

GELİŞMEKTE OLAN PİYASALARDA VOLATİLİTENİN CHARMA İLE MODELLENMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

*Yrd.Doç.Dr. Cüneyt AKAR**

ÖZET

Bu çalışmanın amacı Koşullu Heteroskedastik Hareketli Ortalama(CHARMA) modelinin gelişmekte olan bir piyasa olan İMKB'nin getiri volatilitésinin modellenmesinde kullanılabileceğini göstermektir. Çalışmada İMKB endeks verileri kullanılmıştır. Takvimsel faktörler, iktisadi krizler(1994 krizi, Rusya krizi, 2001 krizi) ve logaritmik işlem hacmi değişiminin etkileri de modelde incelenmiştir. Sonuçlar hisse senedi getirilerinin Cuma günü yüksek, pazartesi günü düşük olduğunu göstermektedir. Ayrıca getiri volatilitelerinin pazartesi günleri ve kriz periyotlarında yüksek, yaz döneminde düşük olduğu belirlenmiştir. İşlem hacmi değişimi hem getirileri hem de volatilitéyi pozitif yönde etkilemektedir. Çalışmada elde edilen önemli sonuçlardan biri de volatilitenin getiri sapmalarının ilk iki gecikmesi arasındaki etkileşime bağlı olduğu bulgusudur.

Anahtar Kelimeler: CHARMA, Takvimsel faktörler, Krizler

ABSTRACT

Modeling Volatility In Emerging Markets By Using Charma: Turkish Case

The aim of this study is to show Conditional Heteroskedastic Autoregressive Moving Average (CHARMA) model can be used modeling volatility in emerging markets. Turkish Stock market data is used in the study. Seasonal anomalies, economic crises (1994 crisis, Russia crisis, 2001 crisis) and trading volume change are also considered in the study. The results show that while returns are high on Friday and low on Monday, volatility is high on Monday and in crises periods but it is low in summer time. Trading volume change affects both returns and volatility positively. Results also show that volatility of stock returns in Istanbul Stock Exchange (ISE) depends on interactions between first two lagged deviations from average return.

Key Words: CHARMA, Seasonal anomalies, Crises

1. GİRİŞ

Gelişmekte olan piyasalarda volatilitenin modellenmesiyle ilgili pek çok ampirik çalışma bulunmaktadır. Gelişmekte olan piyasalar olgun piyasalara göre çok daha fazla koşullu volatilité özellikleri gösterdiğinden bu piyasalar için yapılan volatilité çalışmaları genellikle ARCH modellerini kullanmaktadır.¹ Santis ve Imrahoroğlu (1997), gelişmekte olan piyasalarda getiri ve volatilité dinamiklerini GARCH modeliyle incelemişler ve sonuçları gelişmiş pazarlarla karşılaştırmışlardır. Özellikle gelişmekte olan piyasalarda koşullu volatilitenin gelişmiş piyasalara göre daha yüksek olduğunu ve koşullu volatilitéde ısrarcılık (persistence), kümelenme (clustering) özelliklerinin daha sık görüldüğünü göstermişlerdir. Bekaert ve Harvey (1997), gelişmekte olan piyasalardaki volatilitéyi karakterize etmeye çalışmışlar, volatilitéyi etkileyen faktörlerle ilgilenmişlerdir. Çalışmada özellikle döviz volatilitésini, ulusal kredi dereceleri, ticaret hacmi gibi faktörler üzerinde durmuşlardır. Cunado, Biscarri ve Gracia (2006), gelişmekte olan piyasalarda volatilité değişimlerini modellemeye çalışmışlardır. Aggarwal, Inclan ve Leal (1999), gelişmekte olan piyasalarda büyük volatilité kaymalarına neden olan olayları incelemişlerdir. Huang ve Young (1999); Kim ve Singal (2000), finansal liberalizasyonun gelişmekte olan piyasalarda hisse senedi volatilitésine etkilerini araştırmışlardır. Salman (2002), gelişmekte olan bir piyasa olan İMKB de risk-getiri-hacim ilişkisini araştırmış ve işlem hacminin volatilitéyi açıklamada kullanılabilecek bir değişken olduğunu göstermiştir. Shin (2005), 14 uluslararası gelişmekte olan piyasayı inceleyerek hisse senedi getirileri ve volatilité arasındaki ilişkiyi GARCH-M modeli kullanarak belirlemeye çalışmış ve sonuçta hisse senedi getirileriyle volatilité arasında pozitif yönlü fakat istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki bulmuştur. Pezzo ve Uberti (2006), gelişmekte olan piyasalarda getiri ve volatilitéyi çeşitli yöntemlerle öngörmeye çalışmış ve bu yöntemlerin öngörü performanslarını karşılaştırmışlardır. Çalışma sonunda önerdikleri yeni modelin (jump-diffusion model) daha isabetli öngörülerde bulunduğunu göstermişlerdir. Selcuk (2005), günlük hisse senedi volatilitésini bazı gelişmekte olan piyasalarda asimetric stokastik volatilité modelini kullanarak araştırmıştır. Caner ve Onder (2005), 17 gelişmekte olan piyasada aylık getirilerin kısa dönemli salınımlarının finansal krizlerden nasıl etkilendiklerini

* Balıkesir Üniversitesi, Bandırma İİBF, İşletme Bölümü

¹ Ayrıntılı bir teori ve literatür için, Engle(1982); Bollerslev (1986); Bollerslev, Chou ve Kroner (1992); McAlerr and Oxley (2002); Li, Ling and McAlerr (2002); Tsay (2002) incelenebilir.

VAR kullanarak arařtırmıřlardır. Sonuçta faiz oranlarının ve kar paylarının volatilitenin belirleyicileri oldukları olduklarını fakat bunların farklı gelişmekte olan pazarlarda farklı derecede etkileri olduklarını göstermişlerdir.

Bu çalışmada İMKB100, 50 ve 30 indeksleri getiri ve volatilitesi CHARMA kullanılarak modellenmeye çalışılmıştır. CHARMA; Tsay (1987), tarafından önerilmiş ARCH ailesi üyesi bir volatilité modelidir. CHARMA koşullu heteroskedastisite üretiminde rassal katsayılar kullanan bir modeldir. Wong ve Li (1997), çok deęişenli CHARMA modelini, Li, Long ve Wong (2001), duraęan olmayan CHARMA modelini çalışmalarında kullanmışlardır. Bazı ARCH ailesi volatilité modelleri İMKB'ye uygulanmış olmasına karşın, şimdiye kadar yapılan hiç bir çalışmada getiri ve volatilitéyi incelemek için CHARMA modeli kullanılmamıştır. Bu model aracılığı ile geçmişte gözlenen ortalama getiriden sapmaların etkileşiminin volatilitéye olan etkisi incelenmektedir. CHARMA modeli aracılığı ile aynı zamanda Pazartesi ve Cuma gün etkisi, yaz mevsimi etkisi, ocak ayı etkisi, 1994, Rusya ve 2001 iktisadi krizlerinin etkileri ve işlem hacminin, getiri ve volatilité üzerindeki etkileri araştırılmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde CHARMA modeli açıklanmıştır. Üçüncü bölümde veri ve metodoloji üzerinde durulmuştur. Dördüncü bölümde tahmin sonuçları sunulurak yorumlanmıştır.

2. CHARMA Modeli

Tahminlerde kullanılan CHARMA modeli denklem (1), (2) ve (3)' de gösterilmiştir. Denklemlerde r_t , ilgili endeksin logaritmik getirisini, μ_t koşullu ortalamayı, h_t koşullu varyansı göstermektedir. η_t sıfır ortalama ve sabit varyanslı Gaussian beyaz gürültü sürecidir. X_t etkisi araştırılan açıklayıcı deęişkenleri temsil etmektedir. u_t , kendi gecikmeli deęerlerine baęlıdır ve δ_{jt} katsayıları zamanla deęişen rassal katsayılardır. p, q, s ve k negatif olmayan sonlu tamsayılardır. Koşullu ortalama süreci, μ_t sabit katsayılı ARMA iken, yenilik serisi, u_t , rassal katsayılı daęıtılmış gecikmedir. Bu model geçmiş hataların hem karesini hem de çapraz çarpımlarını içermektedir. Bu nedenle standart ARCH modellerinden daha zengin bir koşullu volatilité modellemesine imkan vermektedir. Çapraz çarpım terimleri geçmiş getirilerin etkileşimlerini göstermektedir. Şüphesiz ki hisse senedi getiri volatilitesi bu tür etkileşimlere baęlı olabilir. Ayrıca modelin hem ortalama hem de varyans denklemine etkisini incelemek istediğimiz açıklayıcı deęişkenler yerleştirilmiştir. Standart CHARMA modelinden farklı olarak spesifikasyon hatası yapmamak için koşullu varyans denklemine GARCH terimi de dahil edilmiştir.

$$r_t = \mu_t + u_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{l=1}^k \beta_l X_l \quad (1)$$

$$u_t = \sum_{j=1}^q \delta_{jt} u_{t-j} + \eta_t \text{ veya } u_t = \mathbf{u}'_{t-1} \boldsymbol{\delta}_t + \eta_t \quad (2)$$

burada $\mathbf{u}_t = (u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q})$, u_t 'nin gecikmeli deęerlerinden oluşan vektördür. Dolayısı ile koşullu varyans,

$$h_t = h_\eta + \mathbf{u}'_{t-1} \text{kov}(\boldsymbol{\delta}_t) \mathbf{u}_{t-1} \\ = h_\eta + (u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q}) \boldsymbol{\Omega}(u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-q})'$$

veya

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^q \omega_{ij} u_{t-i} u_{t-j} + \sum_{j=1}^s \gamma_j h_{t-j} + \sum_{l=1}^k \psi_l X_l \quad (3)$$

şeklinde ifade edilebilir, burada Ω matrisinin (i, j) elementi ω_{ij} ile gösterilmiştir.

CHARMA modeli standart GARCH modelinden bir kaç yönüyle farklıdır. Bunlardan ilki CHARMA modelinde GARCH'dan farklı olarak koşullu varyans denkleminde u_t hata terim gecikmelerinin çapraz çarpımları yer alır. Diğer önemli fark da CHARMA modelinde u_t hata terimi gecikmeleri katsayılarının sabit değil rassal katsayılar olmasıdır.

3. Veri ve Yöntem

Tahminlerde İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 endekslerinin günlük kapanış ve İMKB100 günlük işlem hacmi verileri kullanılmıştır. İMKB100 için veriler 8 Ocak 1990 tarihinden, İMKB50 için 8 Ocak 2000 tarihinden, İMKB30 için 8 Ocak 1997 tarihinden başlamakta ve her 3 endeks için de 29 Aralık 2004 tarihine kadar sürmektedir. Veriler İstanbul Menkul Kıymetler Borsasından temin edilmiştir. Endekslerin logaritmik getirileri denklem (4) kullanılarak hesaplanmıştır.

$$r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad (4)$$

Burada r_t ve P_t sırasıyla ilgili endeksin t anındaki logaritmik getirisini ve kapanış fiyatını göstermektedir. Şekil 1 ve Tablo 1 verileri ve verilerin bazı temel istatistiksel özelliklerini göstermektedir. İMKB100 endeksi günlük işlem hacmi değişim oranı, $GHACİM_t$,

$$GHACİM_t = \ln(HACİM_t) - \ln(HACİM_{t-1}) \quad (5)$$

şeklinde logaritmik değişim olarak elde edilmiştir, burada $HACİM_t$ değişkeni t günündeki günlük işlem hacmini bin TL olarak göstermektedir.

Tablo 1: İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 Verilerinin Bazı Temel İstatistikleri

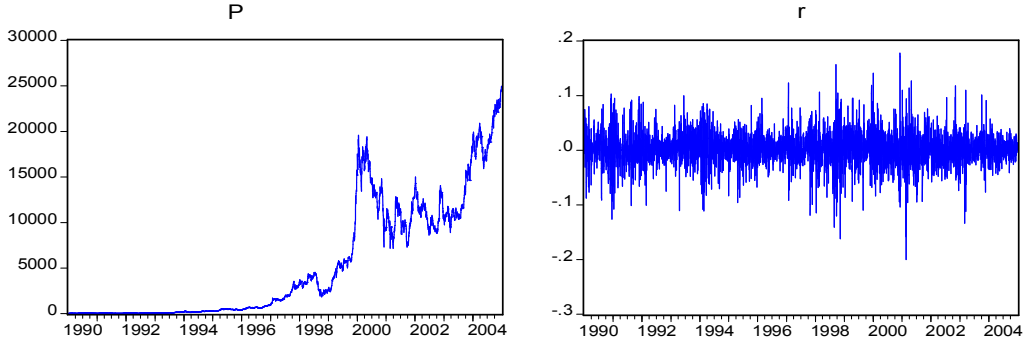
	İMKB100		İMKB50		İMKB30	
	P_t	r_t	P_t	r_t	P_t	r_t
Gözlem	3908	3908	1298	1298	2081	2081
Ortalama	5363.563	0.00177	13386.832	0.00036	12417.163	0.00162
Standart Hata	6465.544	0.03035	4089.700	0.03008	7626.888	0.03305
Minimum	25.182	-0.19978	7039.430	-0.20017	1135	-0.20067
Maksimum	24971.680	0.17773	24988.27	0.177092	32152.87	0.17646

Tablo 2'de gösterilen ADF birim kök testi sonuçlarına göre bütün endeks getirileri durağandır. İMKB100 işlem hacmi logaritmik değişimine ait birim kök testi sonuçları Tablo 4'de gösterilmiştir. Tablo 4 işlem hacmi logaritmik değişim serisinin de durağan olduğunu göstermektedir. Ayrıca kesmede, trendde ve her ikisinde olması muhtemel kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi sonuçları da Tablo 3 de gösterilmiştir. Bu sonuçlara göre de endeks getirileri durağandır.

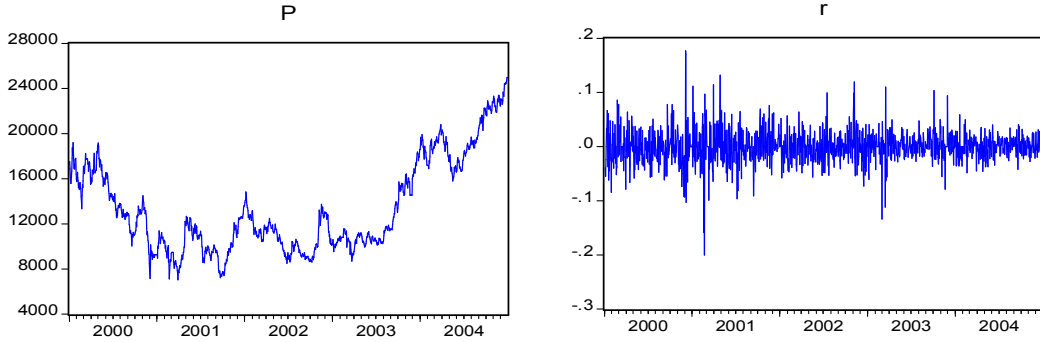
Etkisi araştırılan açıklayıcı değişkenlerden biri işlem hacmi logaritmik değişim, $GHACİM$, değişkenidir. $GHACİM$, piyasada bilgi akışını temsilen ortalama ve varyans denkleminde katılmıştır. Türkiye'nin yaşadığı üç önemli iktisadi kriz döneminin etkilerini incelemek için *D94*, *DRUSYA* ve *D2001*, yaz mevsimi ve ocak ayı etkilerini test etmek için *DYAZ* ve *DOCAK*, haftanın ilk günü ve son günü etkilerini araştırmak için *DPTESİ* ve *DCUMA*, kukla değişkenleri hem ortalama getiri, hem de koşullu varyans denkleminde yerleştirilmiştir. Ancak bu incelemeler yapılırken bazı endekslere ait eldeki verinin periyodu bütün krizlerin etkilerini incelemeye imkân vermediğinden, her bir endeks için etkisini araştırdığımız krizler farklılık göstermektedir. İMKB100 için bütün krizlerin etkilerini inceleyebilmek olanaklıyken, İMKB30 için Rusya ve 2001 krizlerinin, İMKB50 içinse sadece 2001 krizinin etkilerini incelemek mümkündür. Kullanılan kukla değişkenlerin tanımları Tablo5' de özetlenmiştir.

Kriz dönemlerinin başlangıç ve son gününü belirlemek için en önemli kriz göstergelerinden biri olan bankalar arası gecelik faiz oranı baz alınmıştır. Şekil 2’ de görüldüğü gibi özellikle 1994 ve 2001 kriz dönemlerinin başlangıç ve sona erme tarihleri gecelik faiz oranı serisi incelenerek tespit edilebilmektedir. 1998’deki Rusya krizi ise özel yapısı gereği Rusya ile doğrudan ya da dolaylı olarak ticari ilişkiler içinde bulunan şirketleri etkilemiştir. Bu nedenle Rusya krizi başlangıç ve sona erme günlerini gecelik faiz oranından çıkarmak mümkün değildir. Rusya’nın 90 günlük moratoryum ilan ettiği tarih Rusya krizinin başlangıç tarihi olarak alınmıştır. Rusya krizinin sona erme tarihi moratoryumun sona erdiği tarihten 60 gün sonraki tarih olarak belirlenmiştir. 1994 krizi için burada belirlenen başlangıç ve sona erme tarihleri Muradoglu, Berument ve Metin (1999) ile uyumludur. Rusya krizinin başlangıç ve sona erme tarihleri ise Khalid ve Gulasekeran (2005) ile uyumludur.

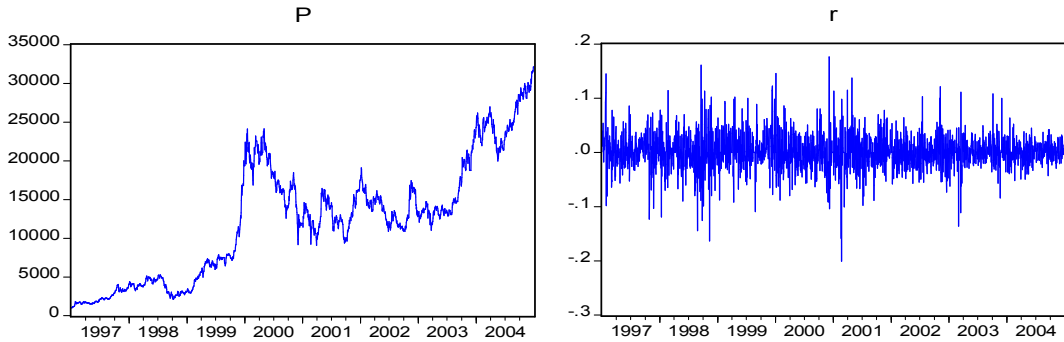
Şekil 1: İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 Endeksleri Günlük Kapanış ve Getiri Serileri



(a) İMKB100 Endeksi



(b) İMKB50 Endeksi



(c) İMKB30 Endeksi

Tablo 2 : İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 Günlük Getirileri ADF Birim Kök Testleri

	İMKB100			İMKB50			İMKB30		
	N	C	C&T	N	C	C&T	N	C	C&T
ADF	- 56.95 *	- 57.12 *	- 57.11*	- 36.499 *	- 36.48 9*	- 36.53 9*	- 44.96 4*	- 45.06 4*	- 45.081 *
AR(1)	- 0.906 *	- 0.909 *	- 0.909*	- 1.011*	- 1.012 *	- 1.013 *	- 0.984 *	- 0.987 *	- 0.988*
Sabit		0.001 *	0.002* *		0.000 3*	-0.004		0.001 **	0.003* *
Trend			- 2.41.10 -7			3.39.1 0 ⁻⁶			- 1.36.1 0 ⁻⁶

* : %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ** : %5 anlamlılık düzeyinde N: Hiçbiri C: Kesme C&T: Kesme ve Trend ***Gecikme sayıları "0" dir.

Tablo 3: Getiri Serileri için Zivot–Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

	İMKB100			İMKB50			İMKB30		
	C	T	C&T	C	T	C&T	C	T	C&T
Test İstatistiği	- 36.53 *	- 36.53 *	- 20,86 *	- 36.61 *	- 36.63 *	- 36,88 *	- 36.53 *	- 36.53 *	- 36.53 *
Kırılma Nokt.	03.20. 1998	03.20. 1998	01.19. 2000	01.10. 2000	01.10. 2000	01.17. 2000	03.20. 1998	03.20. 1998	03.20. 1998

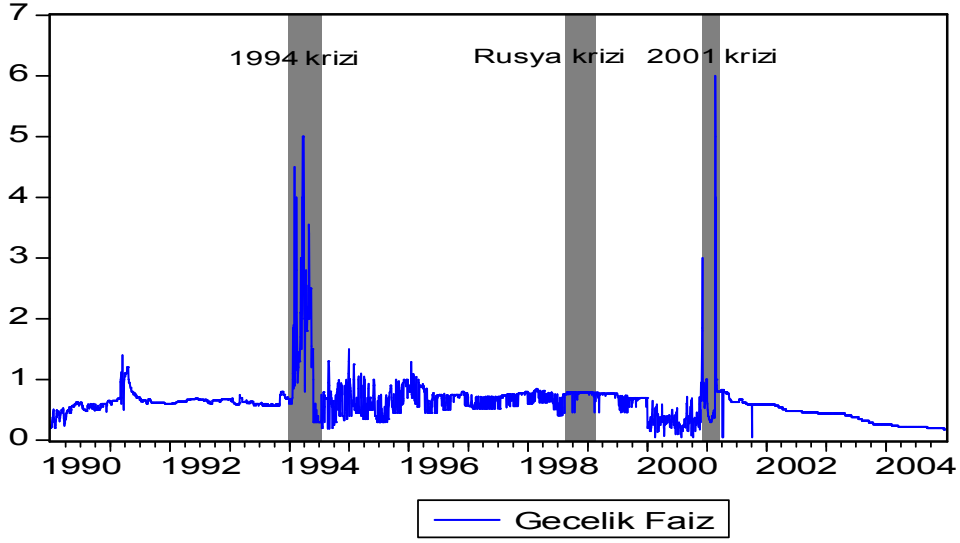
C: Kesmede kırılma T: Trendde kırılma C&T: Her ikisinde de kırılma * %1' de anlamlı ** %5' de anlamlı *** Gecikme sayısı Akaike bilgi kriterine göre seçilmiştir. Test istatistikleri virgülden sonra iki basamak yuvarlanmıştır.

Tablo 4: İMKB100 İşlem Hacmi Logaritmik Değişimi için ADF Birim Kök Testi Sonuçları

	None	C	C&T
ADF	-30,07531*	-30,12364*	-30,12319*
AR(1)	-2,617027*	-2,624785*	-2,625288*
Sabit		0,007652	0,011001
Trend			-1,71.10 ⁻⁶

* : %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ** : %5 anlamlılık düzeyinde N: Hiçbiri C: Kesme C&T: Kesme ve Trend **Gecikme sayısı " 8" dir.

Şekil 2: Gecelik Faiz Oranları ve Krizler



Tablo 5: Kukla Değişkenlerin Tanımları

D_{94} : 94 krizi kukla değişkeni

$$D_{94} = \begin{cases} 1, & 23.12.1993 - 29.07.1994 \text{ arası} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

$DRUSYA$: Rusya krizi kukla değişkeni

$$DRUSYA = \begin{cases} 1, & 17.08.1998 - 26.02.1999 \text{ arası} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

D_{2001} : 2001 krizi kukla değişkeni

$$D_{2001} = \begin{cases} 1, & 01.12.2000 - 30.03.2001 \text{ arası} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

$DYAZ$: Yaz mevsimi kukla değişkeni

$$DYAZ = \begin{cases} 1, & \text{Haziran, Temmuz, Ağustos ayları} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

$DOCAK$: Ocak ayı kukla değişkeni

$$DOCAK = \begin{cases} 1, & \text{Ocak ayı} \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

4. Tahmin Sonuçları

Koşullu varyans h_t sabit olmadığı için CHARMA modelinde en küçük kareler tahmini etkin olmayabilir. Bu nedenle modelin çözümünde maksimum olabilirlik daha etkin yöntemdir. Tablo 6 İMKB100, İMKB50, ve İMKB30 endeks getirileri için CHARMA modelinin maksimum olabilirlik tahminlerini göstermektedir. Tahminde kullanılan logaritmik olabilirlik fonksiyonu denklem (6)'da gösterilmiştir.

$$l = -\left[\log(h_t) + u_t^2 / h_t \right] / 2$$

(6)

Tablo 6'da görülebileceği gibi İMKB50 için oluşturulan modelin sabit terimi dışında ortalama denklemlerinin bütün parametreleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Yine varyans denklemi parametrelerinin de tamamı istatistiksel olarak anlamlıdır. Kalıntıların ve kalıntı karelerin Ljung Box istatistiklerinin anlamsız olması bize ortalama ve varyans denklemlerinin doğru bir şekilde tanımlandığını, modelin yeterli olduğunu göstermektedir.

Tablo 6 : İMKB100, İMKB50 ve İMKB30 için CHARMA Tahmin Sonuçları

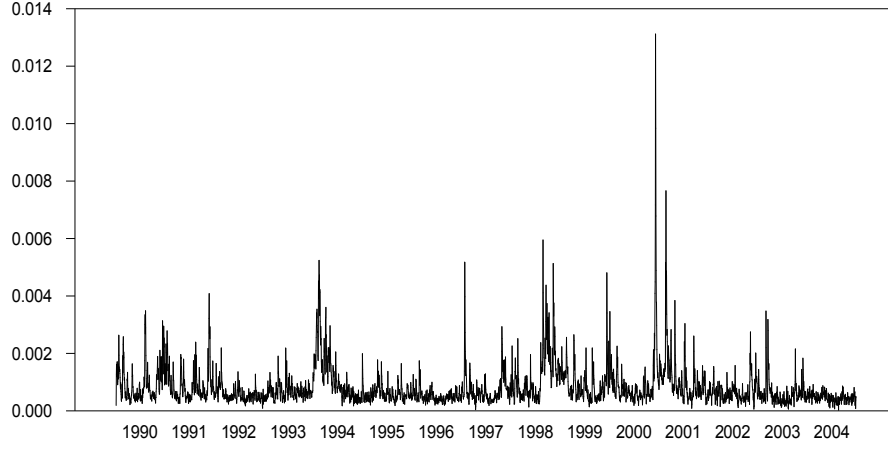
(a) Ortalama denklemleri			
Değişkenler	İMKB100	İMKB50	İMKB30
<i>Sabit Terim</i>	0.0011[0.002]	0.0003[0.648]	0.0008[0.024]
r_{t-1}	0.0847[0.000]	-	-
r_{t-2}	0.0439[0.005]	-	-
<i>GHACİM</i>	0.0196[0.000]	0.0149[0.000]	0.0188[0.000]
<i>DPTESİ</i>	-0.0028[0.002]	-0.0052[0.003]	-0.0043[0.001]
<i>DCUMA</i>	0.0033[0.000]	0.0036[0.000]	0.0053[0.000]
(b) Varyans Denklemi Tahminleri			
Değişkenler	İMKB100	İMKB50	İMKB30
<i>Sabit</i>	0.00006[0.000]	0.0001[0.000]	0.00005[0.000]
u_{t-1}^2	0.1524[0.000]	0.0985[0.000]	0.0868[0.000]
u_{t-2}^2	-	0.0646[0.006]	-
$u_{t-1}u_{t-2}$	0.1106[0.000]	0.1610[0.000]	0.1162[0.006]
σ_{t-1}^2	0.6986[0.000]	0.6093[0.000]	0.8185[0.000]
<i>DPTESİ</i>	0.0002[0.000]	0.0002[0.000]	0.00009[0.018]
<i>DOCAK</i>	-	-	-
<i>DYAZ</i>	-0.00002[0.000]	-0.00004[0.002]	-0.00001[0.000]
<i>D94</i>	0.00009[0.013]	-	-
<i>DRUSYA</i>	0.00018[0.000]	-	0.0001[0.000]
<i>D2001</i>	0.00016[0.000]	0.00018[0.003]	0.0001[0.002]
<i>GHACİM</i>	0.00031[0.000]	0.00053[0.000]	0.00043[0.000]
(c) Model Yeterliliği Başarım Testleri			
Testler	İMKB100	İMKB50	İMKB30
<i>L-B Q(10)</i>	13.3618[0.204]	8.7907[0.552]	17.4429[0.065]
<i>L-B Q(20)</i>	20.5065[0.426]	15.8212[0.727]	26.3316[0.155]
<i>L-B Q(30)</i>	28.2958[0.554]	28.6056[0.538]	34.1397[0.275]
<i>L-B² Q(10)</i>	10.0616[0.435]	10.0783[0.433]	13.2140[0.211]
<i>L-B² Q(20)</i>	27.7560[0.115]	18.5888[0.548]	21.6582[0.359]
<i>L-B² Q(30)</i>	34.8033[0.249]	23.6031[0.789]	26.8394[0.631]

* L-B : Ljung-Box
gösterilmiştir

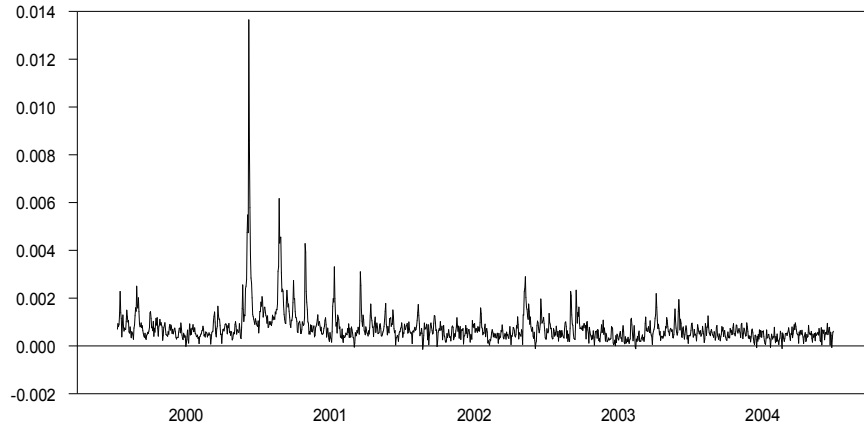
** Marjinal Anlamlılık düzeyleri köşeli ayraçların arasında

Tahmin sonuçları incelendiğinde en önemli nokta olarak her üç varyans denkleminde de çapraz çarpım terimlerinin katsayılarının anlamlı olması görülebilir. Bu sonuç gecikmiş sapmalar arasında etkileşim olduğunu göstermektedir. Bütün tahminlerde çapraz çarpım teriminin katsayı işareti pozitif olarak bulunmuştur. Dolayısıyla $u_{t-1}u_{t-2}$ pozitif olursa koşullu varyans daha büyük olacaktır. Denklem (4)' e göre öngörülen varyanslar Şekil 2'de gösterilmiştir.

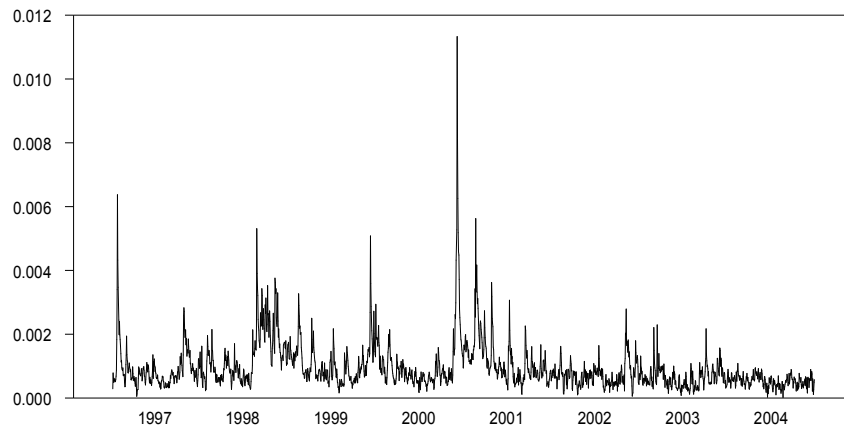
Şekil 2: Endeks Getirileri İçin Öngörülen Varyanslar



(a) İMKB100



(b) İMKB50



(c) İMKB30

Etkisini incelediğimiz açıklayıcı değişkenler açısından baktığımızda her üç endeks için de getirilerin Cuma günü daha yüksek Pazartesi günü ise daha düşük olduğu söylenebilir. Getiriler üzerinde anlamlı bir yaz etkisi ve ocak ayı etkisi tespit edilememiştir. Krizlerin ortalama getiri üzerinde anlamlı etkileri olduğu yönünde bir bulguya ulaşamamıştır.

Volatilité denklemleri dikkate alındığında ise verilerin inceleme olanağı verdiđi bütün iktisadi krizlerin endekslerin volatiliteleri üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduđu tespit edilmiştir. Volatilité kriz dönemlerinde anlamlı bir şekilde artmaktadır. Gün etkileri ve yaz mevsimi etkileri incelendiğinde ise volatilitenin her üç endekste de Pazartesi günü anlamlı olarak arttıđı, yaz mevsiminde ise azaldıđı gözlenmiştir. Ocak ayının hem ortalama hem de varyans üzerinde anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir.

İşlem hacmi deđişimi volatilité çalışmalarında genellikle piyasa bilgi akışını temsilen yer almaktadır. İşlem hacminin tek başına bilgi akışını temsil edemeyeceđi yönündeki eleştirilere rağmen literatürde bu deđişken sıklıkla kullanılmaktadır. Bu çalışmada da işlem hacmi logaritmik deđişimi hem ortalama denkleminde hem de varyans denkleminde yer almıştır. Tahmin sonuçları bu deđişkenin ortalama getiriye ve koşullu varyansa anlamlı bir etkisi olduđunu göstermektedir.

5. SONUÇ

Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası gibi önemli bir gelişmekte olan piyasada getiri ve volatilité CHARMA yöntemi kullanılarak modellenmeye çalışılmıştır. Çalışma sonuçları İMKB’de hisse senedi volatilitésinin sapmaların birinci ve ikinci gecikmeleri arasındaki etkileşime bađlı olduđunu göstermektedir. Sonuçlar gelişmekte olan finansal piyasalarda volatilité modellemesi için CHARMA alternatifini sunmaktadır. Bu alternatif GARCH modelinin geçmiş sapmaların etkileşimini dikkate almama eksikliđini gidermektedir. Araştırmada Pazartesi ve Cuma gün etkileri, yaz mevsimi ve ocak ayı etkisi, iktisadi krizlerin etkileri ve işlem hacminin rolü de unutulmamış modellere yerleştiren açıklayıcı deđişkenler yardımıyla bu etkiler incelenmiştir. Sonuçlar getirilerin Cuma günü volatilitenin ise Pazartesi günü yüksek olduđunu göstermektedir. Pazartesi günü ise getiriler diđer günlere göre daha düşüktür. Volatilité yaz mevsiminde anlamlı bir şekilde azalırken, kriz dönemlerinde ise artmaktadır. İşlem hacmi hem ortalamaya hem de volatilitéye pozitif yönlü katkı yapmaktadır.

6. KAYNAKÇA

- AGGARWAL, R., Inclan, C., R.LEAL (1999) “Volatility in Emerging Stock Markets,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 33-55.
- BEKAERT, G. and C.R. HARVEY (1997) “Emerging Equity Market Volatility,” *Journal of Financial Economics* 43, 29-78.
- BOLLERSLEV, T. (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31, 307 -327.
- BOLLERSLEV, T. , CHOU, R. Y. ve KRONER, K. F. (1992) “ARCH Modelling in Finance”, *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- CANER, S. and ONDER, Z. (2005) “Sources of Volatility in Stock Returns in Emerging Markets, *Applied Economics*, 37, 929-941
- CUNADO, J., BİSCARRIG, J. and GRACIA, P.F (2006) “Changes in Dynamic Behavior of Emerging Market Volatility and Outliers: Revisiting the Effects of Financial Liberalization”, Working Paper Series from School of Economics and Business Administration, University of Navarra, and also *Emerging Markets Review* (Fortcoming)
- De SANTIS, G. and S. İMROHOROLU (1997) “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets,” *Journal of International Money and Finance* 16, 561-579.
- ENGLE, R. F. (1982) “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- HUANG, B.N. and C.Y. YANG (1999) “The Impact of Financial Liberalization on Stock Price Volatility in Emerging Markets,” *Journal of Comparative Economics* 28, 321-339.
- KHALID, M.A. ve GULASEKERAN, R. (2005) “ Financial Market Contagion Investigating Global Impact of the Asian and Russian Crises”, *International Conference on Finance*, University of Copenhagen, Copenhagen
- KİM, E.K. and V. SİNGAL (2000) “Opening up of Stock Markets: Lessons from Emerging Economies,” *Journal of Business* 73, 25-66.

- LI, W.K, Ling, S and WONG, H. (2001) “ Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models with Conditional Heteroscedasticity, *Biometrika*, 88 (4), 1135-1152
- LI, W.K, Ling, S. and Mc ALEER, M. (2002) “Recent Theoretical Results for Time Series Models with GARCH Errors, *Journal of Economic Surveys*, Vol 16 No.13
- Mc ALEER, M. And OXLEY, L. (2002) “The Econometrics of Financial Time Series” *Journal of Economic Surveys*, Vol 16 No.13
- MURADOĞLU, G. , BERUMENT, H. ve Metin, K. (1999) “Financial Crisis and Changes in Determinants of Risk and Return: An Empirical Investigation of an Emerging Market (ISE)”, *Multinational Finance Journal*, vol.3 , no.4 , 223-252
- PEZZO,R. and UBERTI M. (2006) “ Approaches to forecastng volatility: Models and their Performances for Emerging Equity Markets”, *Chaos, Solutions and Fractals*, 29, 556-565
- SALMAN, F. (2002) “Risk – Return – Volume Relationship in an Emerging Stock Market”, *Applied Economics Letters*, 9, 549-552
- SELCUK, F. (2005) “Asymmtric Stochastic Volatility in Emerging Stock Markets”, *Applied Financial Economics*, 15, 867-874
- SHIN, J. (2005) “Stock returns and Volatility in Emerging Stock Markets”, *International Journal of Business and Economics*, Vol 4, No. 1, 31-43.
- TSAY, S. R. (1987) “Conditional Heteroscedastic Time Series Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.82, No. 398, 590-604
- TSAY, S. R. (2002) “Analysis of Financial Time Series”, *John Wiley & Sons*, New York
- WONG, H. and LI, W.K. (1997) “ On a Multivariate Conditional Heteroscedasticity Model” , *Biometrika*, 4, 111-123