar arasındaki etkileşimler tek yönlü olabileceği gibi çift yönlü de olabilmektedir. Bir piyasadaki herhangi bir bilgi diğer piyasaya tek yönlü olarak yayılırken, karşılıklı bağımlılık şeklinde iki yönlü bir etkileşim ve yayılım da söz konusu olabilmektedir. Bu bağlamda, bazı piyasalar için çeşitli piyasaların belirleyici nitelikte olduğu ifade edilebilir. Piyasalar arasındaki etkileşim düzeyi, bu piyasaların bilgiyi işleme düzeylerinin farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Bilginin ilk olarak işlendiği piyasalarda bilgi fiyata yansırken, sonrasında ise fiyattan getiri ve volatiliteye doğru bir yansıma gerçekleşebilmektedir. Bu yansıma diğer bir ifadeyle yayılma, bir piyasadan diğer piyasaya sadece getiri yayılımı şeklinde olabilirken, bazı durumlarda hem getiri hem de volatilite yayılımı olarak da gerçekleşebilmektedir. Volatilite yayılımı özellikle finansal kriz dönemlerinde bir ülkeden diğerine sıçrayabilmektedir. Aynı zamanda spekülasyon faaliyetleri sonucunda ortaya çıkabilecek şoklar da yine bir piyasadan diğer piyasaya yayılım gösterebilmektedir (Demirgil ve Gök, 2014: 317).

Küreselleşme ve piyasaların entegrasyonu ile finansal piyasalar arasındaki getiriler ve oynaklıklar artmaktadır. Dolayısıyla volatilite yayılımının belirlenmesi risk yönetimi ve yatırım kararlarının alınması açısından önem arz etmektedir. Son dönemlerde küreselleşme ve finansal entegrasyon yatırımcıları, piyasalarda oluşabilecek şokların yapısını ve yayılımını araştırmaya yönlendirmiştir. Bu bağlamda finansal piyasalardaki volatilite yapısı ve volatilite yayılımı üzerine geniş bir literatür oluşmuştur. Piyasalar arasındaki volatilite yayılımına ilişkin yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçların homojen bir yapı sergilemediği gözlemlenmektedir. Bazı çalışmalarda, piyasalar arasında tek ve/veya çift yönlü etkileşim olduğu belirlenirken, bazı çalışmalarda ise herhangi bir etkileşim olmadığı tespit edilmiştir.

Bu çalışmada Borsa İstanbul (BIST)'da işlem gören yüksek hacimli endekslerden olan BIST Sınai ve BIST Mali endekslerinin volatilite (oynaklık) yapılarını belirlemek ve endeksler arasındaki volatilite yayılımını tespit etmek amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda çalışma, üç bölüm üzerine kurgulanmıştır. İlk olarak çalışmanın teorik altyapısına ilişkin genel bilgilerin yer verildiği giriş bölümü yer almaktadır. Birinci bölümde konuya ilişkin gerçekleştirilen önceki çalışmalara dair bilgiler ve bu çalışmalarda elde edilen bulgulara değinilmiştir. Metodoloji başlığı altında ikinci bölümde, çalışmaya konu olan endekslerin volatilite yapıları ve volatilite yayılımlarını tespit

edebilmek için gerçekleştirilen analizlere değinilmiştir. Üçüncü bölümde ise ampirik bulgulara yer verilmiştir. Bu bölümde serilere ilişkin en uygun ARMA modeli belirlenmiş ve endekslerin simetrik ve asimetrik durumları ARCH, GARCH, EGARCH, PARCH ve TARARCH modelleri ile araştırılmıştır. Endeksler arasındaki volatilité yayılımı ise çok değışkenli MGARCH modeli ile incelenmiştir. Çalışma, genel değeriendirme ve önerilerin sunulduğu son ve dördüncü bölüm ile sonlandırılmıştır. Çalışma neticesinde, BIST sınai endeksinde volatilitéye etki eden şokların kalıcı bir etki yaratmadığı ve mali endekste kaldıraç etkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Ayrıca mali endeksten sınai endeksine doğru pozitif yönde bir volatilité yayılımının varlığı da tespit edilmiştir. Çalışmada elde edilen bulguların yatırımcıların beklenti tahminlerinde, yatırım kararları almalarında ve politika oluşturmalarında kilit rol oynayabilecektir. Dolayısıyla çalışmanın, BIST'te işlem hacmi yüksek olan mali ve sınai endekslerin volatilité yapılarının ve yayılımlarının incelenmesi açısından özgünlük sunduğu ve alan yazınına katkı sağladığı düşünülmektedir.

## 1.Literatür

Zaman serilerinde volatilitenin diğeri bir ifadeyle oynaklığın belirlenmesinde volatilité modelleri olarak adlandırılan ARCH ailesi modelleri kullanılabilir. Özellikle pay piyasalarına ait zaman serilerindeki volatilité modellemesine ilişkin gerek ulusal gerekse uluslararası literatürde birçok çalışma söz konusudur. Pay piyasalarının volatilité yapısının belirlenmesi ve piyasalar arasındaki volatilité yayılımının incelendiği çalışmaların 2005 yılı sonrası arttığı gözlemlenmiştir. Tablo 1 ve 2'de ulusal ve uluslararası alanda yapılmış çalışmalara ilişkin literatür taramasına yer verilmiştir.

**Tablo 1: Literatür Tablosu (Uluslararası)**

Yazar	Yıl	Kapsam	Amaç	Bulgular
<b>Fujii</b>	2005	1990-2001 döneminde 8 Asya ve Latin Amerika ülkesi	Volatilite Yayılımı	Volatilite yayılımının 1994-1995 Meksika ve 1997-1998 Asya krizleri dönemlerinde daha etkili olduğu belirlenmiştir.
<b>Pederzoli</b>	2006	İngiltere FTSE 100 endeksi	Volatilite Yapısı	EGARCH modelinin endeksin volatilite yapısının belirlenmesinde en iyi performansı gösterdiği ortaya çıkarılmıştır.
<b>Cheong ve diğerleri</b>	2007	1991-2005 dönemi için Malezya pay piyasası	Volatilite Yapısı	Endekste simetrik ve asimetric volatilite etkisinin varlığı tespit edilmiştir.
<b>Alberg ve diğerleri</b>	2008	Tel Aviv pay piyasası	Volatilite Yapısı	Endeksin volatilite yapısı, asimetric GARCH ile modellenmiş ve EGARCH modeli en başarılı öngörüleme gerçekleştirilmiştir.
<b>Mulyadi</b>	2009	2004-2008 dönemi için Amerika, Japonya ve Endonezya pay piyasaları	Volatilite Yayılımı	ABD pay piyasasından Endonezya pay piyasasına doğru tek yönlü volatilite yayılımının olduğu belirlenirken; Japonya ile Endonezya pay piyasaları arasında ise çift yönlü bir volatilite yayılımı olduğu belirlenmiştir.
<b>Sok-Gee ve diğerleri</b>	2010	Amerika ve Japonya ile gelişmekte olan Asya ülkesi konumunda olan Malezya, Endonezya, Singapur, Tayland ve Filipin	Volatilite Yayılımı	Asya ülkelerinin gelişmiş ülkelerin yanı sıra kendileri arasında da bir etkileşim içerisinde olduğu belirlenmiştir. Ayrıca Amerika piyasasındaki volatilite etkisinin Japonya piyasasında yaşanan volatiliteye göre daha etkili olduğu tespit edilmiştir.
<b>Angabini ve Wasiuzzaman</b>	2011	Malezya pay piyasası	Volatilite Yapısı	Küresel kriz döneminde ortaya çıkan şokların diğer dönemlere göre endekste volatiliteyi daha fazla artırdığı belirlenmiştir.
<b>Zakaria ve Shamsuddin</b>	2012	Malezya pay piyasası	Volatilite Yayılımı	Pay piyasası volatilitesi ile makroekonomik volatilite arasında düşük düzeyli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.
<b>Todorov ve Bidarkota</b>	2013	ABD ve ABD'ye sınırlı olan 21 ülke	Volatilite Yayılımı	17 ülkeye zayıf pozitif volatilite dağılımı gözlemlenirken, Ürdün, Lübnan, Nijerya ve Kenya'ya doğru zayıf düzeyde negatif volatilite yayılımı gözlemlenmiştir. Diğer 13 ülke için kendi aralarındaki volatilite yayılımlarının ABD'den gelen şoklara göre daha etkili olduğu ortaya çıkarılmıştır.
<b>Efimova ve Serletis</b>	2014	ABD enerji piyasası	Volatilite Yapısı, Volatilite Yayılımı	Tek ve çok değişkenli GARCH modellerinin yakın sonuçlar verdiği belirlenirken, enerji fiyatları arasındaki volatilite yayılımının ise ham petrolden doğalgaza ve elektrik fiyatlarına doğru olduğu belirlenmiştir.
<b>Li ve Giles</b>	2015	ABD, Japonya, Hindistan, Çin, Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland pay piyasaları	Volatilite Yayılımı	ABD pay piyasasından diğer ülkelere doğru tek yönlü volatilite yayılımının olduğu tespit edilmiştir.
<b>Ewing ve Malik</b>	2016	ABD pay piyasası	Volatilite Yayılımı	Yapısal kırılmalar dikkate alındığında iki piyasa arasında volatilite yayılımı gözlemlenmemiştir. Yapısal kırılmalar dikkate alındığında ise petrol fiyatları ile ABD pay piyasası arasında güçlü düzeyde volatilite yayılımının varlığı ortaya çıkarılmıştır.
<b>Huo ve Ahmed</b>	2017	Şangay ve Hong Kong pay piyasaları	Volatilite Yayılımı	İki piyasa arasındaki ilişkinin volatiliteyi artırdığı ve Çin'de yaşanan finansal liberalizasyonun volatilite yayılımını artırdığı tespit edilmiştir.
<b>Dutta</b>	2018	Ham petrol fiyatları	Volatilite Yayılımı	Petrol fiyatlarındaki volatilitenin endüstriyel metal piyasasını etkilediği ve metal piyasası getirilerinde dalgalanmaların mevcut olduğu belirlenmiştir.

**Tablo 2: Literatür Tablosu (Ulusal)**

Yazar	Yıl	Kapsam	Amaç	Bulgular
Mazıbaş	2005	İMKB Bileşik, Mali, Hizmet ve Sınai endeksleri	Volatilite Yapısı	Asimetrik ve kaldıraç etkisi, günlük, haftalık ve aylık bazda incelenmiş ve her iki etkinin de varlığı ortaya çıkarılmıştır. haftalık ve aylık bazda daha doğru sonuçlara ulaşılmıştır. ARCH modellerinin günlük veriler kullanılarak yapılan volatilite modellenmesinde yetersiz kaldığı ortaya çıkarılmıştır.
Duran ve Şahin	2006	İMKB sınai, mali, hizmetler ve teknoloji endeksleri	Volatilite Yayılımı	Endeksler arasında anlamlı bir volatilite etkileşiminin olduğu belirlenmiştir
Yalçın	2007	İMKB 100 endeksi	Volatilite Yapısı	Endekste kaldıraç etkisinin geçerli olmadığı ancak negatif geri beslemenin varlığı tespit edilmiştir.
Özden	2008	İMKB 100 endeksi	Volatilite Yapısı	Endeksin volatilite yapısının TGARCH(1,1) ile açıklandığı ve olumlu şoklar ile olumsuz şokların volatilite üzerinde asimetrik etkisinin olduğu belirlenmiştir
Korkmaz ve Çevik	2009	Zımnı volatilite endeksi, gelişmekte olan piyasalar	Volatilite Yapısı	Gelişmekte olan ülkelerin pay piyasalarının volatilite yapıları ve kaldıraç etkisinin varlığı belirlenmiş ve piyasalara gelen kötü haberlerin volatiliteyi artırdığı tespit edilmiştir.
Çağıl ve Okur	2010	İMKB 100, İMKB 30 ve İMKB Tüm endeksleri	Volatilite Yapısı	2007-2010 döneminde tespit edilen volatilite şoklarına ilişkin dirençlerde önemli düzeyde artışlar gözlemlenmiştir.
Güriş ve Saçaklı Saçıldı	2011	İMKB 100 endeksi	Volatilite Yapısı	İMKB 100 için 1995-2010 dönemi için anlamlı bir GARCH modeli bulunamazken, bayensen GARCH modellerinin anlamlı sonuçlar verdiği belirlenmiştir.
Başçı	2012	İMKB mali ve sınai endeksleri	Volatilite Yapısı	Her iki endeks için de volatilite kümelenmesi ve asimetrik bilginin varlığı belirlenmiştir. Ayrıca GARCH modeli yerine TGARCH modelinin daha başarılı sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.
Kurt Cihangir ve Uğurlu	2013	İstanbul altın piyasası	Volatilite Yapısı	Kaldıraç etkisinin geçerli olmadığı belirlenmiştir.
Tuna ve İsaetli	2014	BIST 100	Volatilite Yapısı	Finansal kriz ve belirsizlik dönemlerinde BIST 100 endeksinde volatilitenin arttığı ve kümelenmelerin meydana geldiği bir yapı oluşturduğu ortaya koyulmuştur.
Şahin ve diğerleri	2015	BIST 100 ve Kurumsal Yönetim Endeksi	Volatilite Yapısı	Her iki endeks için de volatilite yapıları belirlenmiş ve kurumsal yönetim endeksindeki oynaklığın BIST 100 endeksinde göre daha az olduğu tespit edilmiştir.
Ekim ve Koy	2016	BIST banka, hizmetler, sınai ve ticaret endeksleri	Volatilite Yapısı	2011-2014 dönemindeki volatilite modellemesi gerçekleştirilmiş ve oynaklık tahminleme modelleri karşılaştırılmıştır.
Bayramoğlu ve Abasız	2017	Gelişmekte olan piyasa endeksleri	Volatilite Yapısı	Şokların borsaların getiri hacimlerinde kalıcı sapsmalara yol açtığı, piyasaların zayıf formda etkin olduğu ve kaldıraç etkisinin varlığı belirlenmiştir.
Baykut ve Kula	2018	BIST 50 endeksi	Volatilite Yapısı	Endeksin volatilite yapısının GARCH(2,1) modeli ile açıklandığı ve endeksin volatilite ısrarcılığının 16.14 gün, günlük volatilitesinin ise %1.76 olduğu tespit edilmiştir.

Ulusal ve uluslararası nitelikte konuya ilişkin olarak gerçekleştirilen çalışmalarda elde edilen sonuçlar heterojen bir yapıdadır. Her iki grupta yapılan çalışmalarda simetrik ve asimetrik volatilite modelleri ile piyasaların oynaklık yapıları incelenmiştir. Buna ek olarak piyasalar arasındaki volatilite yayılımına dair araştırmalar da gerçekleştirilmiştir. Piyasalara dair çeşitli inceleme dönemlerinde finansal zaman serilerinin volatilite modellemeleri doğrultusunda piyasalarda finansal kaldıraç etkisinin geçerli olup olmadığı da yine çeşitli araştırmalara konu olmuştur. Alan yazını dikkate alındığında, finansal piyasaların oynaklık yapılarının ve bu piyasaların taşıdıkları risk düzeylerinin belirlenmesi gibi faktörlerin özellikle yatırımcılar açısından son derece önem olduğu söylenebilir. Bu bağlamda ulusal ve uluslararası literatür göz önüne alınarak, konunun güncelliği açısından Borsa İstanbul Sınai ve Mali endekslerinin volatilite yapıları ve endeksler arasındaki volatilite yayılımının analiz edilmesi, piyasa paydaşlarına faydalı bilgiler sunabilecektir.

## 2. Metodoloji

Çalışmada, Borsa İstanbul (BIST) Sınai (XUSIN) ve Mali Endekslerinin (XUMALI) volatilite yapılarını ve iki endeks arasındaki volatilite yayılımını ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda BIST Sınai ve Mali Endekslerinde 14.03.2001-10.08.2018 dönemine ilişkin toplam 4379 günlük veri seti, analiz kapsamında incelenmiştir. BIST endeks verileri, investing.com veri

tabanından sağlanmıştır. Kapanış fiyat serileri kullanılarak getiriler aşağıdaki formül vasıtasıyla hesaplanmıştır.

$$R_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (1)$$

Finansal piyasalarda volatilite yapısının doğru tespit edilebilmesi için öncelikle zaman serilerinin durağanlığının sağlanması gerekmektedir. Sonrasında ise Box-Jenkins Metodolojisi ile ARMA modeli oluşturulmuştur. Schwarz bilgi kriterine göre başlangıç modeli belirlenmiştir. Ardından endeks serilerinin normal dağılım, değişen varyans, otokorelasyon ve serinin doğrusal olmayan unsurlar içerip içermediği varsayımları incelenmiştir. ARMA modeli doğrultusunda volatilite tahmin modelleri sınanmış ve katsayılar hesaplanmıştır. Sonrasında volatilite modeli karşılaştırılması yapılarak en uygun model tespit edilmiştir.

Volatilite modellemesine ilişkin yukarıda değinilen ekonometrik süreç doğrultusunda öncelikle incelenen zaman serisinin durağan olup olmadığı, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Peron (PP) birim kök testleri ile araştırılmıştır.

ADF testinde aşağıdaki regresyon denklemlerinde  $\rho=0$  olup olmadığını test edilmektedir.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \delta_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (4)$$

$H_0$  hipotezi ( $\rho=0$ ) reddediliyorsa Y değişkeninin durağan olduğu,  $H_0$  hipotezi reddedilemiyorsa Y değişkeninin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Philips-Peron (1988) testinde ise modele gecikmeler ilave edilmemekte ve parametrik olmayan bir yaklaşım kullanılmaktadır. ADF testine nazaran PP testinde hata terimleri arasında otokorelasyon olmaması ve normal dağılıma sahip olma zorunluluğu söz konusu olmamakla birlikte heterojenliğe de izin vermektedir.

PP testi için ilgili regresyon denklemi bir AR(1) sürecidir ve aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \mu_T \quad (5)$$

PP testinin temel ve alternatif hipotezleri de ADF testi ile aynıdır. Serilerin durağanlıkları sağlandıktan sonraki aşama ise en uygun ARMA modelinin belirlenmesidir. ARMA süreci serinin durağan olduğu varsayımına dayanmakta olup, ARMA (p,q) durağan süreçlere uygulanabilmektedir. ARMA süreci aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir (Demireli vd., 2010: 61-62).

AR süreci aşağıdaki formül vasıtasıyla ifade edilebilmektedir.

$$Y_t - \delta = \alpha_t (Y_{t-1} - \delta) + \alpha + \delta + \mu_T \quad (6)$$

Formülde  $\delta$ , Y' nin ortalamasıdır.  $\mu_T$  ise bağımsız, normal dağılıma ve sabit varyansa sahip olan hata terimidir. Bu durumda  $Y_t$  nin, birinci dereceden ardışık veya AR(1) sürecine uygun olduğu söylenebilmektedir. Bu süreçte Y'nin t dönemindeki değeri, bir önceki dönemde aldığı stokastik bir değere bağlı olmaktadır.

$$Y_t - \delta = \alpha_1 (Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2 (Y_{t-2} - \delta) + \dots + \alpha_p (Y_{t-p} - \delta) + \mu_T \quad (7)$$

$Y_t$ , p' inci dereceden ardışık sürece veya AR(p) sürecine uygun hale gelmektedir.

MA süreci;

$$Y_t = \mu_T + \beta_0 \mu_T + \beta_1 \mu_{T-1} \quad (8)$$

Formülde  $\mu_T$  MA sürecinde olduğu gibi hata terimini ifade etmektedir. Y, şimdiki ve eski hata terimlerinin ortalamasının toplamına eşit olmakta ve MA(1) sürecine uygun olmaktadır.

$$Y_t = \mu_T + \beta_0 \mu_T + \beta_1 \mu_{T-1} + \dots + \beta_q \mu_{T-q} \quad (9)$$

Y zaman serisi hem AR hem de MA sürecine uyduğunda ise formül aşağıdaki gibi olmaktadır.

$$X_t = e_t + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^q \Omega_i e_{t-i} \quad (10)$$

Tahmin edilen modele AR ve MA'nın gecikmeli değerleri sırayla eklenerek p ve q'nun en düşük değerine ulaşılacak suretiyle bilgi kriterleri doğrultusunda veri kaybının en yaşanacağı en uygun model tespit edilmektedir. İncelenen endeks serilerinin volatilité modellemesi için ARCH/GARCH türevi koşullu değişen varyans modelleri ile sınamalar gerçekleştirilmiştir. Bu kapsamda Engle (1982) tarafından finansal varlıkların dinamik yönünün daha iyi belirlenmesi ve değişen varyansın öngörülebilmesi için koşulsuz varyansın sabit kabul edildiği ARCH modeli geliştirilmiştir.

ARCH modeli, hataların koşullu varyansının, hatanın gecikmeli değerlerinin karesi ile modellenmektedir. ARCH(q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir.

$$r_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^m \emptyset_i r_{t-i} + \mu_t \quad (11)$$

$$\mu_t = h_t^{1/2} + e_t \quad (12)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 \quad (13)$$

Yukarıdaki denklemlerde  $r_t$ , t zamanındaki logaritmik getiriyi ifade ederken,  $h_t$  ise  $r_t$ 'nin koşullu varyansını,  $\mu_t$  otokorelasyonsuz ortalama düzeltmeli getiriyi,  $e_t$  birbirinden bağımsız rassal değişkenleri ve son olarak m, q negatif olmayan tamsayıları ifade etmektedir.

ARCH modelinde koşulsuz varyansın sabit kabul edilmesi ve uzun gecikmeler kullanılması sebebiyle modelde birtakım kısıtlamalar söz konusudur. Bu kısıtlamalar doğrultusunda Bollerslev (1986) tarafından GARCH modelini geliştirilmiştir. GARCH(p,q) modeli aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$r_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^s \emptyset_i r_{t-i} + \mu_t \quad (14)$$

$$\mu_t = h_t^{1/2} + e_t \quad (15)$$

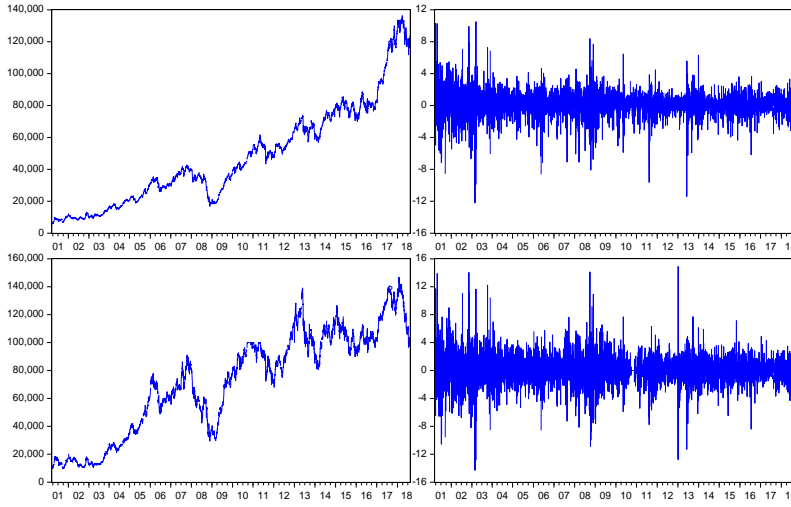
$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j h_{t-j} \quad (16)$$

Yukarıdaki eşitliklerde görüldüğü üzere ARCH modeline kıyasla GARCH modelinde, koşullu varyans denkleminde koşullu varyansın gecikmeleri de yer almaktadır.

### 3. Ampirik Bulgular

BIST Sınai ve Mali endekslerinin volatilité yapısının belirlenebilmesi için izlenen süreç ve gerçekleştirilen analizlerde elde edilen bulgular kapsamında ilk olarak serilerin durağanlıkları incelenmiş ve tanımlayıcı istatistik sonuçları değerlendirilmiştir. Bu bağlamda BIST XUSIN ve XUMALI endekslerinin incelenen döneme ilişkin fiyat ve getirileri Şekil 1'de gösterilmektedir. Şekil 1'de endeks fiyat serilerinin her iki endeks için de yükselen bir trend içerdiği ve durağan bir yapıya sahip olmadığı ifade edilebilir. Endeks getirilerinde ise 2002-2003, 2008-2009 ve 2012-2013 dönemlerinde volatilité kümelenmeleri göze çarpmaktadır. Bu kümelenmelerin, belirtilen dönemlerde yaşanan yerel ve küresel finansal krizlerin yanı sıra ülke içerisinde gerçekleşen iç karışıklıklardan kaynaklandığı öngörülmektedir.

**Şekil 1:** BIST-Sınai ve Mali Endekslerinin 2001-2018 Yılları Arası Fiyat ve Getiri Grafiği



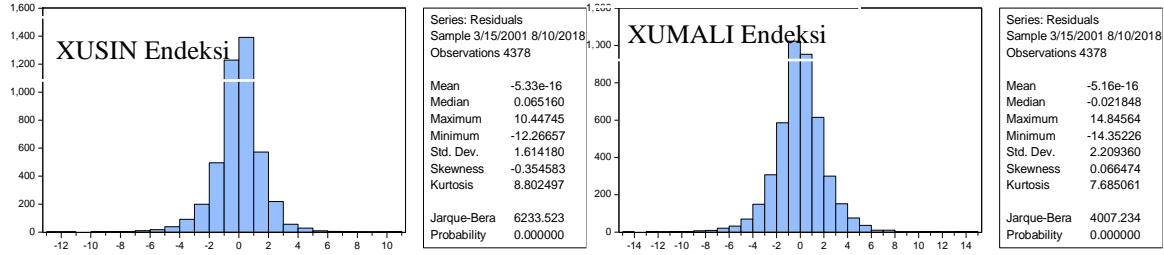
Şekil 1’de fiyat serileri kullanılarak hesaplanmış sürekli getirilerin zaman grafikleri incelendiğinde ise fiyat serilerinin aksine değerlerin ortalamaya yaklaştığı ve durağanlaştığı gözlemlenebilmektedir. Tablo 3’te BIST Sınai ve Mali Endeksleri için yapılan birim kök test sonuçları gösterilmektedir.

**Tablo 3:** BIST Sınai ve Mali Endeksleri İçin ADF ve PP Durağanlık Test Sonuçları

BIST Sınai Endeksi							
	Test	Fark	Yüzde	Kritik Değer	t-ist	Olasılık Değeri	Karar
Sabit	ADF	Düzey	% 1	-3.431	-12.614	0.0000	I(0)
			% 5	-2.862			
			% 10	-2.567			
	PP	Düzey	% 1	-3.431	-63.989	0.0001	I(0)
			% 5	-2.862			
			% 10	-2.567			
BIST Mali Endeksi							
	Test	Fark	Yüzde	Kritik Değer	t- ist	Olasılık Değeri	Karar
Trend ve Sabit	ADF	Düzey	% 1	-3.960	-12.603	0.0000	I(0)
			% 5	-3.410			
			% 10	-3.127			
	PP	Düzey	% 1	-3.960	-63.981	0.0000	I(0)
			% 5	-3.410			
			% 10	3.127			
BIST Mali Endeksi							
	Test	Fark	Yüzde	Kritik Değer	t- ist	Olasılık Değeri	Karar
Sabit	ADF	Düzey	% 1	-3.431	-12.116	0.000	I(0)
			% 5	-2.862			
			% 10	-2.567			
	PP	Düzey	% 1	-3.431	-65.642	0.000	I(0)
			% 5	-2.862			
			% 10	-2.567			
Trend ve Sabit	ADF	Düzey	% 1	-3.960	-12.135	0.000	I(0)
			% 5	-3.410			
			% 10	-3.127			
	PP	Düzey	% 1	-3.960	-65.642	0.000	I(0)
			% 5	-3.410			
			% 10	-3.127			

ADF ve PP durağanlık test sonuçlarına göre, XUSIN ve XUMALI endekslerinin düzeyde durağan oldukları ortaya çıkarılmıştır. Diğer bir ifadeyle, serilerde birim kök olmadığı tespit edilmiştir. Bu doğrultuda ARMA modelinin belirlenebilmesi için durağanlık koşulu sağlanmıştır. ARMA modelinin belirlenebilmesi için diğer bir koşul da normal dağılım koşuludur. Normal dağılıma ve diğer istatistik sonuçlar, Şekil 2’de sunulmaktadır.

**Şekil 2: XUSIN ve XUMALI Endeksleri Tanımlayıcı İstatistikleri**



2001-2018 dönemi için XUSIN ve XUMALI endekslerine ilişkin ortalama getirinin negatif olduğu belirlenmiştir. Bu dönemde maksimum getiri XUSIN %10.44 ve XUMALI için %14.84 olarak hesaplanırken; minimum getiri ise XUSIN için -%12.26, XUMALI için ise -%14.35 olarak hesaplanmıştır. Standart sapması %1.61 olan XUSIN ve %2.21 olan XUMALI serilerinin çarpıklık katsayıları sırasıyla -0.354583 ve 0.066474; basıklık katsayıları ise 8.802497 ve 7.685061’dir. Finansal zaman serilerinde, basıklık katsayısının 3’e yakın bir değer alması ve çarpıklık değerinin de negatif ve daha dik bir yapıda olması serilerde normal dağılımın sağlanabilmesi için ön koşullardır. Bir diğer normal dağılım göstergesi olan J-B değeri de basıklık ve çarpıklık sonuçları gibi serilerin normal dağılmadığına işaret etmektedir. Durağanlık ve tanımlayıcı istatistik bulguları analiz edildikten sonra, ARMA/ARIMA yapısı belirlenmiştir. XUSIN ve XUMALI serilerinin durağan olduğu dikkate alındığında ARMA modelinin seçilmesi gerekliliği ortaya çıkarılmıştır. Her iki seri için en uygun ARMA modeli Schwarz Bilgi Kriteri esas alınarak tespit edilmiştir. Test sonuçları Tablo 4’te sunulmaktadır.

**Tablo 4: ARMA (p/q) Seçimi**

XUSIN Endeksi						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	<b>3.797218</b>	3.799720	3.801437	3.803317	3.805229	3.806817
1	3.799684	3.801418	3.803325	3.805027	3.807086	3.808130
2	3.801427	3.803326	3.802149	3.802452	3.808805	3.810679
3	3.803318	3.805249	3.802370	3.807399	3.807567	3.810657
4	3.805225	3.807043	3.808755	3.807564	3.806432	3.807160
5	3.806936	3.808199	3.810646	3.810754	3.807411	3.810968
XUMALI Endeksi						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	<b>4.424970</b>	4.428714	4.430396	4.432275	4.434190	4.435829
1	4.428711	4.430483	4.432278	4.434187	4.435762	4.437119
2	4.430393	4.432280	4.431665	4.434763	4.437726	4.438241
3	4.432273	4.433892	4.432497	4.436841	4.438510	4.438797
4	4.434185	4.436011	4.435202	4.438506	4.438213	4.438425
5	4.435865	4.437117	4.438322	4.438756	4.439824	4.438974

5. gecikmeye kadar elde edilen Tablo 4’deki değerler incelendiğinde, XUSIN için ARMA(0,0) modelinin 3.797218 ve XUMALI için ise ARMA(0,0) modelinin 4.424970 değerine sahip olduğu ve bu değerlerin diğer modellerdeki değerlerden daha küçük olduğu ortaya çıkarılmıştır. Bu bağlamda, endeksler için başlangıç modelleri olarak ARMA(0,0) tespit edilmiştir. ARMA modelinin belirlenmesinin ardından volatilité yapısının tespit edilebilmesi için incelenen serilerde değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının olmaması gerekmektedir. Ayrıca serilerde doğrusal olmayan unsurların varlığı da belirlendiği takdirde volatilité için ARCH/GARCH türevi

modellerin kullanılması gerekmektedir. Bu doğrultuda XUSIN ve XUMALI serilerinde değişen varyans olup olmadığı incelenmiştir. Farklı gecikme değerleri doğrultusunda ARCH-LM testi kullanılmıştır. Test sonuçları Tablo 5’te sunulmaktadır.

**Tablo 5: Değişen Varyans Test Sonuçları**

<b>XUSIN Endeksi</b>				
<b>ARMA (0,0)</b>	Göz. R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Olas.	F İst.	F İst. Olas.
<b>Gec. 1</b>	247.390	0.0000	262.091	0.0000
<b>Gec. 5</b>	369.371	0.0000	80.579	0.0000
<b>Gec. 10</b>	440.291	0.0000	48.841	0.0000
<b>Gec. 20</b>	487.845	0.0000	27.334	0.0000
<b>Gec. 30</b>	490.200	0.0000	18.285	0.0000
<b>XUMALI Endeksi</b>				
<b>ARMA (0,0)</b>	Göz. R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Olas.	F İst.	F İst. Olas.
<b>Gec. 1</b>	168.413	0.000	175.072	0.000
<b>Gec. 5</b>	278.322	0.000	59.366	0.000
<b>Gec. 10</b>	334.379	0.000	36.118	0.000
<b>Gec. 20</b>	377.417	0.000	20.560	0.000
<b>Gec. 30</b>	393.490	0.000	14.318	0.000

ARCH-LM test sonuçları incelendiğinde, her iki endekste tüm gecikme değerleri için değişen varyans sorunun varlığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla volatilitenin hesaplanabilmesi için ARCH/GARCH modellerinin kullanılmasının gerekliliği ortaya çıkarılmıştır. Bir diğer varsayım olan otokorelasyon ise Hata Terimleri Korelogramları ile araştırılmıştır. Test sonuçları Tablo 6’da gösterilmektedir.

**Tablo 6: Otokorelasyon Test Sonuçları**

<b>XUSIN Endeksi</b>					
<b>ARMA (0,0)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
<b>AC</b>	0.238	0.128	0.157	0.090	0.086
<b>PAC</b>	0.238	0.064	0.107	0.012	0.022
<b>Q.İst.</b>	247.37	597.21	858.08	1337.2	1564.4
<b>Olas.</b>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>XUMALI Endeksi</b>					
<b>ARMA (0,0)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
<b>AC</b>	0.196	0.105	0.123	0.093	0.059
<b>PAC</b>	0.196	0.052	0.075	0.026	-0.003
<b>Q.İst.</b>	168.47	430.43	638.82	1021.9	1237.6
<b>Olas.</b>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

1, 5, 10, 20 ve 30. Gecikme değerleri için ayrı ayrı hesaplanan Q istatistiği olasılık değerlerine göre her iki endekste tüm gecikmeli değerler için otokorelasyon sorununun varlığı tespit edilmiştir. Bu bağlamda oluşturulan modellerde değişen varyans ve otokorelasyon sorunları söz konusudur. Brock, Dechert ve Schienkman (1987) BDS Doğrusallık testi ile serilerde doğrusal unsurların varlığı araştırılmıştır. BDS test sonuçları Tablo 7’de sunulmaktadır.

**Tablo 7: BDS Doğrusallık Test Sonuçları**

	<b>Boyut</b>	<b>BDS-İst.</b>	<b>Std-Hata</b>	<b>z-ist.</b>	<b>Olas.</b>
<b>XUSIN Endeksi</b>	2	0.0250	0.0014	17.6475	0.0000
	3	0.0509	0.0022	22.5861	0.0000
	4	0.0703	0.0026	26.1891	0.0000
	5	0.0816	0.0027	29.1958	0.0000
	6	0.0858	0.0026	31.8594	0.0000
	<b>XUMALI Endeksi</b>	2	0.0153	0.0013	11.5865
3		0.0357	0.0021	16.9940	0.0000
4		0.0514	0.0025	20.4953	0.0000
5		0.0612	0.0026	23.4308	0.0000
6		0.0653	0.0025	25.9236	0.0000

BDS test sonuçları incelendiğinde, endekslerde doğrusal olmayan unsurların varlığı tespit edilmiş ve volatilité modellenmesi için ARCH modellerinin kullanılması gerektiği belirlenmiştir. Serilerdeki deęişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının çözümü ve volatilité yapısının belirlenebilmesi için kaldıraç etkisini dikkate alan ve almayan ARCH, GARCH, TGARCH, EGARCH ve PARARCH olmak üzere 5 farklı model oluşturulmuştur. Çalışmada p ve q deęerleri, anlamlılık ve parametre kısıt koşulları doğrultusunda belirlenmiştir. Volatilité modellerine ait sonuçlar Tablo 8’de sunulmaktadır.

**Tablo 8:** *Volatilité Model Sonuçları*

Endeks	Volatilité Model	Katsayı							
		$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\gamma_1$
XUSIN	ARCH (1)	1.845	0.302	-	-	-	-	-	-
	ARCH (2)	1.352	0.252	0.267	-	-	-	-	-
XUMALI	ARCH (1)	3.833	0.214	-	-	-	-	-	-
	ARCH (2)	2.900	0.205	0.224	-	-	-	-	-
	ARCH (3)	2.377	0.161	0.188	0.197	-	-	-	-
$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2$									
XUSIN	GARCH (1, 1)	0.079	0.139	-	-	0.835	-	-	-
	GARCH (1, 2)	0.098	0.188	-	-	0.304	0.476	-	-
XUMALI	GARCH (1, 1)	0.080	0.075	-	-	0.909	-	-	-
	GARCH (1, 2)	0.094	0.093	-	-	0.572	0.315	-	-
$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$									
XUSIN	TGARCH (1, 1)	0.085	0.085	-	-	0.827	-	-	0.113
	TGARCH (1, 2)	0.107	0.112	-	-	0.286	0.483	-	0.157
XUMALI	TGARCH (1, 1)	0.089	-	-	-	0.903	-	-	0.045
	TGARCH (1, 2)	0.103	0.068	-	-	0.604	0.280	-	0.054
$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \gamma_i u_{t-i}^2 d_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$									
XUSIN	EGARCH (1, 1)	-0.164	0.256	-	-	0.956	-	-	-0.082
	EGARCH (1, 2)	-0.215	0.330	-	-	0.485	0.462	-	-0.109
XUMALI	EGARCH (1, 1)	-0.093	0.185	-	-	0.967	-	-	-0.043
	EGARCH (1, 2)	-0.120	0.228	-	-	0.570	0.393	-	-0.054
	EGARCH (2, 1)	-0.082	0.245	-0.092	-	0.976	-	-	-0.032
	EGARCH (2, 2)	-0.146	0.205	0.077	-	0.332	0.620	-	-0.069
	EGARCH (2, 3)	-0.197	0.200	0.159	-	0.104	0.160	0.682	-0.104
	EGARCH (3, 2)	-0.136	0.231	0.087	-0.063	0.337	0.623	-	-0.062
	EGARCH (3, 3)	-0.241	0.193	0.155	0.090	0.057	0.077	0.801	-0.103
$\log(h_t) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left  \frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right  + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{u_{t-k}}{\sqrt{h_{t-k}}}$									
XUSIN	PARARCH (1, 1)	0.063	0.139	-	-	0.851	-	-	0.309
	PARARCH (1, 2)	0.078	0.181	-	-	0.349	0.459	-	0.307
XUMALI	PARARCH (1, 1)	0.068	0.084	-	-	0.907	-	-	0.166
	PARARCH (1, 2)	0.073	0.106	-	-	0.554	0.333	-	0.175
$\sigma_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\epsilon_{t-i} + \gamma_i \epsilon_{t-i})^d + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^d$									

Tablo 8’de görüleceği üzere 5 finansal ekonometrik yöntem ile XUSIN ve XUMALI için ARCH, GARCH, TGARCH, EGARCH ve PARARCH modelleri sınanmıştır. bu modeller dışındaki dięer modeller, negatif katsayı veya anlamlılık kısıtları doğrultusunda elimin edilmiştir. XUSIN ve XUMALI endekslerinin volatilité modellerinde deęişen varyans sorunun çözülüp çözülemediği için tekrar ARCH-LM testi yapılmıştır. modellerde deęişen varyans sorunu çözülemediği takdirde volatilité modellenmesinde ARCH/GARCH modellerinin yetersiz kaldığı söylenebilmektedir. Deęişen varyans test sonuçları, Tablo 9’da yer almaktadır.

**Tablo 9: ARCH-LM Test Sonuçları**

Endeks	ARCH (1)	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
XUSIN	F İst.	0.2699	26.6758	25.2330	14.7345	10.1087
	F İst. Olas.	0.6034	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Göz. R <sup>2</sup>	0.2700	129.6039	239.1195	277.2776	285.3921
	R <sup>2</sup> Olas.	0.6033	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	<b>ARCH (2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.0233	6.2006	18.6874	11.2341	7.7747
	F İst. Olas.	0.8785	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Göz. R <sup>2</sup>	0.0233	30.8269	179.6414	214.6508	222.8768
	R <sup>2</sup> Olas.	0.8785	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	XUMALI	<b>ARCH (1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20
F İst.		0.000208	29.78791	23.21630	14.06958	9.786735
F İst. Olas.		0.9885	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Göz. R <sup>2</sup>		0.000209	144.2253	220.9745	265.5263	276.8796
R <sup>2</sup> Olas.		0.9885	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<b>ARCH (2)</b>		Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
F İst.		0.003295	9.832722	14.69155	9.402885	6.543679
F İst. Olas.		0.9542	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Göz. R <sup>2</sup>		0.003296	48.68308	142.4820	181.1149	189.1200
R <sup>2</sup> Olas.		0.9542	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
XUSIN	<b>ARCH (3)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.823607	4.194389	13.77425	8.772280	6.082572
	F İst. Olas.	0.3642	0.0008	0.0000	0.0000	0.0000
	Göz. R <sup>2</sup>	0.823828	20.90039	133.8584	169.4407	176.3340
	R <sup>2</sup> Olas.	0.3641	0.0008	0.0000	0.0000	0.0000
	<b>GARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	1.6086	1.2576	1.1705	0.8579	0.7227
	F İst. Olas.	0.2047	0.2794	0.3056	0.6425	0.8648
	Göz. R <sup>2</sup>	1.6088	6.2877	11.7040	17.1740	21.7278
	R <sup>2</sup> Olas.	0.2047	0.2792	0.3054	0.6416	0.8638
XUMALI	<b>GARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.0268	0.5736	0.7677	0.6758	0.6294
	F İst. Olas.	0.8699	0.7203	0.6603	0.8538	0.9420
	Göz. R <sup>2</sup>	0.0268	2.8703	7.6835	13.5406	18.9373
	R <sup>2</sup> Olas.	0.8699	0.7200	0.6597	0.8530	0.9413
	<b>GARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	19.34396	3.965039	2.309596	1.327548	0.994276
	F İst. Olas.	0.0000	0.0014	0.0105	0.1492	0.4748
	Göz. R <sup>2</sup>	19.26761	19.76271	23.03217	26.51719	29.83633
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0000	0.0014	0.0106	0.1494	0.4741
XUSIN	<b>GARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	10.69019	2.216763	1.398629	0.871092	0.694502
	F İst. Olas.	0.0011	0.0499	0.1741	0.6254	0.8925
	Göz. R <sup>2</sup>	10.66901	11.07095	13.97674	17.43615	20.88387
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0011	0.500	0.1741	0.6245	0.8915
	<b>TARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.1471	0.9538	0.9723	0.8422	0.7008
	F İst. Olas.	0.7013	0.4448	0.4653	0.6629	0.8866
	Göz. R <sup>2</sup>	0.1471	4.7705	9.7262	16.8603	21.0735
	R <sup>2</sup> Olas.	0.7012	0.4445	0.4648	0.6620	0.8856
XUMALI	<b>TARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.5013	0.6920	0.7704	0.7325	0.6446
	F İst. Olas.	0.4789	0.6295	0.6577	0.7957	0.9321
	Göz. R <sup>2</sup>	0.5015	3.4620	7.7101	14.6724	19.3929
	R <sup>2</sup> Olas.	0.4788	0.6291	0.6571	0.7948	0.9314
	<b>TARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	9.381407	1.942856	1.283742	0.850859	0.659471
	F İst. Olas.	0.0022	0.0840	0.2333	0.6517	0.9216
	Göz. R <sup>2</sup>	9.365612	9.706036	12.83202	17.03275	19.83529
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0022	0.0840	0.2332	0.6508	0.9208
XUSIN	<b>TARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	4.820980	1.055705	0.804429	0.608159	0.501228
	F İst. Olas.	0.0282	0.3830	0.6245	0.9101	0.9894
	Göz. R <sup>2</sup>	4.817875	5.279396	8.049736	12.18789	15.09226
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0282	0.3827	0.6240	0.9095	0.9892
	<b>EGARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.8278	1.0048	1.3574	1.0484	0.8238
	F İst. Olas.	0.3630	0.4131	0.1937	0.3994	0.7383
	Göz. R <sup>2</sup>	0.8280	5.0254	13.5665	20.9682	24.7505
	R <sup>2</sup> Olas.	0.3628	0.4128	0.1937	0.3990	0.7371

Volatility Structure and Volatility Spillover of Borsa Istanbul Stock Indexes: The Case of BIST Industrial and Financial Indexes With Garch and Mgarch Models

	<b>EGARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.2651	1.0188	1.2385	0.9700	0.7809
	F İst. Olas.	0.6066	0.4046	0.2605	0.4961	0.7968
	Göz. R <sup>2</sup>	0.2652	5.0953	12.3816	19.4090	23.4683
	R <sup>2</sup> Olas.	0.6065	0.4044	0.2603	0.4954	0.7955
	<b>EGARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	17.10963	3.530361	2.296432	1.443793	1.033246
	F İst. Olas.	0.0000	0.0035	0.0110	0.0910	0.4161
	Göz. R <sup>2</sup>	17.05077	17.60490	22.90159	28.82378	30.99739
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0000	0.0035	0.0111	0.0913	0.4155
	<b>EGARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	4.578703	1.505599	1.257126	0.923550	0.690808
	F İst. Olas.	0.0324	0.1845	0.2490	0.5565	0.8958
	Göz. R <sup>2</sup>	4.576007	7.525364	12.56674	18.48173	20.77334
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0324	0.1844	0.2489	0.5557	0.8948
	<b>EGARCH (2, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	4.365213	1.283481	1.150568	0.864941	0.655761
	F İst. Olas.	0.0367	0.2679	0.3198	0.6334	0.9243
	Göz. R <sup>2</sup>	4.362855	6.416794	11.50435	17.31353	19.72420
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0367	0.2677	0.3196	0.6325	0.9235
	<b>EGARCH (2, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	6.413721	1.755281	1.377917	0.990539	0.733020
	F İst. Olas.	0.0114	0.1186	0.1837	0.4701	0.8538
	Göz. R <sup>2</sup>	6.407260	8.770838	13.77040	19.81618	22.03627
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0114	0.1186	0.1837	0.4695	0.8527
	<b>EGARCH (2, 3)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	3.217435	1.707647	1.092195	0.837221	0.642223
	F İst. Olas.	0.0729	0.1292	0.3639	0.6693	0.9338
	Göz. R <sup>2</sup>	3.216540	8.533283	10.92214	16.76079	19.31883
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0729	0.1292	0.3636	0.6684	0.9331
	<b>EGARCH (3, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	3.211256	1.043534	1.013666	0.815194	0.620237
	F İst. Olas.	0.0732	0.3901	0.4288	0.6974	0.9475
	Göz. R <sup>2</sup>	3.210368	5.218605	10.13866	16.32147	18.66029
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0732	0.3898	0.4284	0.6965	0.9468
	<b>EGARCH (3, 3)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	5.145765	1.552205	1.051258	0.784179	0.611891
	F İst. Olas.	0.0234	0.1702	0.3970	0.7358	0.9521
	Göz. R <sup>2</sup>	5.142069	7.757901	10.51375	15.70273	18.41025
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0234	0.1701	0.3966	0.7349	0.9515
	<b>PARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	1.7708	1.2766	1.6699	1.1785	0.9200
	F İst. Olas.	0.1834	0.2709	0.0817	0.2623	0.5914
	Göz. R <sup>2</sup>	1.7709	6.3828	16.6781	23.5573	27.6237
	R <sup>2</sup> Olas.	0.1833	0.2707	0.0818	0.2623	0.5904
	<b>PARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	0.0000	0.9206	1.2352	0.9510	0.7849
	F İst. Olas.	0.9976	0.4663	0.2626	0.5206	0.7915
	Göz. R <sup>2</sup>	0.0000	4.6047	12.3485	19.0303	23.5890
	R <sup>2</sup> Olas.	0.9976	0.4660	0.2624	0.5199	0.7903
	<b>PARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	17.31437	3.525309	2.107889	1.277257	0.943438
	F İst. Olas.	0.0000	0.0035	0.0208	0.1821	0.5544
	Göz. R <sup>2</sup>	17.25400	17.57981	21.03036	25.51853	28.32071
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0000	0.0035	0.0209	0.1823	0.5534
	<b>PARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	F İst.	10.83479	2.316726	1.483315	0.965664	0.741363
	F İst. Olas.	0.0010	0.0411	0.1387	0.5017	0.8446
	Göz. R <sup>2</sup>	10.81296	11.56886	14.82014	19.32075	22.28577
	R <sup>2</sup> Olas.	0.0010	0.0412	0.1388	0.5011	0.8434

Her iki endekste 1, 5, 10, 20 ve 30. gecikmeli değerler için ayrı ayrı gerçekleştirilen ARCH-LM test sonuçları incelendiğinde, XUSIN endeksinde ARCH (1) ve ARCH (2) modelleri hariç diğer modellerde değişen varyans sorununun giderildiği tespit edilmiştir. ARCH modellerinde sadece 1.gecikme değerleri serinin değişen varyans sorununu gidermekte iken; diğer gecikme değerlerinde ise değişen varyans sorunu giderilememiştir. Dolayısıyla, ARCH (1) ve ARCH (2) modelleri analiz kapsamından çıkarılmıştır. XUMALI endeksinde ise EGARCH (2, 3) ve EGARCH (3, 3) modelleri hariç diğer modellerde değişen varyans sorununun giderilemediği

belirlenmiştir. Bu bağlamda XUMALI endeksi için sadece EGARCH (2, 3) ve EGARCH (3, 3) modelleri geçerlidir.

Değişen varyans varsayımı sonrasında ilgili modellerin otokorelasyon sorununa da çözüm getirmesi beklenmektedir. Bu doğrultuda tekrar otokorelasyon sınaması gerçekleştirilmiştir. Test sonuçları Tablo 10’da sunulmaktadır.

**Tablo 10: Korelogram Test Sonuçları**

Endeks	ARCH (1)	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
XUSIN	AC	-0.008	0.101	0.165	0.063	0.082
	PAC	-0.008	0.088	0.149	0.018	0.048
	Q İsta.	0.2703	141.56	303.66	478.10	576.57
	Olas.	0.603	0.000	0.000	0.000	0.000
	<b>ARCH (2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	AC	-0.002	0.049	0.178	0.039	0.045
	PAC	-0.002	0.052	0.178	-0.001	0.032
	Q İsta.	0.0234	29.708	182.80	248.31	276.54
	Olas.	0.878	0.000	0.000	0.000	0.000
	<b>ARCH (1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
AC	-0.000	0.088	0.131	0.082	0.056	
PAC	-0.000	0.072	0.106	0.039	0.012	
Q İsta.	-0.0002	161.97	315.82	534.96	667.57	
Olas.	0.988	0.000	0.000	0.000	0.000	
<b>ARCH (2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
AC	0.001	0.059	0.138	0.046	0.035	
PAC	0.001	0.063	0.134	0.015	0.012	
Q İsta.	0.0033	47.279	153.19	242.72	293.81	
Olas.	0.954	0.000	0.000	0.000	0.000	
<b>ARCH (3)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
AC	0.014	0.038	0.156	0.030	0.018	
PAC	0.014	0.036	0.156	0.001	0.008	
Q İsta.	0.8243	21.691	136.92	183.99	208.52	
Olas.	0.364	0.001	0.000	0.000	0.000	
XUMALI	<b>GARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	AC	0.019	-0.015	0.014	-0.006	0.005
	PAC	0.019	-0.014	0.014	-0.005	0.005
	Q İsta.	1.6103	6.1744	11.833	18.046	22.371
	Olas.	0.204	0.290	0.296	0.584	0.840
	<b>GARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	AC	0.002	-0.012	0.013	-0.008	0.003
	PAC	0.002	-0.012	0.013	-0.007	0.003
	Q İsta.	0.0269	2.8700	7.7096	14.069	19.169
	Olas.	0.870	0.720	0.657	0.827	0.936
<b>GARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
AC	0.066	-0.008	0.010	0.002	-0.006	
PAC	0.066	-0.008	0.010	-0.000	-0.007	
Q-İstatistik	19.282	19.778	23.663	27.862	31.188	
Olasılık	0.000	0.001	0.009	0.113	0.406	
<b>GARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
AC	0.049	-0.006	0.010	0.002	-0.006	
PAC	0.049	-0.006	0.010	0.000	-0.007	
Q İsta.	10.677	11.230	14.534	18.514	21.934	
Olas.	0.001	0.047	0.150	0.554	0.856	
XUSIN	<b>TARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	AC	0.006	-0.014	0.014	-0.005	0.009
	PAC	0.006	-0.013	0.014	-0.003	0.009
	Q İsta.	0.1473	4.7781	9.7606	17.496	21.480
	Olas.	0.701	0.444	0.462	0.621	0.872
	<b>TARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
	AC	-0.011	-0.011	0.014	-0.006	0.006
	PAC	-0.011	-0.012	0.014	-0.005	0.006
	Q İsta.	0.5020	3.4428	7.6116	14.874	19.321
	Olas.	0.479	0.632	0.667	0.784	0.933
<b>TARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
AC	0.046	-0.007	0.008	0.003	-0.005	
PAC	0.046	-0.006	0.008	0.001	-0.005	
Q İsta.	9.3726	9.7834	13.300	17.953	20.751	
Olas.	0.002	0.082	0.207	0.590	0.896	
<b>TARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	

Volatility Structure and Volatility Spillover of Borsa Istanbul Stock Indexes: The Case of BIST Industrial and Financial Indexes With Garch and Mgarch Models

	AC	0.033	-0.005	0.008	0.003	-0.005	
	PAC	0.033	-0.004	0.009	0.001	-0.006	
	Q İsta.	4.8215	5.3753	8.4023	12.826	15.700	
	Olas.	0.028	0.372	0.590	0.885	0.985	
XUSIN	<b>EGARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.014	-0.009	0.034	0.002	0.008	
	PAC	0.014	-0.009	0.034	0.003	0.008	
	Q İsta.	0.8288	4.9584	13.596	21.638	25.264	
	Olas.	0.363	0.421	0.192	0.360	0.712	
	<b>EGARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	-0.008	-0.004	0.031	-0.001	0.006	
	PAC	-0.008	-0.005	0.032	0.000	0.007	
	Q İsta.	0.2655	5.0310	12.088	19.354	23.495	
	Olas.	0.606	0.412	0.279	0.499	0.794	
	<b>EGARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.062	-0.004	0.025	0.006	-0.005	
	PAC	0.062	-0.003	0.025	0.002	-0.005	
	Q İsta.	17.064	18.026	23.729	30.378	32.400	
Olas.	0.000	0.003	0.008	0.064	0.349		
XUMALI	<b>EGARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.032	-0.001	0.026	0.005	-0.005	
	PAC	0.032	-0.001	0.027	0.003	-0.006	
	Q İsta.	4.5794	7.8419	12.972	19.164	21.286	
	Olas.	0.032	0.165	0.225	0.511	0.879	
	<b>EGARCH (2, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.032	0.000	0.027	0.004	-0.005	
	PAC	0.032	-0.000	0.028	0.002	-0.006	
	Q İsta.	4.3660	6.7018	11.821	17.858	20.070	
	Olas.	0.037	0.244	0.297	0.597	0.915	
	<b>EGARCH (2, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.038	-0.003	0.025	0.005	-0.005	
	PAC	0.038	-0.003	0.026	0.003	-0.006	
	Q İsta.	6.4120	9.1028	14.285	20.717	22.773	
	Olas.	0.011	0.105	0.160	0.414	0.824	
	<b>EGARCH (2, 3)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.027	0.001	0.017	0.004	-0.005	
	PAC	0.027	-0.000	0.018	0.003	-0.007	
	Q İsta.	3.2189	8.8363	11.182	17.062	19.394	
	Olas.	0.073	0.116	0.343	0.649	0.931	
	<b>EGARCH (3, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.027	0.001	0.026	0.04	-0.005	
	PAC	0.027	0.001	0.026	0.002	-0.006	
	Q İsta.	3.2127	5.4370	10.372	16.697	18.802	
Olas.	0.073	0.365	0.409	0.673	0.944		
<b>EGARCH (3, 3)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30		
AC	0.034	0.000	0.015	0.004	-0.005		
PAC	0.034	0.000	0.015	0.002	-0.006		
Q İsta.	5.1462	8.0750	10.981	16.496	19.062		
Olas.	0.023	0.152	0.359	0.685	0.939		
XUSIN	<b>PARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.020	-0.010	0.039	-0.001	0.006	
	PAC	0.020	-0.009	0.039	-0.000	0.007	
	Q İsta.	1.7725	6.2569	16.730	24.481	28.442	
	Olas.	0.183	0.282	0.081	0.222	0.547	
	<b>PARCH (1, 2)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
	AC	0.000	-0.006	0.032	-0.003	0.004	
	PAC	0.000	-0.007	0.033	-0.002	0.005	
	Q İsta.	0.0009	4.5695	12.133	19.302	23.925	
	Olas.	0.998	0.471	0.276	0.502	0.775	
	XUMALI	<b>PARCH (1, 1)</b>	Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30
		AC	0.063	-0.007	0.012	0.003	-0.006
		PAC	0.063	-0.006	0.013	0.000	-0.006
		Q İsta.	17.267	17.763	21.710	26.785	29.694
Olas.		0.000	0.003	0.017	0.141	0.481	
<b>PARCH (1, 2)</b>		Gec.1	Gec.5	Gec.10	Gec.20	Gec.30	
AC		0.050	-0.004	0.014	0.003	-0.006	
PAC		0.050	-0.004	0.015	0.001	-0.007	
Q İsta.		10.821	11.893	15.456	20.360	23.432	
Olas.		0.001	0.036	0.116	0.436	0.797	

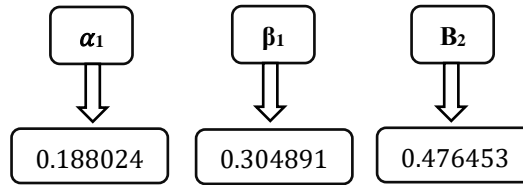
1, 5, 10, 20 ve 30. gecikmeli değerler için ayrı ayrı hesaplanan Q istatistik ve anlamlılık düzeyleri incelendiğinde, XUSIN endeksi için ARCH (1) ve ARCH (2) modelleri hariç diğer modellerde otokorelasyon sorununun giderildiği tespit edilmiştir. ARCH modellerinde sadece 1.gecikme değerleri serinin otokorelasyon sorununu gidermekte iken; diğer gecikme değerlerinde ise otokorelasyon sorunu giderilememiştir. Dolayısıyla, değişen varyans ve otokorelasyon sorunları doğrultusunda ARCH (1) ve ARCH (2) modelleri analiz kapsamından çıkarılmıştır. XUMALI endeksinde ise EGARCH (2, 3) ve EGARCH (3, 3) modellerinde ilgili tüm gecikme değerleri için otokorelasyon sorununun giderildiği tespit edilmiştir. Bu doğrultuda XUMALI endeksi için EGARCH (2, 3) ve EGARCH (3, 3) modelleri analize dâhil edilmiştir.

Endekslerin volatilite modellemesinde en uygun modeli belirleyebilmek için Theil Eşitsizlik Katsayısı (TIC), Ortalama Mutlak Hata (MAE) ve Kök Ortalama Kare Hata (RMSE) değerleri hesaplanmıştır. Çalışmada, TIC değerleri volatilite model seçimi için esas alınmıştır. Test sonuçları Tablo 11’de gösterilmektedir.

**Tablo 11: Volatilite Modeli Karşılaştırma Sonuçları**

Endeks	Modeller	TIC	RMSE	MAE
XUSIN	ARCH (1)	0.942497	1.614267	1.117685
	ARCH (2)	0.933508	1.614666	1.117387
	GARCH (1, 1)	0.927812	1.615021	1.117295
	GARCH (1, 2)	0.926264	1.615131	1.117288
	TARCH (1, 1)	0.941796	1.614292	1.117655
	TARCH (1, 2)	0.940527	1.614339	1.117602
	EGARCH (1, 1)	0.939499	1.614379	1.117561
	EGARCH (1, 2)	0.937668	1.614458	1.117495
	PARCH (1, 1)	0.940355	1.614345	1.117595
	PARCH (1, 2)	0.939637	1.614374	1.117567
XUMALI	EGARCH (2, 3)	0.979422	2.209112	1.568269
	EGARCH (3, 2)	0.981096	2.209123	1.568239

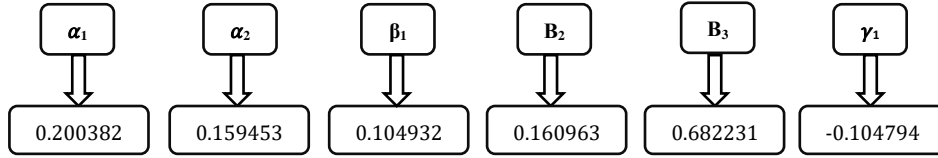
Tablo 11’de yer alan hesaplanmış TIC katsayıları değerlendirildiğinde GARCH (1,2) modeli XUSIN endeksi için en uygun model olarak tespit edilmiştir. Belirlenen bu model, 1 ARCH 2 GARCH etkisi taşımaktadır. GARCH (1,2) modeline ilişkin katsayılar aşağıdaki gibi tespit edilmiştir.



GARCH modelinin geçerli olabilmesi için  $\alpha_i$  ve  $\beta_i$  katsayıların sıfırdan büyük ya da eşit olması gereklidir. Modelde ARCH terimi kısa dönem koşullu varyansı ifade ederken, GARCH terimi ise uzun dönem koşullu varyansı ifade etmektedir. GARCH (1,2) modeli için katsayı toplamı ( $\alpha_1 + \beta_1 + \beta_2$ ) 0.969368 olarak hesaplanmıştır. Bu bağlamda XUSIN endeksinde volatiliteye etki eden şoklar kalıcı bir etki yaratmamaktadır. Diğer bir ifadeyle, Sınai Endekste meydana gelebilecek bir şok, endeksi uzun vadede etkilememekte ve kısa vadede ortadan kalkmaktadır. Dolayısıyla, Sınai endekste faaliyet gösteren firmaların olası finansal sıkıntılara ve krizlere karşı dirençli oldukları söylenebilir. Model katsayıları daha ayrıntılı incelendiğinde geçmiş dönem şoklarını temsil eden  $\alpha_1$ : 0.188024 olarak hesaplanırken, mevut dönemden hemen bir önceki dönemdeki şokları ifade eden  $\beta_{1,2}$  katsayıları: 0.781344 olarak hesaplanmıştır. Bu durum XUSIN endeksine etki eden şokların %18.8’inin geçmiş dönem şoklardan kaynaklandığını gösterirken, %78.13’ünün de bir önceki dönemde meydana gelen şoklardan kaynaklandığı belirlenmiştir. Dolayısıyla XUSIN endeksi volatilitesinin yoğunlukla bir önceki dönem şoklardan etkilendiği tespit edilmiştir.

$(\alpha_1 + \beta_1)$  ölçüsü, volatilitenin ısrarcılığının bir göstergesidir. Diğer bir deyişle, şokun etkisinin gelecekte ne kadar süre devam ettiğini göstermektedir. HL (halflife) ölçüsü  $HL = \ln(0.5) / \ln(\alpha_1 + \beta_1)$  formülü ile hesaplanabilmektedir. HL ölçüsü, şokun süresine ek olarak şoku atma göstergesi olarak da kabul edilmektedir. Bu doğrultuda XUSIN endeksindeki bir şokun yaklaşık 22.28 günlük etkisi olduğu belirlenmiştir.

TIC katsayıları XUMALI endeksi için değerlendirildiğinde, EGARCH (2, 3) modeli XUMALI endeksi için en uygun model olarak tespit edilmiştir. Belirlenen bu model, 2 ARCH, 3 GARCH etkisi taşımaktadır. EGARCH (2, 3) modeline ilişkin katsayılar aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.



Asimetrikliği ve kaldıraç etkisini dikkate alan EGARCH modelinde tüm parametreler logaritmik olarak ifade edilmektedir. Dolayısıyla, GARCH modelinde olduğu gibi  $\alpha_i$  ve  $\beta_i$  katsayılarının sıfırdan büyük ya da eşit olması gerekmemektedir.  $\gamma_i$  katsayısının ise sıfırdan küçük olması durumunda kaldıraç etkisinin varlığı ortaya çıkarılmaktadır. EGARCH (2, 3) modeline ilişkin hesaplanan katsayılar doğrultusunda, XUMALI endeks getirisinde ortaya çıkan negatif şok pozitif şoktan daha fazla etki etmektedir. Dolayısıyla şokların getiri volatilitesi üzerinde asimetrik etkide bulunduğu ifade edilebilir. Endekste ortaya çıkan şokun etkisi ise yaklaşık 25.81 gün sürmektedir.

Endekslerdeki volatilitenin belirlenmesinin ardından volatilitenin yayılma etkisine hangi piyasanın öncül etki yaptığı ise çok değişkenli MGARCH modelleri aracılığıyla tespit edilebilmektedir. Diagonal VEC, Diagonal BEKK ve CCC (Constant Conditional Correlations) Sabit Koşullu Korelasyon modelleri, çok değişkenli MGARCH modelleridir. Çalışmada her üç yöntemle ilişkin bulgular değerlendirmeye alınmakla birlikte, MGARCH modeli tahmininde Bollerslev (1990) tarafından geliştirilen koşullu kovaryansın değişken, koşullu korelasyonların sabit olduğu varsayımı doğrultusunda tahminleme gerçekleştiren CCC yaklaşımı endeksler arasındaki volatilitenin taşınımının incelenmesinde kullanılmıştır. Çok değişkenli GARCH modellerinin geçerli olabilmesi için birtakım kısıtların sağlanması gerekmektedir. Durağan bir yapı sağlayabilmek için alfa ve beta ( $\alpha + \beta$ ) katsayılarının toplamı 1'den küçük olmalıdır. Bunun yanı sıra, ortalama (M), alfa ve beta katsayılarının da 0'dan büyük olması gerekmektedir. CCC modelinde elde edilen bulgulara değinmeden önce endeksler arasındaki korelasyon ilişkisi incelenebilmektedir. Tablo 12'de her iki endeks serisi için fiyat ve getiri üzerinden Spearman korelasyon katsayılarına yer verilirken, Şekil 3'te ise Scatter (serpilme) diyagramlarına yer verilmiştir.

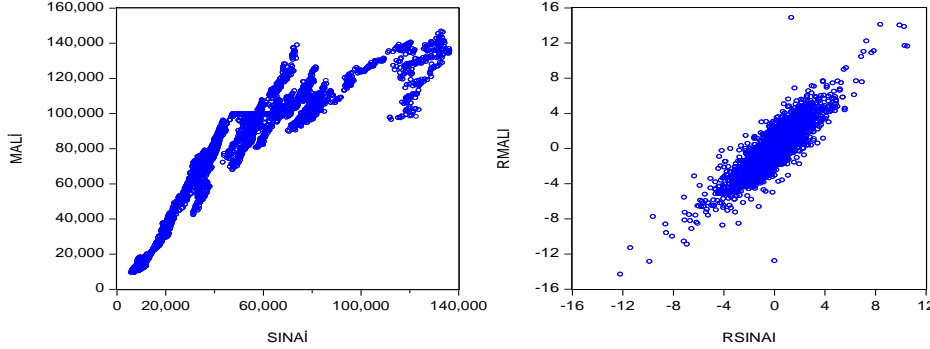
**Tablo 12:** Spearman Korelasyon Katsayıları

Korelasyon Olasılık	Getiri Serisi		Korelasyon Olasılık	Fiyat Serisi	
	MALI	SINAI		MALI	SINAI
MALI	1.000000		MALI	1.000000	
	-----			-----	
SINAI	0.824158	1.000000	SINAI	0.971204	1.000000
	0.0000	-----		0.0000	-----

Korelasyon analizinde XUMALI ile XUSIN arasında beklenildiği gibi yüksek düzeyde pozitif ilişki tespit edilmiştir. Dolayısıyla bu iki endeksin etkileşim içerisinde olduğunu söylemek mümkündür. Diğer bir deyişle, XUMALI endeksinde olası bir artış ya da azalış XUSIN endeksinde de benzer bir etki yaratacağı öngörülmektedir. İki endeks arasında ilişki düzeyi zayıf ise serpilme diyagramında noktaların saçılımı rassal ve dağınık olmaktadır. Buna karşın endeksler arasında kuvvetli bir ilişki söz konusu ise noktaların saçılımı doğrusal olmaktadır. Şekil 3'teki

endekslerin kapanış fiyatları ve getirileri esas alınarak oluşturulmuş serpilme diyagramları incelendiğinde, mali endeks ile sınai endeks arasında pozitif ve doğrusal bir ilişkinin olduğu gözlemlenebilmektedir

**Şekil 3:** Endeks Kapanış Fiyatları ve Getirileri Arasındaki Dağılımı Gösteren Scatter (Serpilme) Diyagramı



MGARCH modelleri kullanılarak iki endeks arasındaki etkileşim ve volatilite taşınımı incelenebilmektedir. Tablo 13’de Diagonal VECH, Diagonal BEKK ve CCC modelleri ile volatilite taşınımı analiz edilmiştir.

**Tablo 13:** MGARCH Tahmin Sonuçları

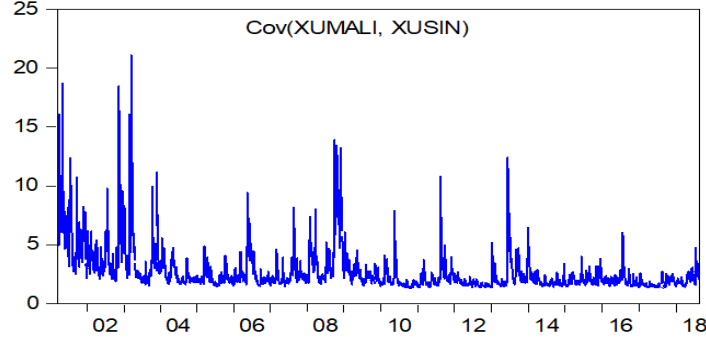
Dönüştürülmüş Varyans Katsayıları					
GARCH = M + A1*RESID(-1)*RESID(-1)*A1 + B1*GARCH(-1)*B1					
		Katsayı	Std. Hata	z-İstatistik	Olasılık
Diagonal BEKK	M	0.034777	0.002173	16.00266	0.0000
	ARCH(mali,mali)	0.234857	0.004985	47.10993	0.0000
	ARCH(sinai, sinai)	0.280235	0.005679	49.34835	0.0000
	GARCH(mali,mali)	0.971324	0.000989	982.5876	0.0000
	GARCH(sinai, sinai)	0.956619	0.001595	599.6764	0.0000
Dönüştürülmüş Varyans Katsayıları					
GARCH = M + A1.*RESID(-1)*RESID(-1)' + B1.*GARCH(-1)					
		Katsayı	Std. Hata	z-İstatistik	Olasılık
Diagonal VECH	M	0.034777	0.002173	16.00266	0.0000
	ARCH(mali,mali)	0.055158	0.002342	23.55497	0.0000
	ARCH(mali,sinai)	0.065815	0.002573	25.57841	0.0000
	ARCH(sinai, sinai)	0.078532	0.003183	24.67417	0.0000
	GARCH(mali,mali)	0.943470	0.001920	491.2938	0.0000
	GARCH(mali,sinai)	0.929187	0.002377	390.8405	0.0000
GARCH(sinai, sinai)	0.915120	0.003052	299.8382	0.0000	
Dönüştürülmüş Varyans Katsayıları					
GARCH(i) = M(i) + A1(i)*RESID(i)(-1)^2 + B1(i)*GARCH(i)(-1)					
COV(i,j) = R(i,j)*@SQRT(GARCH(i)*GARCH(j))					
		Katsayı	Std. Hata	z-İstatistik	Olasılık
CCC	M(mali)	0.343053	0.025234	13.59484	0.0000
	ARCH(mali)	0.080918	0.004304	18.79973	0.0000
	GARCH(mali)	0.837166	0.009116	91.83582	0.0000
	M(sinai)	0.194516	0.010737	18.11564	0.0000
	ARCH(sinai)	0.106325	0.005772	18.42128	0.0000
	GARCH(sinai)	0.802158	0.008360	95.94924	0.0000
	Rho (Mali, sinai)	0.838169	0.003785	221.4173	0.0000

MGARCH modellerinde elde edilen bulgular incelendiğinde, Diagonal BEKK modelinin ( $\alpha+\beta$ ) katsayıları toplamının 1’den büyük olduğu hesaplanmıştır. Dolayısıyla Diagonal BEKK modeli sonuçlarının yorumlanabilmesi mümkün değildir. Diagonal VECH ve CCC modelleri ise kısıtları sağlamaktadır. Bu doğrultuda Diagonal VECH sonuçları değerlendirildiğinde, XUMALI ve XUSIN endeks getirilerinin hem kendi şoklarından hem de birbirlerinin şoklarından etkilendiğini söylemek mümkündür.

CCC-MGARCH modelinde ARCH parametreleri sistemdeki şokun şiddetini gösterirken, GARCH parametreleri ise sistemdeki şokun kalıcılığını ifade etmektedir. XUMALI endeksine ait ARCH parametresinin (0.080918), XUSIN endeksine ait ARCH parametresinin (0.106325) olduğu hesaplanmıştır. Bu bağlamda XUSIN endeksine meydana gelen bir şokun XUMALI endeksine meydana gelen bir şoktan daha büyük olduğunu söylemek mümkündür. Diğer taraftan, XUMALI endeksine ait GARCH parametresinin (0.837166), XUSIN endeksine ait GARCH parametresinin (0.802158) olduğu da hesaplanmıştır. XUMALI endeksi GARCH parametresinin XUSIN endeksi GARCH parametresinden büyük olması, sistemdeki şokun etkisinin XUMALI endeksine daha çok kaldığı ve uzun hafıza özelliği gösterdiğine işaret etmektedir. Rho parametresi, XUMALI ve XUSIN endekslerinin ortak varyansı hakkında bilgi vermekle birlikte iki endeks arasındaki volatilitelere yayılımını diğer bir ifadeyle volatilitelere taşınımını da ifade etmektedir. Rho katsayısının pozitif olması iki endeks arasında pozitif volatilitelere taşınımını anlamına gelmektedir. Rho katsayısının anlamlı ve pozitif olarak hesaplanması, XUMALI endeksinden XUSIN endeksine doğru pozitif yönde bir volatilitelere taşınımına işaret etmektedir. Aşağıdaki Şekil 4'te CCC-MGARCH modeline ilişkin koşullu kovaryansları gösterilmektedir.

#### Şekil 4: CCC-MGARCH Modeli Koşullu Kovaryans

Grafiği



CCC-MGARCH modeline ilişkin koşullu kovaryans grafiği incelendiğinde, ortak varyansın 2002-2004, 2007-2010 ve 2012-2014 dönemlerinde pozitif yönde oynaklık sergilediği ancak bu oynaklığın 2014 yılından sonra azaldığı gözlemlenmektedir.

#### 4. Sonuç

Volatilitelere, zaman serilerindeki riski ayrıntılı bir şekilde ortaya çıkarmaya yarayan bir yaklaşımdır. Diğer bir ifadeyle, zaman serisinin ortalama değerden sapmasına ilişkin bir ölçü olarak ifade edilebilmektedir (Gujurati, 2011, s.240). Finansal zaman serilerinde meydana gelen büyük değişimler büyük değişimleri, küçük değişimler ise küçük değişimleri izlemektedir. Bu durum volatilitenin en belirgin göstergelerindedir. Bu bağlamda serilerdeki riskin belirlenmesi yatırım kararlarında önemli bir faktör konumundadır.

Çalışmada, Borsa İstanbul Sınai ve Mali endekslerinin volatilitelere yapılarını ortaya çıkarmak ve iki endeks arasındaki volatilitelere yayılımını tespit etmek hedeflenmiştir. Bu bağlamda serilere ait ARMA modeli belirlenmiş ve endekslerin simetrik-asimetrik durumları ARCH, GARCH, EGARCH, PARARCH ve TARARCH modelleri ile araştırılmıştır. Bunun yanı sıra endeksler arasındaki volatilitelere yayılımı, çok değişkenli MGARCH modeli ile analiz edilmiştir.

Analiz sonucunda, sınai endeksin volatilitelere yapısının GARCH(1,2) modeli ile; mali endeksin volatilitelere yapısının ise EGARCH(2,3) modeli ile açıklandığı belirlenmiştir. Buna göre sınai endeksine volatilitelere etki eden şokların kalıcı bir etki yaratmadığı, volatilitenin yoğunlukla bir önceki dönem şoklardan kaynaklandığı ve sınai endeksine gelen bir şokun etkisinin 22.28 gün sürdüğü tespit edilmiştir. Diğer taraftan mali endekste kaldıraç etkisinin geçerli olduğu ve asimetrik şokların etkisinin 25.81 gün sürdüğü ortaya çıkarılmıştır. Volatilitelere modellemesine ilişkin çalışmada elde edilen bulgular, Pederzoli (2006), Alberg ve diğerleri (2008), Korkmaz ve

Çevik (2012) tarafından gerçekleştirilen çalışmalarda ulaşılan bulgular ile benzerlik gösterdiği söylenebilir. Yatırımcılar açısından bu durum, volatilitenin ortaya koyduğu riski somut bir şekilde değerlendirmelerini sağlamaktadır. Bunun yanı sıra yatırımcılar, kaldırıcı etkisi doğrultusunda meydana gelen negatif şokların etkisini en aza indirebilmek amacıyla, volatilite ısrarcılığı düşük düzeyde olan yatırımlara yönelebilmektedirler. Diğer taraftan, mali endekste piyasa gelen olumsuz haberlerin riski artırarak volatiliteye sebep olması, bilginin pay fiyatlarına tam olarak yansımadığı ve piyasanın etkin olmadığı anlamına da gelebilmektedir.

Endeksler arasındaki volatilite yayılımının analiz edildiği MGARCH modeli sonucunda ise sınai endeksinde meydana gelen bir şokun, mali endekste gerçekleşen bir şoktan daha büyük olduğu, sistemdeki şokun etkisinin mali endekste daha çok kaldığı ve uzun hafıza özelliği gösterdiği belirlenmiştir. Bunun yanı sıra mali endeksten sınai endeksine doğru pozitif yönde bir volatilite yayılımının varlığı da tespit edilmiştir. Volatilite yayılımına dair elde edilen bulguların Duran ve Şahin (2006) tarafından yapılan çalışmada ulaşılan bulgular ile benzerlik gösterdiği söylenebilir. Reel sektör firmaları yatırım finansmanında ağırlık olarak bankalardan ve mali sektör içerisindeki kurumlardan faydalanmaktadır. Bu doğrultuda mali sektörde meydana gelebilecek bir şokun ya da oynaklığın reel sektörü doğrudan etkileyebileceği de söylenebilir.

Bu çalışmada elde edilen bulguların, yerli ve yabancı yatırımcılar açısından alınacak yatırım kararlarında finansal piyasalardaki oynaklık ve bu doğrultuda ortaya çıkabilecek risk faktörüne ilişkin yol gösterici nitelikte olduğu düşünülmektedir. Çalışma, farklı BIST endekslerinin ve/veya diğer ülkelerin finansal piyasalarının analize dâhil edilmesi suretiyle sonraki çalışmalarda geliştirilebilir.

#### **Kaynakça**

- Aityan, S. K., Ivanov-Schitz, A. K., & Izotov, S. S. (2010). Time-shift asymmetric correlation analysis of global stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 20(5), 590-605.
- Angabini, A., & Wasiuzzaman, S. (2011). Impact of the global financial crisis on the volatility of the Malasian stock market. *IPEDR*, 3(84), 79-84.
- Başçı, E. S. (2012). İMKB mali ve sınai endekslerinin 2002-2010 dönemi için günlük oynaklığının karşılaştırmalı analizi. *İşletme Fakültesi Dergisi*, 12(2), 187-199.
- Baykut, E., & Kula, V. (2018). Borsa İstanbul pay endekslerinin volatilite yapısı: BİST-50 örneği (2007-2016 yılları). *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(1), 279- 303.
- Bayramoğlu, M. F., & Abasız, T. (2017). Gelişmekte olan piyasa endeksleri arasında volatilite yayılım etkisinin analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Nisan, 183-200.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307 -327.
- Cheong, C. W., Nor, A. H., & Isa, Z. (2007). Asymmetry and long-memory volatility: Some empirical evidence using GARCH. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 373, 651-664.
- Çağıl, G., & Okur, M. (2010). 2008 küresel krizinin İMKB Hisse senedi piyasası üzerindeki etkilerinin GARCH modelleri ile analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 28(1), 573-585.
- Demireli, E., Akkaya, C. G., & İbaş, E. (2010). Finansal piyasa etkinliği: S&P 500 üzerinde bir uygulama. *Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(11), 53-67.

- Demirgil, H., & Gök, İ. Y. (2014). Türkiye ve başlıca AB pay piyasaları arasında asimetrik volatilité yayılımı. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 23, 315-340.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057- 1072.
- Duran, S., & Şahin, A. (2006). İMKB hizmetler, mali, sınai ve teknoloji endeksleri arasındaki ilişkinin belirlenmesi. *Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 1, 57-70.
- Dutta, A. (2018). Impacts of oil volatility shocks on metal markets: A research note. *Resources Policy*, 55, 9-19.
- Efimova, O., & Serletis, A. (2014). Energy markets volatility modelling using GARCH. *Energy Economics*, 43, 264-273.
- Ekim, S., & Koy, A. (2016). Borsa İstanbul sektör endekslerinin volatilité modellemesi. *Trakya Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 1-13.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- Ewing, B. T., & Malik, F. (2016). Volatility spillovers between oil prices and the stock market under structural breaks. *Global Finance Journal*, 29, 12-23.
- Fujii, E. (2005). Intra-and inter regional causal linkages of emerging stock markets: Evidence from Asia and Latin America in and out of crises. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 315- 342.
- Güriş, S., & Saçaklı Saçıldı, İ. (2011). İstanbul menkul kıymetler borsasında hisse senedi getiri volatilitésinin klasik ve Bayesyen GARCH modelleri ile analizi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(2), 153-172.
- Huo, R., & Ahmed, A. D. (2017). Return and volatility spillovers effects: Evaluating the impact of Shanghai-Hong Kong stock connect. *Economic Modelling*, 61, 260-272.
- Korkmaz, T., & Çevik, E. İ. (2009). Zımni volatilité endeksinden gelişmekte olan piyasalara yönelik volatilité yayılma etkisi. *Journal of BRSA Banking & Financial Markets*, 3(2), 87-105.
- Kurt Cihangir, Ç., & Uğurlu, E. (2013). Yatırım aracı olarak altın: 2004-2012 dönemi Türkiye örneğinde oynaklık incelemesi. *İstanbul Finans Kongresi*.
- Li, Y. G., & David, E. (2015). Modelling volatility spillover effects between developed stock markets and Asian emerging stock markets. *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 155–177.
- Mazıbaş, M. (2005). İMKB piyasalarındaki volatilitenin modellenmesi ve öngörülmesi: Asimetrik GARCH modelleri ile bir uygulama. *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, 26-27 Mayıs, 1-29.
- Mulyadi, M. S. (2009). Volatility spillover in Indonesia, USA, and Japan capital market. *MPRA Paper No. 16914*.
- Özden, Ü. H. (2008). İMKB bileşik 100 endeksi getiri volatilitésinin analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(13), 339-350.

- Pederzoli, C. (2006). Stochastic volatility and GARCH: A comparison based on UK stock data. *European Journal of Finance*, 12(1), 41-59.
- Sok, G., Chan, K., & Mohd Zaini, A. (2010). Volatility spillovers of the major stock markets in ASEAN-5 with the US and Japanese stock markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 44, 156-168.
- Şahin, Ö., Öncü, M. A., & Sakarya, Ş. (2015). BİST 100 ve kurumsal yönetim endeksi volatiliteilerinin karşılaştırmalı analizi. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(2), 107-126.
- Todorov, G., & Bidarkota, P. (2013). International financial spillovers to frontier markets. *Int. J. Economics and Business Research*, 5(4), 433-452.
- Tuna, K., & İsabetli, İ. (2014). Finansal piyasalarda volatilite ve BİST-100 örneği. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 27, 21 – 31.
- Verma, P., & Jackson, D. (2012). The dynamic relationship between ADRS, interest rates, exchange rates and their spillover effects. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 6(6), 1-26.
- Yalçın, Y. (2007). Stokastik oynaklık modeli ile istanbul menkul kıymetler borsasında kaldıraç etkisinin incelenmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(2), 357-365.
- Zakaria, Z., & Shamsuddin, S. (2012). Empirical evidence on the relationship between stock market volatility and macroeconomics volatility in Malaysia. *Journal of Business Studies Quarterly*, 4(2), 61-71.