

# Koşullu Değişen Varyans Modelleri ile BİST 100 Endeks Getirisi ve Altın Getiri Serisi Volatilitésinin Tahmini

*Estimating the Volatility of BIST 100 Index Return and Gold Return Index with Conditional Heteroscedasticity Models*

**Mustafa KARABACAK**

Araş. Gör., Uşak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, (mustafa.karabacak@usak.edu.tr)

**Oytun MEÇİK**

Araş. Gör. Dr., Uşak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, (oytun.mecik@usak.edu.tr)

**Erhan GENÇ**

Araş. Gör., Uşak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, (erhan.genc@usak.edu.tr)

## ÖZET

### Anahtar Kelimeler:

Koşullu Değişen  
Varyans Modelleri,  
BİST 100 Endeks  
Getirisi, Altın Getirisi,  
Volatilité.

Finansal piyasalarda volatilitenin tahmin edilebilir bir kavram olması, volatilitéyi modelleyen birçok yöntemin ortaya çıkması ile sonuçlanmıştır. ARCH/GARCH sınıfı koşullu değişen varyans modelleri, özellikle yüksek frekanslı finansal verilere gösterdiği uyum nedeniyle ön plana çıkan modelleme teknikleridir. Özellikle finansal kararların, risk ve getiri bağlamında değerlendirilmesinin gerekliliği, bu tür modellerin önem kazanmasında rol oynamıştır. BİST 100 endeksi ve altın fiyatları, hem yatırım aracı olarak hem de makroekonomik gelişmelerin bir barometresi olarak görev yapan göstergeler konumundadır. Bu çalışma, BİST 100 endeks getirisi ve altın getirisi volatilitésinin modellenmesi amacıyla en uygun koşullu değişen varyans modellerinin belirlenmesini amaçlamaktadır. Bu amaçla, çalışmada 3 Ocak 2003-11 Eylül 2013 tarihleri arasındaki kapanış fiyatlarına göre günlük BİST-100 endeksi serisi ve 3 Ocak 2005-10 Eylül 2013 tarihleri arasındaki günlük altın borsası işlemleri, ağırlıklı ortalama fiyat (TL/KG) verileri kullanılmıştır. Çalışmada, BİST 100 endeks volatilitésini için en uygun model TARARCH(1,1) modeli olarak belirlenmiştir. Bu model, BİST 100 endeks getirisi serisi üzerinde asimetric etkilerin olduğunu göstermektedir. Çalışmada, altın getiri serisinin volatilitésinin ölçülmesi için en uygun model ise GARCH(1,1) modelidir.

## ABSTRACT

### Keywords:

Conditional  
Heteroscedasticity  
Models, BIST 100  
Index Return, Gold  
Return, Volatility.

Interest on volatility in financial markets has resulted in the emergence of many volatility modeling methods. ARCH/GARCH class conditional heteroscedasticity modeling come to the fore, especially in high-frequency financial data modeling techniques, due to the alignment shown. Financial decisions, in particular, the need for evaluation of risk and return have played an important role in gaining importance of such models. BIST 100 index and gold prices are both investment instruments and indicators that act as a barometer of macroeconomic developments. This study aims to define the most appropriate conditional heteroscedasticity models for modeling the volatility of BIST 100 index return and gold returns. For this purpose, in this study, daily closing market prices data of BIST-100 index between the dates of 3th January 2003-11th September 2013 and the weighted average prices data of daily gold exchange transactions between the dates of 3th January 2005-10th September 2013 are used. According the results of the study; the most appropriate model for estimating the volatility of BIST 100 index return is TARARCH(1,1). The findings concerning the BIST 100 index return show that there are some asymmetric effects on the volatility of the index return. Also the results show that the most appropriate model for gold returns index volatility is GARCH(1,1).

## 1. GİRİŞ

Günümüzde bilgi ve iletişim teknolojilerinin yaşamın her alanında ön plana çıkması, küreselleşme olgusunun, hem günlük yaşamı hem de tüm ekonomik ilişkileri etkisi altına almasında önemli rol oynamaktadır. Bu süreçte, ekonomik ilişkiler hem uluslararası bir nitelik kazanmış hem de hızlanmıştır. Böylece ekonomideki yatırım araçları da çeşitlenmiş ve bu yatırım araçlarının makroekonomik etkileşimleri daha karmaşık bir hal almıştır.

Küreselleşen ekonomik koşullarda, sermaye piyasaları, ekonomi ile birlikte gelişmesi arzu edilen bir yatırım sahası olarak giderek önem kazanmıştır. Pek tabii, geleneksel bir yatırım aracı olan altının da bu yeni koşullara adaptasyonu ile önceden

beri sürdürdüğü bir ekonomik gösterge olma özelliği pekişmiştir. Dolayısıyla gerek sermaye piyasalarındaki gerekse altındaki volatilitenin ölçülmesi, karmaşık ekonomik ilişkiler dâhilindeki önemini artırmıştır.

Bu çalışmada BİST 100 endeks getirisi ve altın getirisi volatilitenin ölçülmesinde en uygun koşullu değişen varyans modellerinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Literatür taramasında yer verilen, bilhassa sermaye piyasalarına yönelik çeşitli ülke ve dönem örneklerinde gerçekleştirilen benzer analizlere ek olarak, çalışmada sermaye piyasalarının yanı sıra geleneksel bir yatırım aracı olma özelliğine sahip altın fiyatlarındaki volatilitenin modellenmesi yoluyla literatüre bir katkı sunulmuştur.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Finansal piyasalarda volatilitenin tahmin edilebilir bir kavram olması, volatilitiyi modelleyen birçok yöntemin ortaya çıkması ile sonuçlanmıştır. ARCH veya GARCH sınıfı koşullu değişen varyans modelleri, özellikle yüksek frekanslı finansal verilere gösterdiği uyum nedeniyle ön plana çıkan tekniklerdir. Özellikle finansal kararların, risk ve getiri bağlamında değerlendirilmesinin gerekliliği, bu tür modellerin önem kazanmasında rol oynamıştır (Engle, 2001: 167). Engle (1982)'de ilk kez ortaya konan Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modeli, Bollerslev (1986)'nın katkılarıyla Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) halini almıştır.

Literatürde yer alan ilgili çalışmalardan, Erdoğan ve Schmidbauer (1997)'de yatırımcıların döviz ve hisse senedi piyasası arasındaki tercihleri iki değişkenli GARCH modeli ile tahmin edilmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, döviz piyasası ve hisse senedi piyasası arasında sabit olmayan bir korelasyon bulunmaktadır. Bu nedenle, yatırımcıların yatırım yaparken, risk yayılması ve ikame derecesinin farkında olmaları gerekliliğinin üzerinde durulmaktadır.

Kızılsu, Aksoy ve Kasap (2001) ise GSMH büyüme hızı, aylık tüketici fiyat artışları, aylık dönem sonu İMKB-100 bileşik endeksi ve Esbank günlük repo oranlarına ait zaman dizilerinin değişen varyanslılık yapılarını incelemiştir. Sonuç olarak, GSMH büyüme hızı serisinde MA(1) modeli elde edilmiş ve ARCH etkisinin varlığı belirlenmiş, aylık tüketici fiyat artışları serisinde AR(1) modeli tahmin edilmiş, ancak ARCH etkisine rastlanmamış ve İMKB-100 endeksine ait seri SMA(1,2) modeli en uygun model olarak tahmin edilerek, hemen hemen hiç değişen varyanslılık içermediği görülmüştür. Ayrıca Esbank günlük repo oranları serisi için, MA(1) modeli tahmin edilmiş ve ARCH etkisi içerdiği tespit edilmiştir.

Gökçe (2001a), döviz piyasası getirilerindeki volatilitiyi ARCH tipi modelleme tekniği ile incelemiştir. Döviz piyasası getiri serilerinde bir ARCH etkisinin olduğunu bulmuş ve getiri oranı denkleminde en uygun ve tüm koşulları yerine getiren model olarak GARCH(1,1) modelini en uygun model olarak tahmin etmiştir. Gökçe (2001b) ise piyasa getirisi ile volatilitenin arasındaki ilişkinin pozitif olduğunu ve piyasaya ulaşan haberlere göre, bu ilişkinin çok hızlı yön değiştirebildiğini ortaya koymuştur.

Pereira (2004), çeşitli ARCH sınıfı modellerinin risk ölçme ve farklı değerlendirme ölçütlerine göre performanslarını değerlendirmiş ve ARCH sınıfı modellerinin volatilitenin tahminlerinde güvenilir sonuçlar verdiğini ortaya koymuştur. Çin'in Shenzhen ve Shanghai hisse senedi piyasalarının volatilitelerini ölçen Fabozzi, Tunaru ve Wu (2004), Shenzhen piyasası için GARCH(1,1) modelini uygun bulmuştur. Çalışmada Shanghai piyasası için TGARCH(1,1) modeli belirlenirken, tahmin edilen iki modelin volatilitenin dinamiklerinin elde edilmesinde başarılı oldukları tespit edilmiştir.

İMKB endeks getirisinde volatilitenin kaynağını araştıran Kalaycı (2005), getiri hareketlerinin temel finansal ve makroekonomik etkiler dışında belirlendiğini, dolayısıyla İMKB'nin yeterince etkin olmadığını ve spekülasyon hareketlere açık olduğunu belirtmiştir. Karmakar (2005) ise Hindistan hisse senedi piyasasının volatilitenin tahmini için GARCH(1,1) modelini en iyi model olarak tespit etmiştir. Çalışmada endekste zaman içinde değişen dalgalanmalar olduğuna dair güçlü kanıtlar elde edilmiş, yüksek ve düşük volatilitenin kümelenmelerine bir eğilim olduğu vurgulanmıştır. Aygören (2006) ise döviz piyasası getiri serilerinden farklı olarak, İMKB hisse senedi piyasası volatilitelerini en uygun model olarak GARCH(1,1) ile tahmin etmiştir. Benzer şekilde, Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2006), 1999-2002 yılları İMKB-100 günlük endeks getirisi ile günlük getiri serisi için GARCH(1,1) modelini oluşturmuştur.

Volatilitenin modellerinin öngörü performanslarını ölçmeyi amaçlayan Akar (2007) ise İMKB-100 endeksi haftalık kapanış verileri ile getiri volatilitelerini ARCH, GARCH ve SWARCH yöntemleri ile tahmin etmiş ve bu tahminlere dayalı olarak öngörüler yapmıştır. Buna göre, ARCH ve GARCH modellerinin SWARCH modeline göre daha güçlü olduğu ve SWARCH modellerinin öngörülerde daha iyi sonuçlar verdiği ortaya konmuştur. Benzer şekilde Bildirici, Oktay ve Aykaç (2007), İMKB getirilerinin değişkenliğini hesaplayarak ve ARCH/GARCH ailesi modellerini kullanarak, getirilerin değişkenliğini modellemiş ve getiri değişkenliğinin ARCH/GARCH ailesi modelleri ile modellenmesinin uygunluğu ve ilgili modellerin değişkenliğin yüksekliği konusunda fikir verici olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Akkün ve Sayyan (2007) ise İMKB hisse senedi piyasasında asimetri etkisinin ve uzun hafıza özelliğinin varlığını Asimetrik Koşullu Değişen Varyans modelleri ile araştırmış ve İMKB-30'da yer alan hisse senetlerinin 13 tanesinde asimetri etkisi ve dördünde uzun hafıza özelliği tespit etmiştir. Floros (2008) günlük verilerden oluşan Mısır CMA endeksi ile İsrail TASE-100 endeksinin volatilitelerini GARCH modelleriyle araştırmış, TASE-100 endeksinde piyasadaki kötü haberlerin volatilitiyi artırıcı bir unsur olduğu ve bir kaldıraç etkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca TASE-100 endeksinin, CMA endeksinden daha volatil olduğunu tespit etmiştir. Alberg, Shalit ve Yosef (2008)'de, Tel Aviv'deki iki hisse senedinin endeks getiri serilerine çeşitli GARCH modellerinin değişik dağılımları kullanılarak GARCH modellerinin

tahmin etme performansları test edilmiş ve asimetrik GARCH modellerinin tahmin etme performansını geliştirdiği sonucuna ulaşılmıştır.

GARCH(1,1) modelinin en uygun model olarak belirlendiği Atakan (2008), İMKB'de haftanın günü ve Ocak ayı anomalilerinin gözlenip gözlenmediğini araştırmış ve Ocak ayı getirilerinde, diğer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir farklılaşmanın olmadığını, Cuma günleri İMKB endeksinin getirisinin diğer günlere oranla yüksek, Pazartesi günü ise getirinin diğer günlere göre düşük olduğunu ortaya koymuştur. ARCH, GARCH ailesi modellerinin kullanıldığı Özden (2008), İMKB Bileşik 100 endeksi getiri volatilitelerini modellemiş ve en iyi ortalama denklem modelinin ARMA(2,2) olduğunu ve denklemin artıklarının ARCH etkisi gösterdiğini tespit etmiştir. Ayrıca getiri serisinde ARCH etkisinin olması nedeniyle TGARCH(1,1) modeli, en iyi model olarak belirlenmiştir. Atakan (2009) ise İMKB-100 Bileşik endeksi volatilitelerinin ARCH etkisi gösterdiğini ve volatilitenin tahmin edilmesinde en uygun modelin GARCH(1,1) olduğuna işaret etmiştir. Çalışmada ayrıca kriz dönemlerinde volatilitenin arttığı ve bu dönemlerde volatiliteler kümelerinin oluştuğu sonucuna ulaşılmıştır.

Hindistan hisse senedi piyasasının volatilitelerini ARCH modelleri ile ölçen Goudarzi ve Ramanarayanan (2010), veri seti olarak BSE500 hisse senedi endeksini kullanmış ve GARCH(1,1) modelini hisse senedi endeksinin volatilitelerini en iyi açıklayan model olarak belirlemiştir. Kıran (2010), getiri volatilitesinde; haftanın günleri, asimetri ve kaldıraç etkilerinin görüldüğünü ve işlem hacmi ile getiriler arasındaki pozitif ilişkinin de, yatırımcıların sürü psikolojisiyle hareket etmesi ve psikolojik faktörlerin yanında spekülasyon amaçlarının etkili olmasına bağlı olduğunu vurgulamaktadır. Çağır ve Okur (2010), küresel krizin İMKB üzerindeki etkisinin volatilitelerine yansıtıldığı sonucuna ulaşmıştır. Buna göre, finansal kriz sürecinde piyasada yaşanan bir volatiliteler şokunun etkisi daha uzun süreli olmakta ve durağan döneme göre daha uzun sürede normale dönüş yaşanmaktadır.

Çabuk, Özmen ve Kökçen (2011) ise İMKB endeksine ilişkin modellerdeki kalıntıların yüksek dereceden belirsizlik içermesinin, otoregresif değişen varyans modellerinin kullanımını gerektirmesine rağmen, bu modellemelerin her zaman belirsizliklerin giderilmesinde geçerli olmayabileceğini ifade etmektedir. Diğer çalışmalardan farklı olarak, Hindistan hisse senedi getiri volatiliteleri ile döviz kurlarındaki volatilitelerin ilişkisinin GARCH modeli ile tahmin edildiği Agrawal ve Srivastava (2011)'da, hisse senedi getiri volatiliteleri ile döviz arasında güçlü ve pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur.

Sudan anapara borsasının volatilitelerinin simetrik ve asimetrik GARCH modelleri ile incelendiği Elsheikh ve Suliman (2011), simetrik olarak GARCH(1,1) ve GARCH-M(1,1) modellerini, asimetrik olarak TAR(1,1) ve PAR(1,1) modellerini tahmin etmiştir. Çalışmada ampirik analizin simetrik volatiliteler hipotezlerini destekler nitelikte olduğu bulunmuştur. İMKB Ulusal-100 endeksi getiri volatilitelerinin ARCH modeli ile belirlendiği Çalışkan Çavdar (2012) da, ARIMA(1,1) modelini, en uygun model olarak belirlemiş ve ilgili seride yüksek dereceden bir ARCH etkisinin varlığını ortaya koymuştur. Tahran hisse senedi piyasası volatilitelerinin tahmin edildiği Parvaresh ve Bavaghar (2012), EGARCH modelini en uygun model olarak seçmiş ve kaldıraç etkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Altının geçmişten günümüze gerek mal gerekse para olarak kullanımı söz konusu olmuş, değerli bir maden olan altına yönelik ilgi her dönem gündemdeki yerini korumuştur. Zira modern para sistemlerinin şekillenmesinde de, bir güvence ya da dayanak olarak görevini ifa eden altın, her geçen gün çeşitli alternatiflerin oluşmasına karşın, önemli bir yatırım aracı olma rolünü sürdürmektedir. Bu bağlamda, altın fiyatı volatilitelerinin hesaplanmasının ne denli önemli olduğu da aşikârdır.

Altın fiyatları çoğunlukla ekonomik ve politik dengesizliklerin bir barometresi olarak kabul görse de, altını diğer yatırım araçlarından ayıran en önemli nokta, altın fiyatlarının çok çeşitli ekonomik faktörlerle etkilenmesidir (Abken, 1980: 12). Keza değerli metallerin fiyatları, krizler ya da makroekonomik faktörlerin dışındaki daha spesifik unsurların etkisi altındadır. Buna örnek olarak, son dönemde Çin'deki endüstriyel talep nedeniyle yüksek volatilitelere konu olan bakır gösterilebilir (Hammoudeh ve Yuan, 2008: 619). Buna karşın, altının uzun dönemli bir değer biriktirme aracı olarak kabul edildiği görülmektedir. Her ne kadar, ekonomik ve politik dengesizlikler altının satın alma gücünü muhafaza etmesini güçleştirse de, altının sahip olduğu likidite, kabul edilirlilik ve taşınabilirlik özellikleri, altının gündemdeki yerini sağlamlaştırmaktadır (Harmston, 1998: 54).

Hammoudeh ve Yuan (2008), standart GARCH modelleri ile altın ve gümüş fiyatları volatiliteleri devamlılığının neredeyse aynı olduğu sonucuna ulaşırken, belirtilen metallerin fiyatlarındaki volatilitenin, bakır fiyatlarındakinden büyük olduğunu görmüştür. Çalışmada başvurulan EGARCH modelleri ise altın ve gümüşün özellikle kötü ekonomik koşullarda iyi bir yatırım aracı olduğu sonucunu ortaya koymaktadır.

Lunieski (2009), GARCH(1,1) modelinin altın fiyatlarındaki volatiliteler için iyi bir ölçüm sağladığını ifade etmiştir. Ayrıca çalışmada, geçmişteki volatiliteler ve sapmaların, gelecekteki fiyatların ve beklenen fiyatların şekillenmesinde anlamlı bir rolünün bulunduğu vurgulanmaktadır. Topcu (2010), Dow Jones Endeksi ve dolar getirileri ile altın getirilerinin negatif yönlü bir ilişkiye sahip olduğunu belirtmektedir. Yine Toraman, Başarır ve Bayramoğlu (2011a) ile Toraman, Başarır ve Bayramoğlu (2011b), altının getirisi ile doların getirisinin negatif yönlü olduğuna yönelik bir sonuca ulaşmış ve ele alınan diğer değişkenler için anlamlı bir ilişki tespit edememiştir.

### 3. ARAŞTIRMA YÖNTEMİ VE AMPİRİK BULGULAR

#### 3.1. Veri Seti ve Metodoloji

Çalışmada BİST 100 endeks getirisi volatilitesinin ölçülmesi için, 3 Ocak 2003 ve 11 Eylül 2013 tarihleri arasındaki kapanış fiyatlarına göre günlük İMKB<sup>1</sup>-100 endeksi serisi aracılığıyla getiri serisi ( $r$ ) elde edilmiştir. Altın getirisinin ( $r_a$ ) elde edilmesi için ise 3 Ocak 2005 ve 10 Eylül 2013 tarihleri arasındaki günlük altın borsası işlemleri, ağırlıklı ortalama fiyat (TL/KG) verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan BİST 100 endeksi verileri TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası) internet sitesinden, altın fiyatları ise İstanbul Altın Borsası internet sitesinden elde edilmiştir.

Finansal zaman serilerinin ekonomideki şoklar nedeniyle volatilité göstermeleri sıkça rastlanan bir durumdur. Zaman serilerindeki bu volatilitenin belirlenebilmesi için, serinin korelogramı ve belirlenen en uygun ARIMA modelinin uygulanması sonucu türetilen öngörü hatalarının korelogramı incelenmelidir. Yapılan inceleme sonucunda, serilerde değişen varyans ve otokorelasyon problemleri olması durumunda, serilerin incelenmesi için ARCH (Oto-regresif Koşullu Varyans Modelleri) modellerinin kullanılması daha uygun olacaktır (Özer ve Türkylmaz, 2004: 70). Bu nedenle, varlık fiyatları ve davranışlarına yönelik çalışmalarda ARCH modellerinin kullanılması önerilmektedir (Lamoureux ve Lastrapes, 1990: 228). Ancak öncelikle çalışmada kullanılan yüksek frekanslı finansal zaman serilerinin uzun hafıza ve kalın kuyruk gibi karakteristik özelliklerinin olup olmadığı incelenmelidir. Zira serilerin volatilitesi araştırılırken, serilerin durağan olması gerekmektedir (Akar, 2007: 205; Sevüktekin ve Nargeleçkenler, 2006: 245). Bu nedenle, ilk aşamada serilerin tanımlayıcı özellikleri incelenmiş ve serilerin durağanlığının sınanması için birim kök testleri yapılmıştır.

**Tablo 1. Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler**

	$r$	$r_a$
Örnekleme Hacmi	2676	1728
Ortalama	0.000726	0.000922
Medyan	0.001313	0.000257
Maksimum	0.121272	0.083401
Minimum	-0.133408	-0.092660
Standart Sapma	0.018799	0.014545
Çarpıklık	-0.317717	0.136503
Basıklık	7.540485	8.592170
Jarque-Bera	2343.705	2256.977

Serilere ait tanımlayıcı istatistiklere bakıldığında iki serinin de normale göre basık olduğu görülmektedir. Bununla birlikte  $r$  serisi sola çarpık iken  $r_a$  serisinin sağa çarpıktır. Bu durum, Jarque-Bera test istatistiği ile de desteklenmektedir. Jarque-Bera istatistiği  $r$  için  $2343.705 > \chi^2_{0.05,2} = 5.991$  ve  $r_a$  için  $2256.977 > \chi^2_{0.05,2} = 5.991$  olduğundan seriler normal dağılmamaktadır.

Çalışmada, serilerin durağanlığının sınanması için ise Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmıştır. ADF testinden elde edilen sonuçlar Tablo 2’de özetlenmiştir.

**Tablo 2. ADF Test Sonuçları**

Seriler	ADF test istatistiği		Kritik değerler*	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
$r$	-51.03589	-51.05555	-2.862420	-3.411487
$r_a$	-43.24425	-43.29491	-2.863009	-3.412412

\*%5 anlamlılık seviyesinde Mckinnon kritik değerleridir.

Tablo 2’de yer alan ADF testi sonuçlarına göre, BİST 100 endeksi getiri serisi, seviyesinde durağandır. Aynı şekilde, altın getirisi serisinin de seviyesinde durağan olduğu görülmektedir. Serilerin durağanlığının incelenmesinin ardından, ikinci aşamada serilerin korelogramları incelenmiş ve en uygun ARMA modeli belirlenmeye çalışılmıştır. Ek-1’de BİST 100

<sup>1</sup> Türkiye’de 1985 yılında ilk olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası adıyla açılmış ve 30 Aralık 2012 tarihinde 6362 sayılı Sermaye Piyasası Kanunu’nun Resmi Gazete’de yayınlanarak yürürlüğe girmesiyle Borsa İstanbul adını almıştır.

endeksi getiri serisinin, Ek-2’de ise altın getirisi serisinin korelogramları yer almaktadır. Serinin çözülmesi için uygun olabileceği düşünülen birçok ARMA modeli tahmin edilerek, aralarından en uygun ARMA modeli belirlenmiştir. Tahmin edilen ARMA modellerinin bir kısmı Tablo 3’te verilmiştir.

**Tablo 3. Alternatif ARIMA Modellerinin İstatistiksel Sonuçları**

Model	BİST 100				Model	ALTIN			
	R <sup>2</sup>	AIC	SC	Log Ol.		R <sup>2</sup>	AIC	SC	Log Ol.
(2,2)	0.010603	-5.117023	-5.106020	6856.693	(2,1)	0.002822	-5.621247	-5.605478	4867.378
(2,4)	0.002302	-5.107174	-5.091771	6845.506	(2,4)	0.015179	-5.630942	-5.608845	4872.134
<b>(4,4)</b>	<b>0.024483</b>	<b>-5.128163</b>	<b>-5.108359</b>	<b>6875.610</b>	<b>(4,2)</b>	<b>0.015777</b>	<b>-5.631548</b>	<b>-5.609452</b>	<b>4872.658</b>

Tablo 3’te özetlenen sonuçlara göre, belirlenen en uygun modeller BİST 100 endeksi getirisi için tüm katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olan ve minimum AIC ve SC değerlerini veren ARIMA(4,4), Altın Fiyat Endeksi serisi için ise ARMA(4,2) modelleridir. Her iki seri için de, uygun ARMA modellerinin belirlenmesinin ardından, modellerden elde edilen artık terimlerde otokorelasyon olup olmadığının incelenmesi için, LM test ve ARCH etkisinin olup olmadığının araştırılması için ARCH-LM testi uygulanmıştır. ARCH-LM testi ile artık terimlerin varyanslarının zamana göre değişip değişmediği araştırılmaktadır. Zira artık terimlerde ARCH etkisinin varlığı durumunda, bir başka ifade ile artık terimlerin varyansının zamana göre değişme göstermesi durumunda, serilerin ARCH modelleri ile çözülmesi daha uygun olacaktır. Modellere uygulanan LM testi ve ARCH-LM testine ait sonuçlar Tablo 4 ve 5’te özetlenmektedir.

**Tablo 4. Serial Correlation LM Test**

	BİST 100			ALTIN		
	$\chi^2$ Tablo <sup>y</sup>	N*R <sup>2</sup>	p	$\chi^2$ Tablo	N*R <sup>2</sup>	p
<b>LAG(1)</b>	3.84146	0.020300	0.8867	3.84146	1.367460	0.2422
<b>LAG(2)</b>	5.99146	0.447758	0.7994	5.99146	1.644376	0.4395
<b>LAG(4)</b>	9.48773	0.935606	0.9194	9.48773	2.937059	0.5684
<b>LAG(8)</b>	15.50731	8.527471	0.3837	15.50731	8.990974	0.3431

¥%5 anlamlılık seviyesine göre  $\chi^2$  tablo kritik değerleridir.

Tablo 4’te özetlenen LM testi sonuçlarına göre hem BİST 100 endeksi getirisi hem de altın getirisi için seçilen ARMA modellerinden elde edilen LM test istatistikleri  $LM < \chi^2$  olduğundan, ARMA modellerinden elde edilen artıklarda otokorelasyon olmadığı görülmektedir.

**Tablo 5. ARCH-LM Testi Sonuçları**

	BİST 100			ALTIN		
	$\chi^2$ Tablo <sup>y</sup>	N*R <sup>2</sup>	p	$\chi^2$ Tablo	N*R <sup>2</sup>	p
<b>ARCH(1)</b>	3.84146	75.06165	0.0000	3.84146	85.69709	0.0000
<b>ARCH(2)</b>	5.99146	96.06129	0.0000	5.99146	104.2982	0.0000
<b>ARCH(4)</b>	9.48773	155.4539	0.0000	9.48773	132.2677	0.0000
<b>ARCH(8)</b>	15.50731	178.0028	0.0000	15.50731	165.7639	0.0000

¥%5 anlamlılık seviyesine göre  $\chi^2$  tablo kritik değerleridir.

Tablo 5’te özetlenen sonuçlara göre; her iki modelde de (gözlem sayısı [N] ve R<sup>2</sup> modellerden elde edilen belirlilik katsayısı olmak üzere)  $N*R^2 > \chi^2$  Tablo olduğundan, her iki modelde de güçlü bir ARCH etkisi olduğu görülmektedir. Dolayısıyla serilerin çözümlemesinde ARCH tipi modellerin kullanılması daha uygun olacaktır.

## 4. BULGULAR

Serilerin çözümlenmesi için en uygun koşullu varyans modelinin seçilmesi amacıyla çeşitli derecelerde ARCH-GARCH modelleri<sup>2</sup> denenmiş ve aralarından en uygun olan model seçilmiştir. Modellerden elde edilen sonuçlar, Tablo 6 ve Tablo 8'de özetlenmiştir. Tablolarda kullanılan;  $\omega$  sabit terimi,  $\alpha$  katsayıları ARCH terimlerine,  $\beta$  katsayıları GARCH terimlerine,  $\delta$  katsayıları TARARCH modellerine ait asimetri terimlerine,  $\gamma$  katsayıları ise EGARCH modellerinden elde edilen asimetri terimlerine ait katsayıları ifade etmektedir.

En uygun volatilité modelinin belirlenmesi için gerekli kriterler;

- Modeller arasında en küçük AIC ve SC değerine sahip olması,
- Parametrelerin anlamlı olması,
- Parametre kısıt koşullarının sağlanması (varyans denklemi katsayılarının pozitif değerli olması ve bu katsayıların toplamının birden küçük olması) olarak belirtilebilir (Çabuk, Özmen ve Kökçen, 2011: 15).

Tablo 6. BİST 100 Endeksi Getirisi İçin Tahmin Edilen Modellere Ait İstatistikî Sonuçlar\*

GARCH (q,p)	$\omega$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\gamma$	$\delta$	AIC	SC	Log Ol.
ARCH (1)	0.00028 (40.35)	0.188 (8.55)	-	-	-	-	-	-	-	-5.1632	-5.1390	6919.4
GARCH (1,1)	1.10E-05 (6.08)	0.1191 (12.5)	-	-	0.853 (79.7)	-	-	-	-	-5.2931	-5.2667	7094.2
GARCH (3,1)	8.39E-06 (6.02)	0.084 (10.00)	-	-	1.752 (24.2)	1.404 (-12.3)	0.546 (10.1)	-	-	-5.2969	-5.2661	7101.2
GARCH (3,2)	1.13E-05 (5.88)	0.068 (6.90)	0.0455 (3.12)	-	1.603 (27.4)	1.345 (-15.9)	0.60 (14.0)	-	-	-5.2961	-5.2631	7101.2
GARCH (3,3)	4.57E-05 (5.84)	0.1107(9. 09)	0.1857 (10.80)	0.1309 (11.29)	-0.685 (-19.2)	0.365 (115.6)	0.770 (22.0)	-	-	-5.2894	-5.2542	7093.3
TARCH (1,1)	1.28E-05 (6.975)	0.0471(4. 59)	-	-	0.857 (81.38)	-	-	-	0.121 (8.35)	-5.2904	-5.2618	7091.6
TARCH (3,1)	8.89E-06 (6.28)	0.0382 (5.00)	-	-	1.8830 (25.64)	-1.536 (-13.3)	0.5593 (10.64)	-	0.0618 (6.70)	-5.3064	-5.2734	7115.0
EGARCH (1,1)	-0.54929 (-10.34)	0.2006 (12.79)	-	-	0.9516 (159.6)	-	-	-0.086 (-9.87)	-	-5.2886	-5.2600	7089.2
IGARCH (1,1)	-	-0.001 (-335.0)	-	-	1.001 (179326)	-	-	-	-	-5.1395	-5.1175	6886.7
IGARCH (3,1)	-	0.024 (19.7)	-	-	-0.032 (-49.9)	0.019 (36.5)	0.988 (1681)	-	-	-5.1734	-5.1469	6934.0

\* t istatistikleri parantez içinde verilmiştir.

BİST 100 endeks getirisi serisi için bu koşulları sağlayan model TARARCH(1,1) modeli olarak seçilmiştir. Tahmin edilen birçok modelden seçilen modellerin sunulduğu Tablo 6'da bulunan modeller arasında TARARCH(1,1) modelinden daha küçük AIC ve SC kriterlerini sağlayan modeller bulunmakla birlikte, bu modellerden elde edilen parametreler parametre kısıt koşullarını sağlamadığından bu modeller tercih edilmemiştir (GARCH(3,3)). Bununla birlikte, yine düşük AIC ve SC kriterlerine sahip olan, aynı zamanda parametre kısıt koşullarını da sağlayan modeller de söz konusudur (GARCH(1,1), GARCH(3,1), GARCH(3,2) ve TARARCH(3,1)). Ancak TARARCH modelinden elde edilen dürtü etki terimi olan  $\delta$ 'nın istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretli olması volatilité üzerinde negatif şokların daha büyük bir etkiye sahip olduğuna işaret etmektedir ve bu durumun göz ardı edilmemesi gerekmektedir. Dolayısıyla model seçilirken bu etkinin varlığını gösteren TARARCH(1,1) modeli uygun görülmüştür.

Negatif şokların volatilité üzerindeki etkisinin, pozitif şokların etkisinden daha büyük olduğunun kanıtı olan bu bulgu, modelin volatilitéyi ölçmedeki başarısı açısından büyük önem arz etmektedir. TARARCH(1,1) modeli gibi, EGARCH(1,1) modeli de BİST 100 endeks getirisinin volatilitési üzerinde negatif şokların etkisinin daha büyük olduğu yönünde sonuçlar vermiştir. Modelden elde edilen asimetri terimi olan  $\gamma$ 'nın negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması, bu durumun

<sup>2</sup> En uygun modelin seçilmesi için çeşitli derecelerde CGARCH, PARARCH, GARCH-M, EGARCH, IGARCH gibi birçok model denenmiştir. Tablo 6 ve Tablo 8'deki modeller, denenilen modellerin yalnızca bir kısmıdır. Denen modellere ait sonuçlar, anlamlılık ve parametre kısıt koşulları göz önünde bulundurularak süzgeçten geçirilmiş ve kayda değer bulunan modeller tablolarda özetlenmiştir.

bir kanıtı olarak görülebilir. Bununla birlikte, TARÇH(1,1) modelinden elde edilen AIC ve SC değerleri EGARCH modelinden elde edilen AIC ve SC değerinden daha düşük olduğundan TARÇH(1,1) modeli tercih edilmiştir. Ancak en uygun model belirlendikten sonra, modelde hala koşullu varyans etkisi olup olmadığı incelenmelidir.

Koşullu varyans etkisini belirlemek amacıyla yapılan ARCH-LM testi sonuçları Tablo 7’de verilmiştir.

**Tablo 7. TARÇH(1,1) Modeli Kalıntılarına Ait ARCH-LM Testi Sonuçları**

ARCH Testi	TARÇH(1,1)		
	$\chi^2$ Tablo <sup>y</sup>	N*R <sup>2</sup>	p
ARCH(1)	3.84146	0.424936	0.5145
ARCH(2)	5.99146	0.482047	0.7858
ARCH(4)	9.48773	0.592900	0.9638
ARCH(8)	15.50731	4.105085	0.8475

¥%5 anlamlılık seviyesine göre  $\chi^2$  tablo kritik değerleridir.

Tablo 7’ye bakıldığında, TARÇH(1,1) modelinden elde edilen kalıntıların koşullu varyans etkisi içermediği görülmektedir. Bu nedenle, BİST 100 endeks getirisi volatilitesi için en uygun model TARÇH(1,1) modelidir. TARÇH(3,1) modeli ise parametre kısıt koşullarını yerine getirmediğinden tercih edilmemiştir. Bunun yanında, modelde otokorelasyon olup olmadığının incelenmesi amacıyla modele ait kalıntıların korelogramları incelenmiştir. TARÇH(1,1) modelinden elde edilen kalıntılara ait korelograma göre (Ek-3) modelde otokorelasyon olmadığı görülmektedir.

**Tablo 8. Altın Getiri Serisi İçin Tahmin Edilen Modellere Ait İstatistikî Sonuçlar\***

GARCH (q,p)	$\omega$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\gamma$	$\delta$	AIC	SC	Log Ol.
ARCH (1)	0.00014 (44.5)	0.3669 (10.6)	-	-	-	-	-	-	-	-5.7403	-5.7119	4968.6
ARCH (2)	0.0001 (28.7)	0.333 (10.95)	0.2414 (7.96)	-	-	-	-	-	-	-5.7808	-5.7492	5004.6
GARCH (1,1)	4.97E-06 (7.40)	0.1209 (8.77)	-	0.861 (63.3)	-	-	-	-	-	-5.9447	-5.9132	5146.2
GARCH (3,3)	9.22E-06 (6.02)	0.116 (9.47)	0.030 (7.51)	0.1162 (9.82)	0.5542 (39.8)	-0.7128 (-106.6)	0.8564 (66.7)	-	-	-5.9675	-5.9233	5169.9
EGARCH (2,2)	-1.14916 (-8.83)	0.2941 (11.0)	0.2726 (9.78)	-	-0.0416 (-6.68)	0.9581 (166.0)	-	0.0344 (6.30)	-	-5.9633	-5.9223	5165.3
EGARCH (3,3)	-1.9183 (-7.91)	0.2797 (8.77)	0.4674 (9.04)	0.2529 (8.47)	-0.8311 (-34.9)	0.7988 (73.5)	0.8960 (47.7)	0.0398 (4.02)	-	-5.9520	-5.9047	5157.6
TARÇH (1,1)	5.02E-06 (6.93)	0.1348 (7.7)	-	-	0.8706 (65.03)	-0.072 (-9.24)	-	-	-0.0537 (-3.38)	-5.9488	-5.9140	5150.7
TARÇH (1,3)	3.12E-06 (5.86)	0.1442 (5.79)	0.0653 (2.12)	-0.1119 (-4.38)	0.9218 (77.2)	-	-	-	-0.067 (-5.81)	-5.9493	-5.9083	5159.2
IGARCH (1,1)	-	0.0878 (17.04)	-	-	0.9121 (176.9)	-	-	-	-	-5.8905	-5.8653	5097.4
IGARCH (3,3)	-	0.0757 (9.38)	0.1095 (13.0)	0.0996 (18.2)	-0.66 (-72.5)	0.519 (62.7)	0.856 (75.8)	-	-	-5.9146	-5.8767	5122.2

\* t istatistikleri parantez içinde verilmiştir.

Tablo 8’de ise altın getirisi için tahmin edilen koşullu varyans modellerine ait sonuçlar yer almaktadır. Tabloya bakıldığında, istatistiksel olarak anlamlı parametrelere sahip olan ve parametre kısıtı koşullarını sağlayan birçok model göze çarpmaktadır. Volatilité üzerindeki asimetriyi dikkate alan TARÇH ve EGARCH modellerinden elde edilen asimetri parametrelerinin gerekli kısıtları (TARÇH modelinde pozitif olma, EGARCH modelinde negatif olma) sağlamaması nedeniyle, altın getirisi serisi volatilitesi üzerinde kaldıraç etkisinin olmadığı görülmektedir. Bununla birlikte, asimetri parametrelerinin anlamlı olması, modellerde asimetric etkilerin olduğu anlamına gelmektedir. Ancak EGARCH ve TARÇH modellerinden elde edilen katsayıların, varyans denklemi katsayılarının pozitif işaretli olması gerektiği yönündeki

## KARABACAK-MEÇİK-GENÇ

parametre kısıtını da yerine getirmediği görülmektedir. Dolayısıyla, düşük AIC ve SC kriterlerine rağmen EGARCH ve TARARCH modelleri uygun bulunmamıştır.

Tablo 8’de yer alan sonuçlara göre, altın getiri serisinin volatilitésinin ölçülmesi için en uygun model GARCH(1,1) modelidir. Ancak öncelikle uygun olabileceği düşünölen modelden elde edilen kalıntılarının koşullu varyans etkisi ve otokorelasyon içerip içermediğini test etmek gerekmektedir. Tablo 9’da, yapılan ARCH-LM testi sonuçları verilmiştir.

**Tablo 9. GARCH(1,1) Kalıntılarına Ait ARCH-LM Testi Sonuçları**

ARCH Testi	ARCH(1)		
	$\chi^2$ Tablo <sup>y</sup>	N*R <sup>2</sup>	p
ARCH(1)	3.84146	0.058827	0.8084
ARCH(2)	5.99146	0.211368	0.8997
ARCH(4)	9.48773	0.864467	0.9296
ARCH(8)	15.50731	2.007202	0.9808

<sup>y</sup>%5 anlamlılık seviyesine göre  $\chi^2$  tablo kritik deęerleridir.

Tablo 9’a göre, GARCH(1,1) modelinin kalıntılarının koşullu varyans etkisi içermediği görölmektedir. Ayrıca (Ek-4)’te verilen korelograma göre modelden elde edilen kalıntılarda otokorelasyona da rastlanmamıştır. Dolayısıyla tüm parametreleri anlamlı olan, parametre kısıtlarını sağlayan, en düşük AIC ve SC kriterlerini sağlayan ve koşullu varyans etkilerini ortadan kaldıran GARCH(1,1) modeli, altın getirisi serisinin volatilitésinin tahmin edilmesinde en uygun model olarak seçilmiştir.

## SONUÇ

Finansal piyasalarda volatilitenin öngörülebilir olması, volatilitéyi modelleyen birçok yöntemin ortaya çıkmasına yol açmıştır. Bu bağlamda, ARCH/GARCH sınıfı koşullu deęişen varyans modellemeleri, yüksek frekanslı finansal verilere gösterdiği uyum nedeniyle ön plana çıkan modelleme teknikleridir. Özellikle finansal kararların, risk ve getiri bağlamında deęerlendirilmesinin gereklilięi, bu tür modellerin önem kazanmasında rol oynamıştır.

Bu çalışmada, BİST 100 endeks getirisi serisi (2003-2013) ve altın getiri serisindeki (2005-2013) volatilitenin ölçülmesi amacıyla kapanış fiyatlarına göre günlük BİST 100 endeks getirisi serisi ve günlük altın borsası işlemleri ağırlıklı ortalama fiyat (TL/KG) verileri kullanılarak en uygun koşullu deęişen varyans modellerinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Çalışmada, BİST 100 endeks volatilitésini için en uygun model TARARCH(1,1) modeli olarak belirlenmiştir. Belirlenen model, BİST 100 endeks getirisi serisi üzerinde asimetrik etkilerin olduğunu göstermektedir. Ancak TARARCH modelinden elde edilen dürtü etki teriminin istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretli olması, volatilité üzerinde negatif şokların daha büyük bir etkiye sahip olduğuna işaret etmektedir.

Çalışmada, altın getiri serisi volatilitésine yönelik belirlenen ve volatilité üzerindeki asimetriyi dikkate alan TARARCH ve EGARCH modellerinden elde edilen asimetri parametrelerinin gerekli kısıtları sağlamaması nedeniyle, altın getirisi serisi volatilitésini üzerinde kaldıraç etkisinin olmadığı görölmektedir. Bununla birlikte, asimetri parametrelerinin anlamlı olması, modellerde asimetrik etkilerin olduğu anlamına gelmektedir. Altın getiri serisinin volatilitésinin ölçülmesi için en uygun model GARCH(1,1) modelidir.

## KAYNAKÇA

- ABKEN, P. A. (1980). “The Economics of Gold Price Movements”. *Economic Review*, March: 3-13.
- AGRAWAL, G. & SRIVASTAVA, A. (2011). “Stock Market Returns and Exchange Rates Volatility: A GARCH Application”. *Research Journal of International Studies*, 20: 12-23.
- AKAR, C. (2007). “Volatilité Modellerinin Öngörü Performansları: ARCH, GARCH ve SWARCH Karşılaştırması”. *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 8(2): 201-217.
- AKKÜN, I. ve SAYYAN, H. (2007). “İMKB-30 Hisse Senedi Getirilerinde Volatilitenin Kısa ve Uzun Hafızalı Asimetrik Koşullu Deęişen Varyans Modelleri ile Öngörüsü”. *İşletme, İktisat ve Finans Dergisi*, 22(250): 127-141.
- ALBERG, D.; SHALIT, H. ve YOSEF, R.; (2008). “Estimating Stock Market Volatility Using Asymmetric GARCH Models”. *Applied Financial Economics*, 18: 1201-1208.
- ATAKAN, T. (2008). “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Haftanın Günü Etkisi ve Ocak Ayı Anomalilerinin ARCH-GARCH Modelleri ile Test Edilmesi”. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 37(2): 98-110.



- ATAKAN, T. (2009). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Değişkenliğin (Volatilitenin) ARCH-GARCH Yöntemleri İle Modellenmesi". İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadı Enstitüsü Dergisi-Yönetim Dergisi, 20(62): 48-61.
- AYGÖREN, H. (2006). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Değişkenlik (Oynaklık) Davranışı Üzerine Ampirik Bir Çalışma". İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, 21(249): 95-110.
- BİLDİRİCİ, M.; OKTAY, S. ve AYKAÇ, E. (2007). "İMKB'de Getiri Değişkenliğinin Hesaplanmasında ARCH/GARCH Ailesi Modellerinin Kullanılması". 8. Ekonometri ve İstatistik Kongresi, 24-25 Mayıs, İnönü Üniversitesi, Malatya.
- BOLLERSLEV, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics, 31: 307-327.
- ÇABUK, H. A.; ÖZMEN, M. ve KÖKCEN, A. (2011). "Koşullu Varyans Modelleri: İMKB Serileri Üzerine Bir Uygulama". Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi, 15(2): 1-18.
- ÇAĞIL, G. ve OKUR, M. (2010). "2008 Küresel Krizinin İMKB Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkilerinin GARCH Modelleri ile Analizi". Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, XXVIII(I): 573-585.
- ÇALIŞKAN ÇAVDAR, Ş. (2012). "İMKB Ulusal-100 Endeksi Getiri Volatilitésinin ARCH Modelleri İle Analizi (1998:01-2009:12)". Hikmet Yurdu Düşünce-Yorum Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi, 5(9): 65-79.
- ELSHEIKH, M. A. & SULIMAN, Z. (2011). "Modelling Stock Market Volatility Using GARCH Models: Evidence From Sudan". International Journal Business and Social Science, 2(23): 114-125.
- ENGLE, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". Econometrica, 50(4): 987-1007.
- ENGLE, R. (2001). "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics". Journal of Economic Perspectives, 15(4): 157-168.
- ERDOĞAN, O. ve SCHMIDBAUER, H. (1997). "Yatırımcıların İki Finansal Piyasa Arasında Tercih: Koşullu Korelasyon Yaklaşımı". İMKB Dergisi, 8(30): 2-14.
- FABOZZI, F. J.; TUNARU, R. & WU, T. (2004). "Modeling Volatility for Chinese Equity Markets". Annals of Economics and Finance, 5: 79-92.
- FLOSOS, C. (2008). "Modelling Volatility Using GARCH Models: Evidence From Egypt and Israel". Middle Eastern Finance and Economics, 2: 31-41.
- GOUDARZI, H. & RAMANARAYANAN, C. S. (2010). "Modelling and Estimation of Volatility in the Indian Stock Market". International Journal of Business and Management, 5(2): 85-98.
- GÖKÇE, A. (2001a). "Döviz Piyasalarındaki Belirsizlik: Volatilitenin Ölçülmesi ve ARCH Modelleri". İktisat, İşletme ve Finans Dergisi, 16(181): 78-90.
- GÖKÇE, A. (2001b). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi". Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, (1): 35-58.
- HAMMOUDEH, S. & YUAN, Y. (2008). "Metal Volatility in Presence of Oil and Interest Rate Shocks". Energy Economics, 30: 606-620.
- HARMSTON, S. (1998). "Gold as a Store of Value". Research Study No. 22, World Gold Council.
- KALAYCI, Ş. (2005). "Borsa ve Ekonomide Volatilité İlişkisi: İMKB'de Bir Şartlı Varyans Analizi". Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 10(1): 241-250.
- KARMAKAR, M. (2005). "Modelling Conditional Volatility of the Indian Stock Markets". VIKALPA, 30(3): 21-37.
- KIRAN, B. (2010). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Hacmi ve Getiri Volatilitésini". Doğu Üniversitesi Dergisi, 11(1): 98-108.
- KIZILSU, S. S.; AKSOY, S. ve KASAP, R. (2001). "Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi". Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 1: 1-18.
- LAMOUREUX, C. G. & LASTRAPES, W. D. (1990). "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects". The Journal of Finance, 45(1): 221-229.
- LUNIESKI, C. (2009). "Commodity Price Volatility and Monetary Policy Uncertainty: A GARCH Estimation". Issues in Political Economy, 19: 108-124.
- ÖZDEN, Ü. H. (2008). "İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi". İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 7(13): 339-350.
- ÖZER, M. ve TÜRKYILMAZ, S. (2004). Türkiye Finansal Piyasalarında Oynaklıkların ARCH Modelleri ile Analizi, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları, No: 1593, Eskişehir.
- PARVARESH, M. & BAVAGHAR, M. (2012). "Forecasting Volatility in Tehran Stock Market with GARCH Models". Journal of Basic and Applied Scientific Research, 2(1): 150-155.
- PEREIRA, R. (2004). "Forecasting Portuguese Stock Market Volatility". [http://www.efmaefm.org/efma2005/papers/197-pereira\\_paper.pdf](http://www.efmaefm.org/efma2005/papers/197-pereira_paper.pdf), 15.11.2012.

## KARABACAK-MEÇİK-GENÇ

- SEVÜKTEKİN, M. ve NARGELEÇEKENLER, M. (2006). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Önerilanması". Ankara Üniversitesi SBF Dergisi, 61(4): 243-265.
- TOPCU, A. (2010). Altın Fiyatlarını Etkileyen Faktörler, Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Raporu, Ankara.
- TORAMAN, C.; BAŞARIR, Ç. ve BAYRAMOĞLU, M. F. (2011a). "Altın Fiyatlarını Etkileyen Faktörlerin Tespiti Üzerine: MGARCH Modeli İle Bir İnceleme". Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, 3(1): 1-20.
- TORAMAN, C.; BAŞARIR, Ç. ve BAYRAMOĞLU, M. F. (2011b). "Determination of Factors Affecting the Price of Gold: A Study of MGARCH Model". Business and Economics Research Journal, 2(4): 37-50.

## EKLER

### Ek-1 BİST 100 Endeksi Getirisine Ait Korelogram

Date: 10/11/13 Time: 14:35  
Sample: 1/14/2003 9/11/2013  
Included observations: 2678

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.013	0.013	0.4388	0.508
		2	0.014	0.014	0.9894	0.610
		3	0.006	0.005	1.0729	0.784
		4	-0.023	-0.023	2.5051	0.644
		5	0.002	0.003	2.5170	0.774
		6	-0.061	-0.060	12.485	0.052
		7	-0.012	-0.010	12.873	0.075
		8	-0.029	-0.028	15.118	0.057
		9	0.016	0.018	15.825	0.071
*		10	0.075	0.073	31.112	0.001
		11	-0.013	-0.016	31.600	0.001
		12	0.001	-0.005	31.605	0.002
		13	0.038	0.037	35.410	0.001
		14	0.037	0.036	39.002	0.000
		15	-0.005	-0.007	39.072	0.001
		16	0.007	0.014	39.189	0.001
		17	-0.006	-0.004	39.286	0.002
		18	-0.007	-0.002	39.405	0.003
		19	0.035	0.036	42.674	0.001
		20	-0.031	-0.032	45.307	0.001
		21	-0.024	-0.020	46.862	0.001
		22	0.002	0.005	46.869	0.002
		23	0.001	-0.004	46.875	0.002
		24	-0.000	-0.006	46.875	0.003
		25	-0.007	-0.002	46.991	0.005
		26	0.041	0.036	51.536	0.002
		27	-0.005	-0.009	51.617	0.003
		28	-0.007	-0.011	51.739	0.004
		29	0.010	0.004	51.996	0.005
		30	-0.044	-0.037	57.343	0.002
		31	0.001	0.004	57.345	0.003
		32	-0.002	-0.001	57.361	0.004
		33	-0.045	-0.046	62.929	0.001
		34	-0.033	-0.029	65.970	0.001
		35	-0.013	-0.010	66.402	0.001
		36	0.003	-0.006	66.435	0.001

**Ek-2 Altın Getirisi Serisine Ait Korelogram**

Date: 10/09/13 Time: 16:10  
 Sample: 1/03/2005 10/01/2014  
 Included observations: 1737

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.040	-0.040	2.7967	0.094
		2	0.008	0.007	2.9224	0.232
		3	-0.031	-0.031	4.6083	0.203
		4	-0.035	-0.037	6.7121	0.152
*	*	5	0.078	0.076	17.293	0.004
		6	0.039	0.045	19.883	0.003
*	*	7	-0.068	-0.069	28.035	0.000
		8	0.041	0.039	30.963	0.000
		9	0.024	0.037	31.937	0.000
		10	0.058	0.052	37.834	0.000
		11	-0.012	-0.018	38.086	0.000
		12	0.019	0.031	38.740	0.000
		13	-0.004	0.003	38.771	0.000
		14	-0.017	-0.028	39.284	0.000
		15	0.016	0.010	39.733	0.000
		16	-0.001	0.003	39.734	0.001
		17	0.021	0.021	40.478	0.001
		18	0.013	0.004	40.778	0.002
		19	-0.017	-0.012	41.304	0.002
		20	0.013	0.009	41.602	0.003
		21	-0.006	-0.007	41.671	0.005
		22	-0.012	-0.016	41.910	0.006
		23	-0.032	-0.036	43.759	0.006

**Ek-3 TARCh(1,1) Modeline Ait Korelogram**

Date: 10/09/13 Time: 16:09  
 Sample: 1/16/2003 9/11/2013  
 Included observations: 2676  
 Q-statistic probabilities  
 adjusted for 8 ARMA  
 term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.010	0.010	0.2846	
		2	0.003	0.003	0.3083	
		3	-0.013	-0.013	0.7384	
		4	-0.000	0.000	0.7384	
		5	0.003	0.003	0.7617	
		6	-0.019	-0.020	1.7789	
		7	0.006	0.006	1.8789	
		8	-0.024	-0.024	3.4445	
		9	0.006	0.006	3.5277	0.060
		10	0.039	0.039	3.5047	0.052
		11	-0.010	-0.011	3.5164	0.058
		12	0.008	0.008	8.0856	0.088
		13	0.007	0.009	8.2316	0.144
		14	0.022	0.020	9.5031	0.147
		15	0.009	0.009	9.7070	0.206
		16	0.015	0.016	10.309	0.244
		17	0.002	0.001	10.318	0.325
		18	-0.005	-0.002	10.381	0.408
		19	0.015	0.015	10.975	0.445
		20	-0.033	-0.034	13.996	0.301
		21	-0.030	-0.029	16.459	0.225
		22	-0.014	-0.012	16.956	0.259
		23	-0.011	-0.012	17.284	0.302
		24	-0.003	-0.004	17.306	0.366

**Ek-4 GARCH(1,1) Modeline Ait Korelogram**

Date: 10/09/13 Time: 16:11  
Sample: 1/25/2005 9/10/2013  
Included observations: 1728  
Q-statistic probabilities  
adjusted for 6 ARMA  
term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.006	0.006	0.0590	
		2	-0.009	-0.009	0.2114	
		3	-0.004	-0.004	0.2404	
		4	-0.019	-0.019	0.8657	
		5	-0.007	-0.006	0.9395	
		6	-0.017	-0.017	1.4125	
		7	0.005	0.004	1.4483	0.229
		8	0.019	0.018	2.0911	0.351
		9	-0.018	-0.018	2.6520	0.448
		10	-0.013	-0.013	2.9363	0.569
		11	0.005	0.005	2.9745	0.704
		12	0.001	0.001	2.9771	0.812
		13	-0.026	-0.026	4.1369	0.764
		14	-0.012	-0.012	4.3857	0.821
		15	0.002	0.001	4.3949	0.884
		16	-0.009	-0.010	4.5351	0.920
		17	-0.021	-0.021	5.3133	0.915
		18	0.047	0.047	9.2331	0.683
		19	-0.012	-0.015	9.4823	0.736
		20	-0.007	-0.007	9.5675	0.793
		21	-0.006	-0.005	9.6241	0.843
		22	-0.017	-0.017	10.139	0.859
		23	0.027	0.026	11.428	0.833
		24	0.008	0.009	11.546	0.870