

ARCH MODELLERİYLE İMKB ULUSAL-100 ENDEKSİNDE VOLATİLİTENİN İNCELENMESİ

Serpil TÜRKYILMAZ*

ÖZET

Bu çalışmada Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) türü modeller kullanılarak, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) ulusal 100 endeksinde volatilitenin (oynaklığın, iniş çıkış eğiliminin) varlığı araştırılmıştır. Seri için en uygun koşullu değişen varyans modeli tahmin edilerek, İMKB ulusal 100 endeksi serisinin değerleri ile volatilitesi arasındaki ilişki incelenmiştir. Ele alınan 02/01/2004 – 15/09/2005 dönemi içerisinde İMKB ulusal 100 endeksi serisi için EGARCH (1,1) modeli, en uygun koşullu değişen varyans modeli olarak belirlenmiştir. Buna göre İMKB endeksi ile volatilitesi arasında asimetrik bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer bir ifade ile serinin volatilitesi, İMKB endeksini etkileyen azalan yöndeki şoklara-dalgalanmalara (kötü haber) karşı artma eğilimi gösterirken, artan yöndeki şoklara-dalgalanmalara (iyi haber) karşı azalma eğilimi göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: ARCH Modelleri, EGARCH Modeli, Koşullu Değişen Varyans, Volatilité.

1. GİRİŞ

Son yıllarda diğer ülkelerde olduğu gibi, Türkiye finansal piyasalarında da hem yatırımcılar hem de politikacılar açısından önemli sonuçlar doğuran ve ağırlıklı olarak da Türkiye ekonomisindeki belirsizlikler ve istikrarsızlıklardan kaynaklandığına inanılan, volatiliteden (oynaklıklardan) söz etmek mümkündür. Öyle ki hisse senedi fiyatları, döviz kurları ve faiz oranları gibi finansal değişkenlerde varolan aşırı volatilité finansal sistemin işleyişinde aksamalara ve ekonomik performansın da önemli ölçüde düşmesine neden olmaktadır. Bu nedenle yatırımcılar ve diğer piyasa katılımcıları finansal piyasalarda aşırı volatilitenin olup olmadığını bilmek ve eğer varsa volatilitenin yapısını belirlemek suretiyle piyasalarda oluşabilecek riskten korunma yöntemleri geliştirilerek, daha güvenilir öngörülerde bulunabilmek istemektedir.

Bu çalışmanın amacı, 02/01/2004–15/09/2005 dönemi için İMKB ulusal 100 endeksi serisinde volatilitenin varlığının araştırılması, varsa yapısının belirlenmesidir. Bu bağlamda piyasalardaki belirsizliğin bir ölçüsü olarak değerlendirilen volatilitenin araştırılması; serinin özelliklerinin belirlenmesi, uygun ARIMA modelinin önerilmesi, seçilen ortalama modelinin hatalarında volatilitenin tespiti, en uygun koşullu değişen varyans modelinin önerilmesi ve modelin değerlendirilmesi aşamalarını içermektedir. Çalışmanın ikinci bölümünde ARCH türü modellerin teorik yapıları hakkında kısa bilgi verilmektedir. Üçüncü bölümde İMKB ulusal 100 endeksinde volatilitenin araştırılmasını içeren uygulama kısmı yer almaktadır. Dördüncü bölümde ise çalışmada elde edilen bulgular yorumlanarak, sonuç olarak sunulmaktadır.

2. ARCH TÜRÜ MODELLER

Geleneksel ekonometrik yöntemlere göre, hata terimi varyansının sabit olduğu varsayılmaktadır. Bununla birlikte pek çok finansal değişkene ait zaman serilerinin genellikle yüksek bir volatilité sergilediği gözlenmekte, bu durumda sabit varyans

* Yrd. Doç. Dr., Bilecik Üniversitesi, Bilecik Meslek Yüksekokulu, e-mail: sturkyilmaz@anadolu.edu.tr

varsayımı geçerli olmamaktadır. Öngörü hatalarının değişen varyansa sahip olduğu zaman serilerinin analizinde, serilerin bu özelliğini de dikkate alacak modellere gereksinim duyulmuştur. Engle (1982), bu ihtiyacı gidermek amacıyla Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity=ARCH) süreçleri olarak adlandırılan, stokastik süreçlerin yeni bir sınıfını önermiştir.

2.1 ARCH Modeli

ARCH modelleri koşullu değişen varyansın modellenmesine imkan vermektedir. Bu modellerde;

$$y_t = c + \sum_{i=1}^k \phi_i y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

şeklinde ARMA (veya Olağan En Küçük Kareler (OEKK)) modeli yardımıyla türetilen öngörü hataları $\{u_t\}$ serisinin, örneğin t dönemine ilişkin koşullu varyansı h_t , belirli sayıda geçmiş dönem öngörü hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak ifade edilir (Engle, 1995; Bera ve Higgins, 1993; Diebold ve Lopez, 1995; Akgiray 1989). Örneğin p geçmiş dönem için ARCH(p) genel modeli;

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

şeklinde yazılır. Burada p modelin derecesini, α_i modelin parametrelerini ve $\{u_{t-i}^2\}$ ler ise geçmiş dönem öngörü hatalarının karelerini ifade etmektedir. ARCH modellerinde α_i parametrelerine ilişkin bazı kısıtlar söz konusudur. u_t 'nin üretilen bütün değerleri için koşullu varyans σ_t^2 pozitif olmak durumundadır. Bu durumun sağlanabilmesi için $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p$ parametreleri negatif olmamalıdır. Bir başka ifade ile, $\alpha_0 > 0$ ve $i=1, 2, \dots, p$ olmak üzere $\alpha_i \geq 0$ koşulları sağlanmalıdır. Diğer bir kısıt α_i 'lerin her birinin veya toplamının 1'den küçük olmasıdır. Bu kısıt durağan ARCH süreci için gereklidir (Özer ve Türkyılmaz, 2004).

2.2 GARCH Modeli (Genelleştirilmiş ARCH)

ARCH modelinde bahsedilen kısıtlardan dolayı ve negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, ARCH modellerinin genişletilmiş hali olan daha fazla geçmiş bilgiye dayanan, daha esnek bir gecikme yapısına sahip olan bir model yapısı geliştirilmiştir. Söz konusu modele genelleştirilmiş ARCH veya GARCH modeli adı verilmiştir. GARCH (p,q) modeli varyansın, geçmiş dönem volatilitelerin ve bağımlı değişkenin geçmiş dönem varyanslarına bağlı olarak açıklandığı modellerdir. GARCH (p,q) modeli aşağıdaki gibidir (Bollerslev, 1986; Bollerslev, 1990; Chou, 1988; Demos ve Sentana, 1998; Drost ve Nijman, 1993);

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

$p > 0, q \geq 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 (i=1,2,\dots,p)$ ve $\beta_i \geq 0 (i=1,2,\dots,q)$ eşitlikleri geçerlidir.

Uygulamalarda sıkça karşılaşılan bir model tipi olarak GARCH (1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (4)$$

şeklinde yazılabilir. İyi tanımlanmış bir GARCH (1,1) süreci için bütün parametrelerin ($\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$ ve $\beta_1 \geq 0$) pozitif olması ayrıca $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ koşulunu sağlaması gereklidir. Bu koşullar durağanlık içindir (Enders, 1995).

Koşullu değişen varyansı modellemek için geliştirilen bu modellerin yanında, diğer bazı türev modeller önerilmiştir. Literatürde yaygın olarak kullanılanlardan örneğin ARCH-M, EGARCH, TARARCH, C-ARCH, PARARCH modellerine kısaca yer verilmiştir.

2.3 ARCH-M Modeli (Ortalamadaki ARCH)

ARCH-M modelleri koşullu ortalamadaki volatilitenin etkisini en iyi şekilde tanımlayan modellerdir. İlk kez Engle, Lilien ve Robins (1987) tarafından tartışılmıştır. Bu modellerde koşullu varyans veya koşullu standart sapma, koşullu ortalama modelinde bir açıklayıcı değişken olarak yer almaktadır. Söz konusu modeller aşağıdaki gibi gösterilebilir (Salman, 2002).

$$y_t = x_t \beta + \lambda h_t + u_t \quad (5)$$

$$y_t = x_t \beta + \lambda \sqrt{h_t} + u_t \quad (6)$$

$u_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$ dir. Burada u_t bir GARCH modeli ile açıklanmaktadır.

$$u_t = \left(\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \right)^{1/2} v_t \quad (7)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (8)$$

Burada v_t beyaz gürültü sürecidir (Gourieroux, 1997).

2.4 EGARCH Modeli (Üstel Genelleştirilmiş ARCH)

Yukarıda ele alınan ARCH türü modellerde varyansın etkisinin simetrik olduğu varsayılmıştır. Ayrıca söz konusu modeller volatilitenin işaretini değil, büyüklüğünü ele alan modellerdir. Oysa uygulamada azalan yöndeki şokların-dalgalanmaların (kötü haber), artan yöndeki şoklar-dalgalanmalardan (iyi haber) daha yüksek volatilitelere neden olduğu sıklıkla gözlenmektedir. Bu durum varyans etkilerinin asimetric olarak ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Nelson (1991), söz konusu asimetric yapının incelenmesine imkan veren, üstel GARCH adı verilen EGARCH modelini geliştirmiştir.

Koşullu varyans ve geçmiş dönem hataları (u_{t-1})'ler arasındaki bağımlılığı ortaya koyan, pozitiflik koşullarından kaçınmak için logaritmik olarak ifade edilen söz konusu modelin EGARCH (1,1) gösterimi;

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \delta_1 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \delta_2 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta \log(h_{t-1}) \quad (9)$$

şeklinde geliştirilmiştir (Nelson, 1991). Eğer $\delta_2 = 0$ ise varyans, simetriktir. Azalan yöndeki dalgalanmalar (kötü haber) ($u_{t-1} < 0$), $((\delta_1 - \delta_2) / \sqrt{h_{t-1}})$ etkisine sahipken, artan yöndeki dalgalanmalar (iyi haber), ($u_{t-1} > 0$), $((\delta_1 + \delta_2) / \sqrt{h_{t-1}})$ etkisine sahiptir. δ_2 negatif ve istatistiksel olarak anlamlı ise, bu durum volatilitenin üzerinde daha büyük bir etkiye sahip negatif hatalarla ilgili bir asimetric varlığının göstergesidir (Hamori, 2000).

2.5 TARCH Modeli (Eşiksel ARCH)

EGARCH modelinde olduğu gibi hata varyanslarındaki asimetriyi açıklayan modellerdir. Zakoian tarafından tanımlanan “Threshold Heteroscedastic Model” veya TARCH modeli olarak isimlendirilen modelin açık yazılımı, Threshold ARCH (TARCH) modelidir (Koutmos, 1988; Engle ve Victor, 1993; Zakoian, 1994). Koşullu varyans için TARCH(1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} u_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (10)$$

Modeldeki γ terimi kaldıraç-dürtü (leverage) etki terimi, asimetriğin göstergesidir. Bu modelde azalan yöndeki dalgalanmalar (kötü haber) ($u_{t-1} < 0$), $\alpha + \gamma$ etkisine sahipken, artan yöndeki dalgalanmalar (iyi haber), ($u_{t-1} > 0$), α etkisiyle tanımlanır. İstatistiksel olarak anlamlı bir γ asimetrisinin kanıtıdır. Eğer $\gamma > 0$ ise volatilité üzerinde daha büyük bir etkiye sahip negatif şoklu bir asimetri, eğer $\gamma < 0$ ise volatilité üzerinde daha büyük bir etkiye sahip pozitif şoklu bir asimetri söz konusudur. TARCH modelinin daha yüksek dereceleri için;

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \gamma u_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (11)$$

modeli geliştirilmiştir (Hamori, 2000; Eviews 5.1 Users Guide, 2005; Engle ve Patton, 2001).

2.6 C-ARCH Modeli (Bileşke ARCH)

Koşullu varyansın sabit terimi, zaman-değişken ve sabit olmak üzere iki parçada ele alan C-ARCH modeli, kısa ve uzun dönem varyansını ayrı ayrı ifade etmektedir. C-ARCH (1,1) modelinde, GARCH (1,1) modelinde bulunan w parametresi q_t parametresi ile yer değiştirmektedir. Yine h_t uzun dönem değişen varyansı göstermektedir ve q_t parametresi koşullu varyansın zaman-değişken kalıcı bileşkesini ifade etmektedir (Kızılsu, Aksoy ve Kasap, 2001; Eviews 5.1 Users Guide, 2005). Buna göre;

$$\begin{aligned} h_t &= q_t + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(h_{t-1} - q_{t-1}) \\ q_t &= w + \rho(q_{t-1} - w) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \end{aligned} \quad (12)$$

Eşitlikler birleştirildiğinde, q_t , h_t 'de yerine konulduğunda;

$$h_t = w + \rho(q_{t-1} - w) + \phi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (13)$$

elde edilir. Burada ρ , q_t 'nin w 'ye varma hızını göstermektedir. ϕ ARCH-GARCH'ın kalıcı bileşik etkisidir. β geçici GARCH ve α ise geçici ARCH etkisidir. (Kızılsu, Aksoy ve Kasap, 2001; Eviews 5.1 Users Guide, 2005).¹

2.7 PARCH Modeli (Üslü ARCH)

Power ARCH (üslü ARCH) modelleri ARCH türü modellerin bir devamı olarak, Ding, Granger ve Engle (1993) tarafından geliştirilmiştir. Klasik modellerdeki zaman serisi verilerinin mutlak değer ya da karesinin yerine, verilerin dönüşümünün verinin kaçınıcı kuvveti ile olduğunu analiz etmektedir. Genel PARCH modeli;

¹Asimetrik Bileşke ARCH modeli olarak adlandırılan AC-ARCH modeli ise ARCH etkisini koşullu varyansın asimetrisi ve büyüklüğü olarak bölerek asimetri hakkında bilgi vermektedir. Bu konuyla ilgili ayrıntılı bilgi için bkz: (Rabemananjara ve Zakoian, 1993, Kızılsu, Aksoy ve Kasap, 2001).

$$\sigma_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^d + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^d \text{ 'dir.} \quad (14)$$

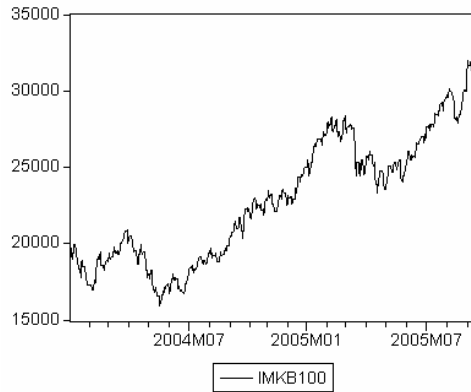
Eşitlikte yer alan α_i ve β_i standart ARCH ve GARCH parametreleri, γ_i asimetrik etki-kaldıraç parametresidir. d ise standart sapmanın üs parametresidir. Burada $d > 0$, $|\gamma_i| \leq 1$ ($i=1,2,\dots,\tau$) (Telatar ve Binay, 2001; Ding Granger ve Engle, 1993; Eviews 5.1 Users Guide, 2005). Eğer $d=2$ ve $\gamma_i = 0$ ise PARCH modeli standart GARCH modeline dönüşür. $\gamma_i \neq 0$ ise asimetrik etki söz konusudur.

3. İMKB ULUSAL-100 ENDEKSİ SERİSİNDE VOLATİLİTENİN ARAŞTIRILMASI

Bu bölümde, belirlenen dönem içerisinde İMKB ulusal 100 endeksi serisinde volatilitenin varlığının araştırılması ve yapısının belirlenmesi aşamalarına yer verilmiştir.

3.1 İMKB Endeksi Serisinin Tanıtılması ve Özelliklerinin Belirlenmesi

Çalışmada 02/01/2004 – 15/09/2005 dönemi için 614 gözlem değerinden oluşan, günlük İMKB Ulusal 100 kapanış fiyat endeksi değerlerinde volatilitenin varlığı incelenmiştir. İMKB endeksi serisinin Şekil 1’de verilen kartezyen grafiği incelendiğinde, ele alınan dönemde endeks serisinin artan bir eğilim içerisinde olduğu gözlenmektedir. Grafiksel değerlendirmeye göre serinin ortalama durağan olmadığı söylenebilir. Ayrıca 02/01/2004 – 15/09/2005 döneminde belirgin düzenli olmayan iniş çıkışların olması, seride değişen varyans olabileceği izlenimini vermektedir.



Şekil 1. İMKB Endeksi serisinin kartezyen grafiği

(İMKB100) değişkeniyle tanımlanan İMKB serisi için Şekil 2’de verilen Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon (ACF-PACF) grafiği incelendiğinde; otokorelasyon fonksiyonunun $k=1, 2, \dots, 24$ gecikme için hesaplanan tüm gecikmelerde istatistiksel olarak anlamlı değerler aldığı ve tüm otokorelasyon değerlerinin $\alpha = 0,05$ için $\mp 2/\sqrt{614} = \mp 0,08$ güven sınırları dışında kaldığı görülmektedir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.991	0.991	606.35	0.000
		2	0.983	0.038	1204.0	0.000
		3	0.975	-0.010	1792.8	0.000
		4	0.967	-0.021	2372.5	0.000
		5	0.959	0.039	2944.1	0.000
		6	0.952	0.027	3508.2	0.000
		7	0.945	-0.016	4064.5	0.000
		8	0.938	0.026	4613.7	0.000
		9	0.932	0.017	5156.2	0.000
		10	0.925	-0.026	5691.5	0.000
		11	0.918	-0.008	6219.6	0.000
		12	0.911	0.022	6740.9	0.000
		13	0.904	-0.017	7255.3	0.000
		14	0.896	-0.045	7761.9	0.000
		15	0.889	-0.028	8260.4	0.000
		16	0.881	0.028	8751.4	0.000
		17	0.875	0.072	9236.4	0.000
		18	0.869	0.029	9716.1	0.000
		19	0.864	-0.018	10190.	0.000
		20	0.858	-0.006	10658.	0.000
		21	0.852	0.008	11121.	0.000
		22	0.846	0.015	11579.	0.000
		23	0.841	0.008	12032.	0.000
		24	0.835	-0.012	12479.	0.000

Şekil 2. İMKB100 Serisinin ACF ve PACF Grafiği

Bu durum İMKB endeksi serisinin durağan olmadığını göstergesidir. Bu sonucu desteklemek amacıyla, Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök test sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

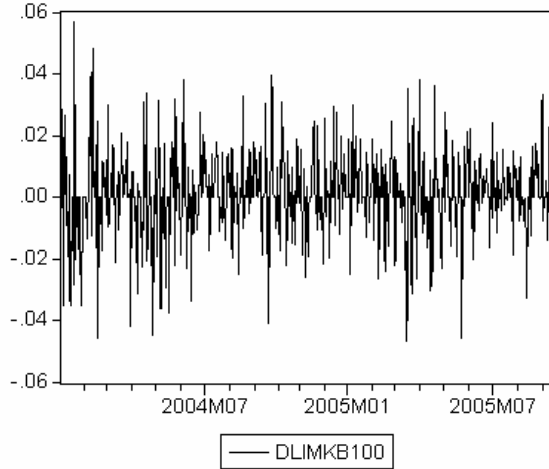
Tablo 1. İMKB100 serisi için birim kök test sonuçları

Değişken	Test İstatistikleri	%5 Kritik Değer
İMKB100	ADF (18)=0,541321	-2,866037
	PP (9)=0,607772	-2,866037

Tablo 1’e göre ADF test istatistiği 0,541321 değeri ve PP test istatistiği 0,607772 değeri, %5 anlam düzeyinde -2,866037 MacKinnon kritik değerinden, mutlak değerce küçük olduğu için serinin durağan olmadığı, sıfır hipotezi kabul edilir. Buna göre, İMKB endeksi serisi orijinal değerlerinde durağan değildir.

3.2 İMKB Endeksi Serisi için Uygun ARIMA Model Tipinin Belirlenmesi

İMKB endeksi serisi için ARIMA (p,d,q) model tipinin önerilebilmesi serinin durağanlaştırılması ile mümkündür. Bu amaçla serinin özelliklerinin daha iyi belirlenebilmesi amacıyla önce doğal logaritması, sonra ortalama durağanlığın sağlanması amacıyla da d=1’inci dereceden farkları alınmıştır. Böylece (DLİMKB100) değişkeni ile tanımlanan I(1) İMKB endeksi serisinin kartezyen grafiği Şekil 3’de verilmiştir.



Şekil 3. DLIMKB100 Serisinin grafiği

Kartezyen grafiği incelendiğinde görsel olarak I(1) İMKB endeksi serisinin durağanlığının sağlanmış olduğu söylenebilir. Ayrıca Şekil 4’de verilen DLIMKB100 serisinin ACF ve PACF grafiği incelendiğinde, fonksiyonun tüm gecikmelerde $\mp 2/\sqrt{613} = \mp 0,08$ güven sınırları içerisinde kaldığını ve istatistiksel olarak anlamlı olmayan değerler aldığını göstermektedir.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.018	-0.018	0.1971	0.657
		2 0.016	0.015	0.3454	0.841
		3 0.044	0.044	1.5198	0.678
		4 -0.052	-0.051	3.2145	0.523
		5 -0.055	-0.059	5.1088	0.403
		6 0.022	0.020	5.4089	0.493
		7 0.015	0.023	5.5577	0.592
		8 -0.058	-0.056	7.6238	0.471
		9 -0.014	-0.025	7.7489	0.560
		10 -0.044	-0.045	8.9543	0.536
		11 -0.033	-0.025	9.6464	0.562
		12 0.003	0.001	9.6531	0.646
		13 0.093	0.090	15.052	0.304
		14 -0.001	-0.000	15.053	0.375
		15 0.068	0.060	18.008	0.262
		16 0.004	-0.005	18.019	0.323
		17 -0.092	-0.086	23.426	0.136
		18 0.007	0.004	23.459	0.174
		19 0.009	0.011	23.506	0.216
		20 -0.019	-0.011	23.733	0.254
		21 -0.019	-0.026	23.972	0.294
		22 0.055	0.047	25.910	0.256
		23 0.058	0.085	28.054	0.214
		24 -0.062	-0.052	30.521	0.168

Şekil 4. DLIMKB100 Serisinin ACF ve PACF Grafiği

Otokorelasyon fonksiyonunun bu özelliği DLIMKB100 serisinin durağan olduğu anlamına gelir. Bu sonucu desteklemek amacıyla Tablo 2’de ADF ve PP Birim Kök Test sonuçları da verilmiştir.

Tablo 2. DLIMKB100 Serisi için birim kök test sonuçları

Değişken	Test İstatistikleri	%5 Kritik Değer
DLIMKB100	ADF (18)=-25,18816	-2,866044
	PP (8)=-25,19217	-2,866044

Tablo 2'deki sonuçlara göre ADF test istatistiği -25,18816 değeri ve PP test istatistiği -5,19217 değeri, %5 anlam düzeyinde -2,866044 MacKinnon kritik değerinden mutlak değerce büyük olduğu için serinin durağan olmadığı sıfır hipotezi reddedilir. Buna göre DLIMKB100 serisinin durağan bir seri olduğu karar verilir. Serinin Şekil 4'te verilen ACF ve PACF grafiklerindeki eğilim benzerliği nedeniyle seri için önerilen geçici uygun ARIMA (p,d,q) modeli ARIMA (1,1,1)'dir. Önerilen diğer ortalama modelleri içerisinde parametrelerinin anlamlılığı, Akaike (AIC), Schwarz (SCI) ve Log Olabilirlik değeri kriterleri açısından en uygun model olarak belirlenmiştir. Bu ortalama modeli;

$$(1-\phi L)y_t=(1-\theta_1 L)u_t \quad (15)$$

eşitliği ile ifade edilir.²

ARIMA (1,1,1) koşullu ortalama modelinin hata terimleri, koşullu değişen varyansı modellemede kullanılmaktadır. Modele ilişkin sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. ARIMA (1,1,1) modelinin sonuçları

	Katsayılar	Std. Hata	t	p
AR (1)	-0,799247	0,099164	-8,059860	0,0000
MA (1)	0,828920	0,094979	8,727429	0,0000
Sbt. Terim	0,000879	0,000571	1,538007	0,1246
AIC	-5,708278			
SCI	-5,686627			
Log Olab.	1749,733			

ARIMA (1,1,1) modelinin uygunluğunun testi modelden elde edilen öngörü hatalarının otokorelasyon fonksiyonuna ve bu fonksiyondan yararlanılarak hesaplanan $Q=n \sum r_i^2$ istatistiğine dayalı yapılabilir. Öngörü hatalarının otokorelasyon katsayılarının tamamı $\mp 2/\sqrt{613} = \mp 0,08$ güven sınırları içinde yer almaktadır. Bu durum, hataların rassal olduğunu ve modelin uygunluğunu gösterir. Otokorelasyon katsayılarından yararlanılarak hesaplanan Q istatistiği $Q=613*0,0456$ ve $K-p-q=24-1-1=22$ serbestlik derecesinde $Q=27,97593 < \chi_{0,05;22}^2 = 33,925$ olduğu için hataların rassallığı ile ilgili yukarıda yapılan değerlendirme, ARIMA (1,1,1) modelinin İMKB100 serisi için %5 anlam düzeyinde uygun olduğu sonucunu desteklemektedir.

3.3 İMKB Endeksi Serisinde ARCH Etkisinin Araştırılması

İMKB endeksi serisi için uygun bulunan ARIMA (1,1,1) modelinin hatalarında ARCH etkisinin varlığının kontrolü için ARCH-LM testi kullanılmaktadır. Bu testte ARCH etkisinin olmadığı sıfır hipotezi sınanmaktadır. Test sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. ARCH-LM testi sonuçları

	$\chi_{0,05;1}^2$ Kritik Değ.	TR ²	p
ARCH (1)	3,841455	4,844498	0,027744

² Eşitlikteki y_t ; logaritmik birinci dereceden farkı alınmış durağan İMKB100 serisini göstermektedir.

Tablo 4'e göre TR^2 değerinin %5 anlam düzeyinde 1 serbestlik dereceli $\chi^2_{0,05}$ değerinden büyük olması, sıfır hipotezinin reddini sağlar. Bu karara göre, ARIMA (1,1,1) modelinin hatalarında çok yüksek olmamakla birlikte, ARCH etkisinin varlığından söz edilebilir. %5'ten küçük olan p olasılık değeri de bu sonucu destekler niteliktedir. Bu durumda seride ARCH etkisini de göz önünde bulunduran koşullu değişen varyans modellerinin kullanılması uygundur.

3.4 En Uygun ARCH Türü Model Tipinin Belirlenmesi ve Değerlendirilmesi

Teorik kısımda yer verilen ve incelenen modeller içerisinde istatistiksel anlamlılık, AIC, SCI ve Log Olabilirlik kriterlerine göre EGARCH (1,1) modeli İMKB endeksi serisi için en uygun ARCH türü model olarak belirlenmiştir.³ Söz konusu modelin sonuçları Tablo 5' te verilmiştir.

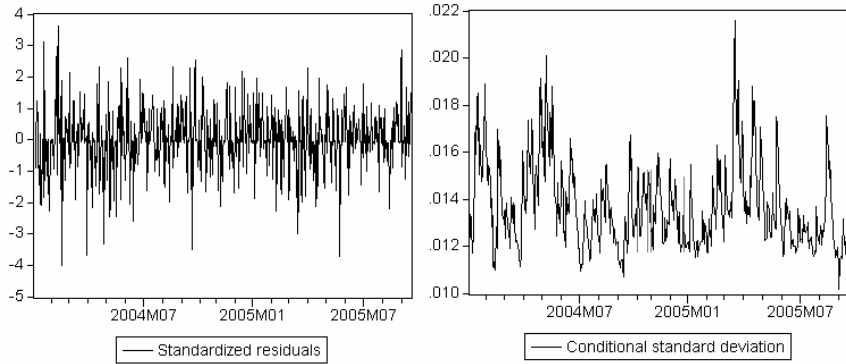
Tablo 5. EGARCH (1,1) modeli sonuçları

EGARCH (1,1)	Koşullu Değişen Varyans Modeli				Koşullu Ortalama Modeli	
	α_0	β	δ_1	δ_2	AR(1)	MA(1)
	-1,299180 (-2,987284)	0,853203 (17,35978)	0,054896 (1,785594)	-0,122144 (-3,726589)	-0,803709 (-9,553903)	0,825300 (10,02923)
AIC Kriteri	-5,741630					
SWC Kriteri	-5,691112					
Log Olab.	1763,939					

Tablo 5'e göre EGARCH (1,1) modelinin parametrelerine bakıldığında δ_1 parametresi %10 anlam düzeyinde, diğer tüm parametreler %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Kaldıraç (leverage) etki terimi olan δ_2 parametresi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durumda asimetric etkinin anlamlı olduğunu, azalan yöndeki şokların-dalgalanmaların İMKB endeksi serisinin volatilitesi üzerinde, artan yöndeki şoklara-dalgalanmalara göre daha büyük bir etkisinin olduğu söylenebilir. Seri için seçilen en uygun ARCH türü model olan EGARCH (1,1) koşullu değişen varyans modelinin standartlaştırılmış varyans öngörü hatalarına ve modelin koşullu standart sapmalarına ait grafikler Şekil 5'te verilmiştir.⁴

³ Tahmin sonuçları olabilirlik fonksiyonunu en çoklayan Berndt, Hall ve Hausman (BHHH) metodu seçilerek, Eviews 5.1 paket programı yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

⁴ Standartlaştırılmış varyans öngörü hataları $u_t/\sqrt{h_t}$ ile elde edilmiştir. Koşullu standart sapmalara ait grafik ise koşullu varyans serisinin karekök değerleri ile elde edilmiştir.



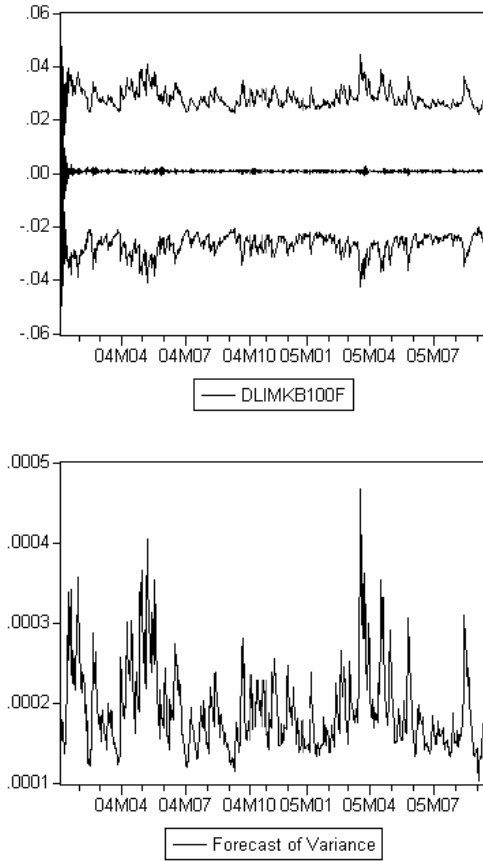
Şekil 5. EGARCH(1,1) modelinin standartlaştırılmış varyans öngörü hataları ve koşullu standart sapmasının grafiği

EGARCH (1,1) modelinin uygunluğunun belirlenmesi açısından modelin öngörü hatalarına uygulanan ARCH-LM testi sonuçları Tablo 6’ da verilmiştir.

Tablo 6. ARCH-LM testi sonuçları

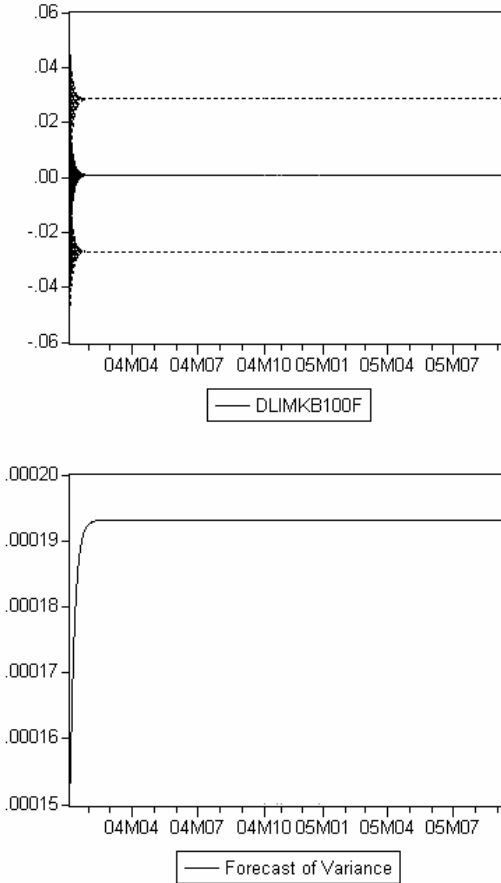
	$\chi^2_{0,05,1}$ Kritik Değ.	TR ²	P
ARCH (1)	3,841455	0,675899	0,411832

Tablo 6’deki sonuçlardan anlaşıldığı gibi, İMKB endeksi serisinin koşullu ortalama modeli olan ARIMA (1,1,1) modelinin hatalarındaki ARCH etkisi, EGARCH (1,1) koşullu değişen varyans modeliyle giderilmiştir. Şekil 6 ve Şekil 7’de EGARCH (1,1) modelinin ortalama ve koşullu değişen varyansının Statik ve Dinamik yöntemle öngörü grafikleri yer almaktadır. Statik yöntemle öngörüler gerçek gözlem değerlerinden, dinamik yöntemde ise bağımlı değişkenin geçmiş dönem değerlerine ilişkin öngörüler yardımıyla hesaplanır.



Şekil 6. Statik yöntemle varyans öngörü grafiği

İMKB endeksi serisinin ortalama modeli öngörüsünü Şekil 6'daki birinci grafik, koşullu varyans öngörüsünü ise ikinci grafik göstermektedir. Varyans öngörüsü grafiğindeki değerler, Şekil 5'te grafiği verilen koşullu değişen varyans modelinin koşullu standart sapmalarının kareleridir. Grafikte yer alan maksimum ve minimum değerler koşullu varyanstaki yüksek ve düşük volatiliteleri ifade etmektedir.



Şekil 7. Dinamik yöntemle varyans öngörü grafiği

İMKB endeksi serisinin önceki dönemlere dayanarak elde edilmiş ortalama öngörülere, Şekil 7'deki birinci grafikte, koşullu varyans öngörülere de ikinci grafikte yer almaktadır. Söz konusu grafiklerden koşullu varyansın sabit kaldığı görülebilir. Buna dayalı olarak EGARCH (1,1) modelinin İMKB endeksi serisinin değişen varyansını modellemede güvenilir sonuçlar verebileceği söylenebilir.

Aşağıda söz konusu değişken için seçilen en uygun koşullu ortalama ve koşullu değişen varyans modelleri özetle verilmiştir.

Koşullu Ortalama Modeli; ARIMA (1,1,1)⁵
 $(1+0,803709L)y_t=(1-0,825300L)u_t$

Koşullu Değişen Varyans Modeli; volatilitenin tahmini için kullanılabilecek EGARCH (1,1) koşullu değişen varyans modeli,

$$\log(h_t)=-1,299180+0,054896 \left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| -0,122144 \left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) +0,853203 \log(h_{t-1})$$

şeklinde verilebilir.

⁵ Burada y_t , birinci dereceden farkları alınan logaritmik İMKB endeksi serisini göstermektedir

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

Yatırımcılar ve politika yapımcılar için enflasyon oranları, hisse senetleri fiyatları, döviz kurları, repo faiz oranları gibi çeşitli finansal değişkenlerin öngörülmesi oldukça büyük öneme sahiptir. Bu tür finansal değişkenlerin özellikle hükümet politikalarındaki değişikliklerden ve finansal piyasalardaki belirsizliklerden önemli ölçüde etkilendikleri bilinen bir gerçektir. Bu nedenle yatırımcılar ve piyasa katılımcıları finansal piyasalarda yüksek bir volatilitenin olup olmadığını bilmek ve eğer varsa bu volatilitenin yapısını belirlemek suretiyle riskten korunmak istemektedir.

Bu amaçla incelenen 02/01/2004–15/09/2005 döneminde İMKB ulusal 100 endeksi serisi için düşük bir ARCH etkisi bulunmuş ve volatilitesi modellenmiştir. ARCH-LM testine göre düşük bir ARCH etkisinin olması, yaşanan ekonomik krizlerden sonra yapılan finansal işleyişi etkileyen yapısal ve idari anlamdaki düzenlemelerin bir sonucu olarak yorumlanabilir.

Çalışmada EGARCH (1,1) modeli, parametrelerin anlamlılığı ve AIC, SCI, Log Olabilirlik kritik değerlerine göre seri için en uygun koşullu değişen varyans modeli olarak seçilmiştir. Modelin değerlendirilmesi kısmında İMKB ulusal 100 endeksi serisinin koşullu değişen varyansını modellemedeki uygunluğu, hatalara uygulanan ARCH-LM testi ile kontrol edilmiş ve EGARCH (1,1) modeliyle koşullu ortalama modelinin hatalarındaki ARCH etkisinin kaldırıldığı sonucuna ulaşılmıştır.

Modelin kaldıraç etki terimi olan δ_2 parametresi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durumda asimetrik etkinin anlamlı olduğunu azalan yöndeki şoklardalgılanmaların İMKB endeksi serisinin volatilitesi üzerinde, artan yöndeki şoklardalgılanmalara göre daha büyük bir etkisinin olduğu söylenebilir. İMKB ulusal 100 endeksi serisi için asimetrik volatilitenin anlamlı bulunması ağırlıklı olarak yabancı olan bireysel ve kurumsal yatırımcıların finansal piyasalarda oluşan herhangi bir olumsuzluk karşısında buna tepki olarak piyasadan çekilmeleriyle açıklanabilir.

6. KAYNAKLAR

Akgrıy, V., 1989. *Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecast*, Business, 62, 55-80.

Bera, A.K. ve Higgins, M.L., 1993. *ARCH Models: Properties, Estimation and Testing*, Economics Surveys, 7, 305-366.

Bollerslev, T., 1986. *Modelling the Persistence of Conditional Variances*, Econometric Reviews, 5, 1-50.

Bollerslev, T., 1990. *Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Models*, Review of Economics and Statistics, 78, 498-505.

Chou, R.Y., 1988. *Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using Garch*, Applied Econometrics, 3, 279-294.

- Demos, A. ve Sentana, E., 1998. *Testing for GARCH EFFECTS: A Onesided Approach*, *Econometrics*, 86, 97-127.
- Diebold, F.X. ve Lopez, J.A., 1995. *Modelling Volatility Dynamics. in: K.D. Hoover, ed, Macroeconometrics: Developments, Tensions and Prospects*, 427-466, Boston: Kluwer.
- Ding, Z., Granger, W.J. and Engle, R.F., 1993. *A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model*, *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Drost, F.C. ve Nijman, T.E., 1993. *Temporal Aggregation of GARCH Processes*, *Econometrica*, 61, 909-927.
- Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*, JohnWiley&Sons,Inc., USA., 135-211.
- Engle, R.F., 1982. *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R.F., 1995. *ARCH: Selected Readings* (Advanced Texts in Econometrics), Oxford University Press.
- Engle, R.F. ve Victor, K., 1993. *Measuring and Testing the Impact of News on Volatility*, *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Engle, R.F. ve Patton, A.J., 2001. *What Good is a Volatility Model?*, 1-29.
- Engle, R.F., Lillien, D.M. ve Robins, R.P., 1987. *Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model*, *Econometrica*, 55, 391-408.
- Eviews 5.1 User's Guide, 2005. Quantitative Micro Software, LLC, the United States of America, 1-1014.
- Gouriéroux, C., 1997. *Arch Models and Financial Applications*, Springer Verlag.
- Hamori, S., 2000. *Volatility of Real GDP: Some Evidence from the United States, the United Kingdom and Japan*, *Japan and World Economy*, 12, 143-152.
- Kızılsu, S., Aksoy, S. ve Kasap, R., 2001. *Bazı Makroekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi*, *G.Ü., İ.İ.B.F. Dergisi*, 1/2001, 1-18.
- Koutmos, G., 1988. *Asiymmetries in the Conditional Mean and Conditional Variance: Evidence from Nine Stock Markets*, *Economics and Business*, 50, Issue 3, 277-290.
- Nelson, D.B. 1991. *Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach*, *Econometrica*, 59, 347-370.
- Özer, M. ve Türkyılmaz, S., 2004. *ARCH Modelleri ile Repo Faiz Oranları İktisadi Değişkeninin Oynaklığının Araştırılması*, *Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, Bahçeşehir Üniversitesi İşletme Fakültesi, Cilt II-Sayı 2, 1-26.

Rabemananjara, R. and Zakoian, J., 1993. *Threshold ARCH Models and Asymetries in Volatility*, Journal of Applied Econometrics, 8, 31-49.

Salman, F., 2002. *Risk-Return-Volume Relationship in an Emerging Stock Market*, Applied Economics Letters , Vol:9, Issue:8, 549-552.

Telatar, E. ve Binay, S., 2001. *İMKB Endeksinin Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (PARCH) ile Modellenmesi*, Çukurova Üniversitesi 5. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 1-8. <http://idari.cu.edu.tr/sempozyum/bil6.htm>

Zakoian, J., 1994. *Threshold Heteroscedastic Models*, Journal of Economic Dynamics and Control, 18, 931-955.

THE ANALYZING OF VOLATILITY ON İSTANBUL STOCK EXCHANGE (İSE) NATIONAL-100 INDEX BY USING ARCH MODELS

ABSTRACT

In this study, it has been examined that the existing of volatility on İstanbul Stock Exchange (İSE) National-100 index by using ARCH-class models. It has been analyzed the relationship between (İSE) National-100 index and estimated volatility. In the examined period 02/01/2004-15/09/2005, EGARCH (1,1) model has been determined as the most fitting conditional heteroscedasticity model for (İSE) National-100 index series. So, it has been deduced that there is an asymmetric relationship between (İSE) National-100 index and its volatility. In other words, while volatility of series tends to increasing against decreasing shocks (bad news), it tends to decreasing against increasing shocks (good news) effected İSE index.

Key Words: ARCH Models, Conditional Heteroscedasticity, EGARCH Model, Volatility.