

BİST Şehir Endeksleri Oynaklığının DCC-GARCH Model İle Analizi

Verda DAVASLIGİL ATMACA*

Öz

Yatırımcıların şehir bazlı performans değerlendirmesine olanak sağlayan Borsa İstanbul (BİST) şehir endeksleri mikro ölçekli analizler bakımından önem taşımaktadır. Borsada işlem gören şehir endeksleri diğer endekslerde olduğu gibi ham petrol ve döviz piyasasından etkilenebilmektedir. Bu çalışmanın amacı, BİST şehir endekslerine ait oynaklık süreçlerinin çok değişkenli GARCH model ile analiz edilmesidir. Bu amaçla 05.01.2009-31.12.2015 dönemine ait BİST şehir endeksi, ham petrol, Türk Lirası ve Avro döviz kuru getiri serisi verileri kullanılarak kalın kuyruk DCC-GARCH modeli tahmin edilmiştir. Amerikan Dolarına karşı Türk Lirası ve Avro döviz kuru getiri serileri modele dışsal değişken olarak dahil edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, her bir modelde tahmin edilen şehir endekslerine ait ARCH ve GARCH etkileri istatistiki olarak anlamlıdır. Ham petrol ve şehir endeksi piyasalarında oynaklık kalıcı özelliklere sahiptir. Antalya şehir endeksi dışındaki tüm endeksler ham petrol serisi ile pozitif korelasyonludur.

Anahtar Kelimeler: Şehir Endeksleri, Oynaklık, Çok Değişkenli GARCH

JEL Sınıflandırması: R11, G17, C58

Analysis Of Bist City Indices Volatility With Dcc-Garch Model

Abstract

Istanbul Stock Exchange (BIST) city indices which allows city-based performance evaluation for the investors are important in terms of micro-scale analyzes. City indices traded on a stock exchange may be affected by the crude oil and currency market just as the other indices. The purpose of this study is to analyze the volatility processes of the BIST city indices via multivariate GARCH model. For this aim, heavy tailed DCC-GARCH model is estimated using the daily return series of the BIST city indexes, crude oil and exchange rate data for the 05.01.2009-31.12.2015 periods. Log-returns of The Turkish Lira and the Euro, both against the USA dollar, are included in the mean and the variance equation. According to empirical findings, ARCH and GARCH effects of the city indices are statistically significant in each model. The results show that the volatility shocks are highly persistent in the crude oil and city indices market. Also, there are positive correlation except for Antalya, between crude oil and city indices.

Key words: City Indices, Volatility, Multivariate GARCH

JEL Classification: R11, G17, C58

* Dr., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga İİBF, Ekonometri Bölümü.

I. GİRİŞ

Şehir endeksleri, bir konu ya da probleme ilişkin şehir ölçeğinde ortaya çıkan gelişmelerin analizine olanak sağlamaktadır. Özellikle gelişmiş ülkelerde kullanılan şehir endeksleri ile bir konu veya sorun mikro ölçekte incelenebilmektedir. Çevre, sağlık, güvenlik, eğitim ve sosyal yaşam gibi çeşitli konularda gelişmeleri takip etmek amacıyla oluşturulmuş çeşitli şehir endeksleri bulunmaktadır. Öte yandan bir şehrin finans alanında performansının analizi edilmesine imkan sağlayan şehir endeksleri de hesaplanmaktadır. Böylece performans göstergesi olma niteliği taşıyan şehir endeksleri yatırımcılar açısından önem taşımaktadır¹

Ülkemizde finansal açıdan şehir endeksleri Borsa İstanbul (BİST) tarafından 2009 yılında hesaplanmaya başlamıştır. Şehir Endeksleri BİST pay endeksleri içerisinde yer almaktadır. Pay endeksleri BİST'de işlem gören payların gruplar halinde ortak performanslarının ölçülmesine olanak sağlamaktadır. BİST şehir endekslerinin hesaplanmasındaki amaç, ana üretim ya da faaliyet merkezi aynı şehirde bulunan şirketlerin fiyat ve getiri performanslarının değerlendirilmesidir. Şehre göre gruplandırılmış paylardan oluşan şehir endeksleri payları borsada işlem gören en az beş şirketin bulunduğu iller için hesaplanabilmektedir. BİST kapsamında Adana, Ankara, Antalya, Balıkesir, Bursa, Denizli, İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli, Konya ve Tekirdağ illeri için şehir endeksleri bulunmaktadır.²

Şehir endekslerinin kapsamı BİST Pay Endeksleri Temel Kuralları'na göre aşağıdaki gibi sınıflandırılmıştır:³

a. *Üretim faaliyetinde bulunan şirketlerin üretimlerinin en az %50'sinin gerçekleştiği şehir, hizmet şirketlerinin faaliyet gelirlerinin en az %50'sinin elde edildiği şehir, üretimin/faaliyet gelirinin en az %50'sinin gerçekleştiği/elde edildiği bir şehir bulunmuyorsa şirket merkezinin bulunduğu şehir dikkate alınır. Haberleşme ve inşaat sektöründe faaliyet gösteren şirketler ile holdingler için şirket merkezinin bulunduğu şehir dikkate alınır.*

b. *Holdingler hariç mali sektörde yer alan şirketler ile perakende ticaret sektöründe faaliyet gösteren şirketler kapsam dışındadır.*

c. *Şirket paylarının endeks kapsamına alınabilmesi için, öncelikle şirketin faaliyet konusunun şehir endekslerinin kapsamına giriyor olması, aynı zamanda da kapsamına girdiği şehir için bir endeks hesaplanıyor/hesaplanabiliyor olması gerekir.*

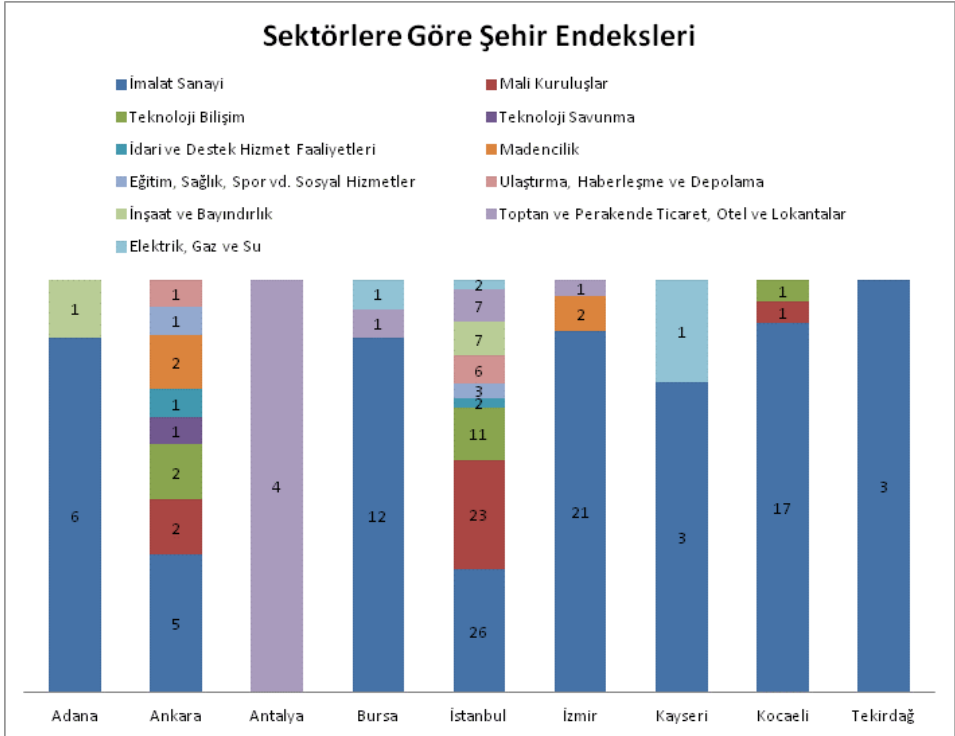
Küreselleşme, ulaşım ve iletişim olanaklarındaki gelişmeler ile sermaye ve yatırım akımlarının hareketliliği kentlere daha fazla önem kazandırmıştır. BİST şehir endeksleri de yatırımcıların şehirleri finansal açıdan değerlendirmelerine olanak sağlamaktadır. Bu sayede finansal, makroekonomik gelişmeler ve haberlere göre şehirler

1 Bayramoğlu, F., ve Pekkaya, M., 'İMKB Tarafından Hesaplanan Endekslerde Yeni Gelişmeler ve İMKB Şehir Endeksleri', Journal of Accounting and Finance, Cilt. 45, 2010, s.200-215.

2 BİST, 'BİST Pay Endeksleri Temel Kuralları', 2016, (Erişim Tarihi: 15.05.2016), <http://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri>,

3 BİST, 'BİST Pay Endeksleri Temel Kuralları', 2016, (Erişim Tarihi: 15.05.2016), <http://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri>.

analiz edilebilmekte ve şehirlerarası karşılaştırma yapılabilmektedir. Çalışmada ele alınan şehir endeksleri kapsamında bulunan şirketlerin faaliyet gösterdikleri sektörler Şekil 1'de gösterilmektedir. Sektör sınıflandırması ve şehir endekslerini oluşturan şirketlerin sayısı Kamuyu Aydınlatma Platformu'ndan (KAP) elde edilen veriler ile düzenlenmiştir. Buna göre, ele alınan şehir endekslerini oluşturan şirketlerin yaklaşık %52'sinin imalat sanayi sektöründe faaliyet gösterdikleri görülmektedir. Öte yandan, Antalya şehir endeksini oluşturan şirketlerin tamamı Toptan, Perakende Ticaret, Otel ve Lokantalar sektöründe yer almaktadır. Ankara ve İstanbul endeksleri için imalat sektörünün ardından mali kuruluşlar sektörü gelmektedir.



Şekil 1. Şehir Endekslerinde Sektörlerin Dağılımı

Şehir endekslerinin ekonometrik olarak ele alındığı kısıtlı çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmanın amacı, şehir endekslerinin kısa ve uzun dönemde geçmiş şoklara ve oynaklıklara olan bağımlılığının belirlenmesidir. Bu amaçla, 05.01.2009-31.12.2015 dönemine ait günlük BİST şehir endeksi, ham petrol fiyatları ile Türk Lirası ve avro döviz kuru getiri serisi verileri kullanılarak kalın kuyruk DCC-GARCH model çerçevesinde elde edilen bulgular değerlendirilmiştir.

II. MODEL

Ekonomik ve finansal zaman serilerinde ortaya çıkan belirsiz davranışların analizi belirsizliğin analitik çerçevede ele alınması ile gerçekleştirilmiştir. Belirsizliğin analitik olarak ele alınmasında temel nokta serinin ikinci ya da daha yüksek dereceden momentlerinin modellenmesidir. İkinci momentlerin modellenmesinde en fazla öne çıkan model Engle (1982) tarafından önerilen Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelidir. Engle (1982)'ye göre gözlenemeyen ikinci moment, koşullu varyansın fonksiyonel formunun belirlenmesi ile birinci ve ikinci momentlerin birlikte modellenmesi yoluyla modellenebilmektedir. Koşullu varyans için birçok fonksiyonel form uygun olabilmektedir. Ancak Engle (1982) koşullu varyansların genel olarak otoregresif biçimde bilgi setine bağlı olduğunu önermektedir. Bollerslev (1986), cari (şimdiki) geçmiş koşullu varyans değerlerini koşullu varyans denkleminde dahil ederek doğrusal ARCH modelini genişletmiş ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelini ortaya atmıştır.

Tek değişkenli ARCH ve GARCH modeller çok değişkenli yapıda geliştirilerek birden fazla serinin oynaklık ve oynaklık etkileşim süreçlerinin birlikte modellendiği çeşitli çok değişkenli GARCH (MGARCH) modelleri ortaya atılmıştır. Bu çalışmada değişkenlerin analizinde koşullu korelasyonların zamana bağlı olduğu dinamik koşullu korelasyon GARCH (DCC-GARCH) modeli kullanılmıştır. Bu bakımdan çalışmanın bu bölümünde yalnızca DCC-GARCH modele ilişkin bilgiler sunulacaktır.

A. DCC-GARCH Model

Christodoulakis & Satchell (2002), Engle (2002) ve Tse & Tsui (2002) çalışmalarında sabit koşullu korelasyon GARCH (CCC-GARCH) modelini koşullu korelasyon matrisinin zamana bağlı olduğu yapıda geliştirmişlerdir. Bu modeller Dinamik Koşullu Korelasyon GARCH (DCC-GARCH) modeli olarak isimlendirilmektedir. Christodoulakis ve Satchell (2002) tarafından önerilen model yalnızca iki değişkenli modellere uygulanabilmektedir. Öte yandan Engle (2002) ve Tse & Tsui (2002) tarafından önerilen DCC-GARCH modeller çok değişkenli ve yüksek boyutlu veri setleri için uygulanabilmektedir.

DCC-GARCH model GARCH tipi modellerin koşullu varyans ve kovaryanslar sınıfında yer almaktadır. Bu sınıf içinde yer alan modellerin temel fikri kovaryans matrisinin, H_t , standart sapmalar, D_t ve korelasyon matrisi R_t olarak ayrıştırılabilmesidir. DCC-GARCH modelde hem D_t hem de R_t zamanla değişen yapıda ele alınmaktadır.

n tane varlığın "0" beklenen değerli ve H_t kovaryans matrisli getirileri a_t ile ifade edilsin. Buna göre DCC-GARCH model aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$r_t = \mu_t + a_t$$

$$a_t = H_t^{1/2} z_t \tag{1}$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

r_t : n tane varlığın t dönemine ait $n \times 1$ boyutlu logaritmik getiri vektörü,

a_t : $E[a_t] = 0$ ve $Cov[a_t] = H_t$ olmak üzere $n \times 1$ boyutlu ortalama düzeltilmiş getiri vektörü,

μ_t : Koşullu r_t 'nin $n \times 1$ boyutlu beklenen değer vektörü,

H_t : t döneminde a_t 'nin $n \times n$ boyutlu koşullu varyans matrisi,

$H_t^{1/2}$: Koşullu varyans matrisi H_t 'den Cholesky ayrıştırması ile elde edilebilen matrisi,

D_t : t döneminde a_t 'nin koşullu standart sapma değerlerinin $n \times n$ boyutlu diyagonal matrisi,

R_t : a_t 'nin $n \times n$ boyutlu koşullu korelasyon matrisi,

z_t : $E[z_t] = 0$ ve $E[z_t z_t^T] = I$ olmak üzere, $n \times 1$ boyutlu bağımsız özdeş dağılıma sahip hatalar vektörü olarak tanımlanmaktadır.

D_t diyagonal matrisinin elemanları tek değişkenli GARCH modellerden elde edilen standart sapma değerleridir.

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sqrt{h_{nt}} \end{bmatrix} \tag{2}$$

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} \alpha_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^{P_i} \beta_{ip} h_{i,t-p} \quad (3)$$

Tek değişkenli GARCH model farklı gecikme değerlerine sahip olabilmektedir. Ancak finansal zaman serilerinde genellikle $GARCH(1,1)$ modelin seçimi uygun olmaktadır. Öte yandan tek değişkenli GARCH model spesifikasyonunda standart $GARCH(p,q)$ model yerine durağanlık koşulunu sağlayan farklı bir GARCH süreci seçilebilmektedir.

R_t standardize artıklar ε_t 'nin koşullu korelasyon matrisi olmak üzere:

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} a_t \sim N(0, R_t) \quad (4)$$

R_t korelasyon matrisi simetriktir.

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \rho_{13,t} & \cdots & \rho_{1n,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & \rho_{23,t} & \cdots & \rho_{2n,t} \\ \rho_{13,t} & \rho_{23,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \rho_{n-1,n,t} \\ \rho_{1n,t} & \rho_{2n,t} & \cdots & \rho_{n-1,n,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

$H_t = D_t R_t D_t$ 'nin elemanları aşağıdaki gibidir:

$$[H_t]_{ij} = \sqrt{h_{ij} h_{jt}} \rho_{ij}, \quad \rho_{ii} = 1. \quad (6)$$

DCC-GARCH modelin güç tarafı zamana bağlı koşullu korelasyon matrisinin pozitif tanımlı olma zorunluluğudur. Kısaca, H_t kovaryans matrisi için pozitif tanımlı olma kısıtı sağlanmalıdır. Ancak DCC model parametreleri üzerine konan kolay kısıtlamalar ile bu koşul garantilenmektedir.⁴ Pozitif tanımlı olma koşulunun sağlandığından emin olabilmek için R_t korelasyon matrisinin pozitif tanımlı olması gerekmektedir. D_t ise tüm diyagonal elemanları pozitif olduğundan pozitif

⁴ Bauwens, L, Laurent, S., and Rombouts, J.V.K., 'Multivariate GARCH Models: A Survey', Journal of Applied Econometrics, Vol:21, No:1, 2006, s.89.

tanımlıdır. Buna ek olarak, R_t korelasyon matrisinin tüm elemanları 1'e eşit veya 1'den küçük değerli olmak zorundadır.

DCC-GARCH modelin sağlaması gereken koşulları sağladığından emin olman üzere R_t aşağıdaki gibi ayrıştırılabilir:

$$R_t = Q_t^{-1} Q_t Q_t^{-1}$$

$$Q_t = (1-a-b)\bar{Q} + a\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T + bQ_{t-1} \quad (7)$$

$\bar{Q} = Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_t^T] = E[\varepsilon_t \varepsilon_t^T]$ ifadesi standardize artıklar ε_t 'nin koşullu olmayan kovaryans matrisini göstermektedir. \bar{Q} aşağıdaki gibi tahmin edilebilmektedir:

$$\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t^T \quad (8)$$

a ve b parametreleri skaler olmak üzere, Q_t^* diyagonal matrisi aşağıdaki gibidir:

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22t}} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & \sqrt{q_{nnt}} \end{bmatrix} \quad (9)$$

$|\rho_j| = \left| \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{iit}q_{jjt}}} \right| \leq 1$ koşulunun sağlandığından emin olmak amacıyla Q_t 'nin elemanları Q_t^* ile yeniden ölçeklendirilmektedir.⁵

a ve b parametreleri üzerine konan kısıtlamalar ile H_t 'nin pozitif tanımlı olma kısıtı sağlanmaktadır. Koşulsuz varyansın pozitif tanımlı olma kısıtı için tek değişkenli GARCH modelde gerekli koşulların yanı sıra a ve b parametreleri aşağıdaki kısıtları sağlamalıdır:⁶

5 Engle, R.F., ve Sheppard, K., 'Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH', University of California at San Diego, NBER Working Paper No:8554, 2001, National Bureau of Economic Research.

6 Orskaug, E., 'Multivariate DCC-GARCH Model with Various Error Distributions',

$$a \geq 0, b \geq 0 \text{ ve } a + b < 1 \quad (10)$$

DCC-GARCH modelin olumsuz tarafı tüm koşullu korelasyonların aynı dinamik yapıyı izlediklerinin varsayılmasıdır. DCC-GARCH model ile tahmin edilen parametre $(N + 1) \times (N + 4) / 2$ sayıdadır. N değerinin büyük olması durumunda DCC modelin tahmininde iki aşamalı prosedürünün kullanımı tahmin sürecindeki karmaşıklığın azaltılması bakımından yararlı olmaktadır.⁷

B. DCC-GARCH Model Tahmini

Engle & Shephard (2001) DCC modelin iki adımlı prosedür izlenerek tahmin edilebileceğini göstermişlerdir. Buna göre, log-olabilirlik fonksiyonu ortalama, oynaklık ve korelasyonun toplamından oluşmaktadır.

DCC-GARCH model parametrelerinin belirlenmesinde standardize artık z_t 'nin farklı dağılımları için ortak dağılım fonksiyonları belirlenerek modeller tahmin edilmektedir. Ancak bu çalışma kapsamında çok değişkenli Student-t dağılımı gösteren standardize artıklar için DCC-GARCH model tahmin edildiğinden yalnızca bu dağılıma ilişkin ortak tahmin prosedürüne yer verilmiştir. Buna göre, çok değişkenli

Student-t dağılımına sahip standardize z_t artıklarına ait ortak yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibidir:⁸

$$f(z_t | \nu) = \prod_{t=1}^T \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) [\pi(\nu-2)]^{n/2}} \left[1 + \frac{z_t^T z_t}{\nu-2} \right]^{-\frac{\nu+n}{2}} \quad (11)$$

$\Gamma(\)$

Gamma fonksiyonu olmak üzere, transformasyon kuralı ile $a_t = H_t^{1/2} z_t$ 'nin olabilirlik fonksiyonu,

Norwegian University of Science and Technology. Department of Mathematical Science, Oslo, 2009.

7 Su, W. and Huang, Y., 'Comparison of Multivariate GARCH Models with Application to Zero Coupon Bond Volatility', Lund University. Department of Statistics, 2010.

8 Orskaug, E., 'Multivariate DCC-GARCH Model with Various Error Distributions' Norwegian University of Science and Technology. Department of Mathematical Science, Oslo, 2009.

$$L(\theta) = \prod_{t=1}^T \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) [\pi(\nu-2)]^{\nu/2} |H_t|^{\nu/2}} \left[1 + \frac{a_t^T H_t^{-1} a_t}{\nu-2} \right]^{-\frac{\nu+n}{2}} \quad (12)$$

Olarak elde edilmektedir. Bu ifadede $\hat{\epsilon}$ model parametrelerini ifade etmektedir.

Log-olabilirlik fonksiyonu ise logaritmik dönüşüm ve H_t ifadesi yerine $H_t = D_t R_t D_t$ ifadesi kullanılarak aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\begin{aligned} \ln(L(\theta)) = & \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma\left(\frac{\nu+n}{2}\right) \right] - \ln \left[\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) \right] - \frac{n}{2} \ln[\pi(\nu-2)] - \frac{1}{2} \ln \left[|D_t R_t D_t| \right] \right. \\ & \left. - \frac{\nu+n}{2} \ln \left[1 + \frac{a_t^T D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} a_t}{\nu-2} \right] \right) \end{aligned} \quad (13)$$

$\theta, (\phi, \psi) = (\phi_1, \dots, \phi_n, \psi)$ olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. Burada i . varlık için tek değişkenli GARCH modelin parametreleri $\phi_i = (\alpha_{0i}, \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{qi}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{pi})$ ile ifade edilmektedir. $i = 1, \dots, n$ ve $\psi = (a, b, \nu)$ 'dir.

13'ünlü fonksiyonun optimizasyonu son derece zordur. Bu nedenle parametreler iki adımlı süreç izlenerek tahmin edilmektedir. Buna göre birinci adımda ϕ parametresi standardize hataların Gaussyan dağılım gösterdiği varsayımı ile tahmin edilmekte, ikinci adımda bilinen ϕ parametreleri ile 13'ünlü denklem kullanılarak ψ parametre vektörü tahmin edilmektedir. Tahmin sürecinin ilk adımında hataların Gaussyan dağılımlı olduğu varsayımı ile aşağıdaki yarı olabilirlik fonksiyonu kullanılarak, $\phi_i, i = 1, \dots, n$ parametre seti tahmin edilmektedir.

$$\ln(L_1(\phi)) = \sum_{i=1}^n \left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln(h_{it}) + \frac{a_{it}^2}{h_{it}} \right] + \text{sabit} \right) \quad (14)$$

a, b ve ν parametrelerinin tahmini ikinci adımda, ilk adımda tahmin edilen parametreler verildiğinde log-olabilirlik fonksiyonu kullanılarak gerçekleştirilmektedir. Buna göre, ikinci adım yarı olabilirlik fonksiyonu ise aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
\ln(L_2(\psi)) &= \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma \left(\frac{v+n}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{v}{2} \right) \right] - \frac{n}{2} \ln[\pi(v-2)] - \frac{1}{2} \ln[D_t R_t D_t] \right. \\
&\quad \left. - \frac{v+n}{2} \ln \left[1 + \frac{a_t^T D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} a_t}{v-2} \right] \right) \\
&= \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma \left(\frac{v+n}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{v}{2} \right) \right] - \frac{n}{2} \ln[\pi(v-2)] - \frac{1}{2} [\ln[R_t]] - \ln[D_t] \right. \\
&\quad \left. - \frac{v+n}{2} \ln \left[1 + \frac{\varepsilon_t^T R_t^{-1} \varepsilon_t}{v-2} \right] \right) \tag{15}
\end{aligned}$$

Bu fonksiyonda D_t sabittir. Buna göre, sabit terimi çıkararak aşağıdaki ifadenin maksimizasyonu sağlanmaktadır.

$$\ln(L_2^*(\psi)) = \sum_{t=1}^T \left(\ln \left[\Gamma \left(\frac{v+n}{2} \right) \right] - \ln \left[\Gamma \left(\frac{v}{2} \right) \right] - \frac{n}{2} \ln[\pi(v-2)] - \frac{1}{2} \ln[R_t] - \frac{v+n}{2} \ln \left[1 + \frac{\varepsilon_t^T R_t^{-1} \varepsilon_t}{v-2} \right] \right)$$

III. VERİ

Bu çalışmada 05.01.2009-31.12.2015 dönemine ait Adana (XSADA), Ankara (XSANK), Antalya (XSANT), Bursa (XSBUR), İstanbul (XSIST), İzmir (XSIZM), Kayseri (XSKAY), Kocaeli (XSKOC) ve Tekirdağ (XSTKR) şehir endekslerine ait günlük kapanış fiyatları, Türk Lirası (TRY/\$), Avro (EUR/\$) ve ham petrol (CO) verileri kullanılmıştır. Şehir endekslerine ait kapanış fiyatları (\$), BİST veri dağıtım sisteminden; Avrupa Brent Spot petrol varil kapanış fiyatları (\$) Enerji Bilgi İdaresi'nden (EIA); Amerikan dolarına karşı Türk Lirası ve Avro döviz kuru verileri İngiltere Merkez Bankası (BoE) veri tabanından elde edilmiştir. Verilerin analizinde OxMetrics 6 ve RATS paket programları kullanılmıştır. Değişkenlere ait günlük ortalama logaritmik getiri serileri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$Y_t = 100 \times (\log P_t - \log P_{t-1})$$

$$y_t = Y_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t$$

P_t , t . işgününe ait fiyatı, Y_t bir önceki işgününe göre logaritmik düzeyde hesaplanmış fiyat değişimini ifade etmektedir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Medyan	Maksimum	Std.Dev.	Çarpıklık	Basıklık
CO	0.001615	0.005548	4.651726	0.845646	0.062943	6.555824
TRY/\$	0.000122	0.005548	4.651726	0.842942	0.047087	6.567191
EUR/\$	0.008315	0.009911	0.945848	0.285994	-0.197610	5.184085
XSADA	-5.40E-17	0.063650	4.8962	0.846828	-0.716559	8.468671
XSANK	-3.87E-17	0.032949	4.428855	0.827649	-0.366393	5.531514
XSANT	0.027323	-0.01036	7.319028	1.060254	0.906842	8.938735
XSBUR	-2.13E-17	0.045667	5.284990	0.968393	-0.418848	6.341387
XSIST	4.10E-16	0.056874	4.225501	0.797696	-0.384609	5.370177
XSIZM	5.40E-17	0.064059	3.885270	0.846552	-0.405647	5.416687
XSKAY	1.84E-16	0.064166	4.932494	0.962522	-0.885965	8.309355
XSKOC	1.97E-16	0.035896	3.376457	0.914375	-0.408044	4.985334
XSTKR	3.76E-16	0.005047	6.609926	1.168827	0.375279	9.457691

Değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo1'de gösterilmektedir. Buna göre Adana, Ankara ve Bursa şehir endeksleri dışında, tüm serilerin çok düşük seviyede pozitif ortalama getiriye sahip oldukları görülmektedir. Antalya ve Tekirdağ en yüksek standart sapma değerine sahip şehir endeksi getiri serileridir. Ham petrol, döviz kuru ve Tekirdağ şehir endeksi haricindeki tüm getiri serilerinde negatif yönde çarpıklık görülmektedir. Bu da ham petrol, döviz kuru ve Tekirdağ şehir endeksi piyasalarının pozitif getiri elde etme olasılıklarının daha fazla olduğunu göstermektedir. Getiri serilerinin tamamının kalın kuyruk (yüksek sivrilik) özeliği gösterdiği görülmektedir.

Tablo 2. Özet İstatistikler

	<i>JB</i>	<i>Prob.</i>	<i>PP</i>	<i>Prob.</i>
CO	928.91	1.9507e-202	-41.1713	0.0000
TRY/\$	934.34	1.2922e-203	-41.2765	0.0000
EUR/\$	361.47	0.00000	-40.3622	0.0000
XSADA	2345.1	0.00000	-42.5619	0.0001
XSANK	509.63	2.1652e-111	-42.3115	0.0001
XSANT	2829.2	0.00000	-43.5307	0.0001
XSBUR	870.71	8.4591e-190	-42.2849	0.0001
XSIST	455.62	1.1588e-099	-42.0766	0.0000
XSIZM	476.83	2.8646e-104	-41.8834	0.0000
XSKAY	2298.8	0.00000	-42.4068	0.0001
XSKOC	338.08	3.8642e-074	-40.9429	0.0000
XSTKR	3101.2	0.00000	-42.0933	0.0001

Tablo 2'de değişkenlere ait Jarque-Bera (JB) ve Phillips-Perron (PP) istatistiği sonuçları yer almaktadır. Jarque-Bera normallik testi sonuçları istatistiki olarak yüksek derecede anlamlıdır. Bu da getiri serilerinin normal dağılmadığı anlamına gelmektedir. Getiri serilerinde birim kökün varlığı PP testi ile araştırılmıştır. Zira, PP birim kök testi hata terimlerinde serisel korelasyon ve değişen varyans bulunması durumunda güçlü sonuçlar vermektedir. Serinin durağan olmadığını ifade eden boş hipotez tüm getiri serileri için reddedilmiştir. Buna göre, getiri serilerinin tamamı seviyede durağandır.

Tablo 3. Ljung-Box ve ARCH-LM Testi Sonuçları

	Q(10)	Q(20)	Q ² (10)	Q ² (20)	ARCH-LM(5)	ARCH-LM(10)
CO	11.4039 [0.326]	32.2348 [0.04]	350.848 [0.000]	839.916 [0.000]	27.244 [0.000]	17.646 [0.000]
TRY/\$	9.8690 [0.452]	28.039 [0.108]	335.265 [0.000]	791.277 [0.000]	27.251 [0.000]	17.697 [0.000]
EUR/\$	16.8744 [0.077]	25.8605 [0.170]	116.208 [0.000]	171.661 [0.000]	7.5054 [0.000]	7.1516 [0.000]
XSADA	14.6529 [0.145]	26.0166 [0.165]	459.087 [0.000]	530.151 [0.000]	67.509 [0.000]	35.985 [0.000]
XSANK	7.04172 [0.721]	15.3040 [0.758]	149.403 [0.000]	199.707 [0.000]	19.261 [0.000]	10.609 [0.000]
XSANT	14.5597 [0.148]	31.4011 [0.050]	234.761 [0.000]	264.378 [0.000]	33.990 [0.000]	18.354 [0.000]
XSBUR	4.89802 [0.897]	20.7406 [0.412]	188.165 [0.000]	221.762 [0.000]	24.865 [0.000]	13.094 [0.000]
XSIST	6.33794 [0.786]	14.1514 [0.822]	207.999 [0.000]	263.273 [0.000]	26.444 [0.000]	14.576 [0.000]
XSIZM	11.1970 [0.342]	21.0293 [0.395]	221.863 [0.000]	267.711 [0.000]	27.324 [0.000]	15.387 [0.000]
XSKAY	11.4787 [0.321]	21.0671 [0.393]	262.686 [0.000]	278.592 [0.000]	41.046 [0.000]	21.456 [0.000]
XSKOC	14.2854 [0.160]	22.8305 [0.297]	205.207 [0.000]	250.558 [0.000]	24.641 [0.000]	14.075 [0.000]
XSTKR	26.4396 [0.003]	39.4690 [0.005]	921.447 [0.000]	1056.48 [0.000]	85.275 [0.000]	48.960 [0.000]

NOT: Köşeli parantez içinde prob değerleri yer almaktadır.

Tablo 3'de Ljung-Box ve ARCH-LM testi sonuçları gösterilmektedir. Ljung-Box testinin Q istatistikleri incelendiğinde, otokorelasyon yoktur boş hipotezi Tekirdağ şehir endeksi getiri serisi için reddedilmiştir. Bu durum seride otokoresyonun varlığına işaret etmektedir. ARCH testi sonuçlarına göre tüm serilerde ARCH etkisi görülmektedir. Bu durum getiri serilerinin oynaklığının analizinde GARCH model seçimini doğrulamaktadır.

IV. BULGULAR

Bu çalışmanın amacı BİST şehir endeksleri ile ham petrol değişkeni arasındaki koşullu oynaklık ve korelasyon bağımlılığını çok değişkenli yapıda ele almaktır. Bu amaçla şehir endeksleri ve ham petrol ikili getiri serileri için öncelikle CCC-GARCH modelleri tahmin edilmiştir.⁹ Ardından, Tse (2000) tarafından önerilen Lagrange Multiplier (LM) testi ile CCC-MGARCH modelden elde edilen koşullu korelasyonların dinamik özelliklerinin varlığı araştırılmış ve tüm seriler için %1 anlamlılık seviyesinde sabit korelasyon sıfır hipotezi reddedilmiştir. Buna göre, korelasyon serilerinde dinamik özelliklerin varlığı söz konusudur. Böylece, model tanımlama hatasından kaçınmak amacıyla DCC-GARCH model kullanılarak dinamik korelasyon yapısını en iyi yakalayan model sonuçları yorumlanmıştır.

Tahmin edilen iki değişkenli DCC-GARCH modellerde şehir endeksleri ve ham petrol fiyatları endojen, TRY ve EUR döviz kurları egzogen değişkenler olarak ele alınmıştır. Bu sayede tahmin edilen modeller için yakınsama sağlanarak diagnostik test sonuçları (EK 1) elde edilmiştir. ARCH katsayıları kısa dönemde geçmiş şokların veya haberlerin etkisini göstermektedir. GARCH katsayıları ise geçmiş koşullu oynaklık bağımlılığını diğer bir ifade ile geçmiş oynaklıkların uzun dönem sürekliliğini (kalıcılığını) ifade etmektedir. θ_1 ve θ_2 parametreleri DCC parametrelerini ifade etmektedir. Buna göre, θ_1 geçmiş şokların şimdiki (cari) koşullu korelasyonlar üzerine etkisini, θ_2 ise geçmiş korelasyonların etkisini yakalamaktadır. Her iki parametrenin de istatistiki olarak anlamlı olması koşullu korelasyonların sabit olmadığı anlamına gelmektedir.¹⁰

DCC-GARCH sonuçlarına göre, Kocaeli endeksi hariç, tüm seriler için ARCH ve GARCH etkilerinin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Şehir endekslerinin oynaklık sürekliliğine ilişkin değerler yaklaşık olarak 0.93-0.95 arasında değişmektedir. En düşük oynaklık kalıcılığına sahip endeks 0.7845 değeri ile Kayseri şehir endeksidir. Öte yandan GARCH etkilerinin ARCH etkilerine kıyasla daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum koşullu oynaklığın geçmiş verilerden tahmin edilebileceğini göstermektedir.

Tablo 4 ve Tablo 4'ün devamında şehir endeksleri ve ham petrol getirileri ikili serileri için tahmin edilen DCC model sonuçları gösterilmektedir. Tablo 4'de yer alan XSADA-CO modelinde, TRY ve EUR serileri Adana şehir endeksi getirileri üzerinde istatistiki olarak anlamlı ancak endeksin oynaklığı üzerinde anlamsız etkisi sahiptir. XSANK-CO ve XSANT-CO ikili modelleri için, EUR'nin Ankara ve Antalya endeksi oynaklığı üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre, EUR'deki değişimler Ankara ve Antalya şehir endeksi oynaklığını pozitif yönde arttırmaktadır. TRY değişkeni Bursa şehir endeksi getirileri üzerinde ve EUR ise en-

⁹ Tahmin edilen CCC-GARCH model ve LM testi sonuçları gösterilmemiştir. İstenilmesi durumunda yazarlar tarafından sağlanabilir.

¹⁰ Hammoudeh, S., Yuan, Y., McAleer, M., and Thompson, M.A. (2010). 'Precious Metals-Exchange Rate Volatility Transmissions and Hedging Strategies', *International Review of Economics and Finance*, Vol: 19, 2010, s. 633-647.

deksin oynaklığı üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkiye sahiptir. XSIST-CO modelinde, EUR değişkeni İstanbul endeksi oynaklığı üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkiye sahiptir.

Tablo 4. DCC-GARCH Model Sonuçları

Panel A	XSADA	XSANK	XSANT	XSBUR	XSIST
Ortalama Denklemi					
Sabit	0.0286* [0.0173]	0.0298* [0.0171]	-0.0034 [0.0218]	0.0293* [0.0206]	0.0330* [0.0172]
AR(1)	0.0096 [0.0317]	-0.0213 [0.0275]	-0.0248 [0.0323]	-0.0206 [0.0281]	-0.0237 [0.0293]
TRY (1)	0.1099* [0.0257]	0.0873* [0.0235]	-0.0034 [0.0218]	0.1480* [0.0297]	0.1106* [0.0276]
EUR(1)	0.0741* [0.0666]	0.0278 [0.0678]	0.0283 [0.0912]	-0.0683 [0.0822]	0.0118 [0.0681]
Varyans Denklemi					
Sabit	0.0569 [0.0569]	0.0431* [0.0140]	0.0872* [0.0336]	0.0597* [0.0281]	0.0355* [0.0237]
TRY	-0.0003 [0.0189]	0.0075 [0.0128]	-0.0359 [0.0405]	0.0104 [0.0253]	-0.0018 [0.0141]
EUR	0.0741 [0.0742]	0.1308* [0.0408]	0.0888* [0.0728]	0.1225* [0.0588]	0.0775* [0.0484]
ARCH: α	0.2010* [0.0667]	0.1299* [0.0284]	0.2116* [0.0597]	0.0899* [0.0248]	0.1200* [0.0465]
GARCH: β	0.7320* [0.1038]	0.8094* [0.0363]	0.7310* [0.0641]	0.8449* [0.0504]	0.8255* [0.0780]
$\alpha+\beta$	0.9330	0.9393	0.9426	0.9349	0.9455
PANEL B					
θ_1	0.0152* [0.0084]	0.0121* [0.0051]	0.0166* [0.0094]	0.0160* [0.0066]	0.0163* [0.0055]
θ_2	0.9511* [0.0354]	0.9693* [0.0129]	0.9517* [0.0382]	0.9642* [0.0174]	0.9688* [0.0121]
sd	6.0019* [0.0000]	7.7731* [0.7811]	6.1908* [0.5054]	6.5291* [0.5557]	7.6386* [0.7572]
rho	0.1568* [0.0324]	0.1690* [0.0399]	-0.1632* [0.0355]	0.1891* [0.0423]	0.1996* [0.0491]

Not: Katsayılar a ait standart hata değerleri köşeli parantez içinde göstermektedir. AR(1) modeli model yakınsaması ve parametrelerin istatistiki anlamlılığı bakı-

mından en uygun model olarak belirlenmiştir. DCC-MGARCH modelin tahmininde iki adımlı prosedür kullanılmıştır. İlk adımda her bir getiri serisi için çok değişkenli sistem içinde tek değişkenli GARCH (p,q) modeli tahmin edilmektedir. İkinci adımda ise ilk aşamada elde edilen standardize artıklar kullanılarak DCC parametreleri tahmin edilmektedir. İlk adım sonuçları Panel A'da, ikinci adım sonuçları ise Panel B'de gösterilmektedir.

Tablo 4 (Devamı). DCC-GARCH Model Sonuçları

Panel A	XSIZM	XSKAY	XSKOC	XSTKR	CO
Ortalama Denklemi					
Sabit	0.0232* [0.0184]	0.0353* [0.0213]	0.0219 [0.0333]	0.0013 [0.0209]	0.0150 [0.0175]
AR(1)	-0.0080 [0.0276]	0.0400 * [0.0289]	-0.0019 [0.0268]	0.0015 [0.0286]	0.0763 [0.1529]
TRY (1)	0.1137* [0.0262]	0.0797* [0.0298]	0.1609* [0.0305]	0.0708* [0.0297]	-0.0599 [0.1517]
EUR(1)	-0.0472 [0.0690]	0.0222 [0.0830]	-0.0300 [0.0834]	-0.0274 [0.0890]	-0.0537 [0.0696]
Varyans Denklemi					
Sabit	0.0467* [0.0253]	0.1948* [0.0812]	0.0362 [0.1077]	0.0812 [0.0359]	0.0025 [0.0015]
TRY	-0.0125 [0.0158]	-0.0173 [0.0340]	-0.0063 [0.0154]	0.0195 [0.0287]	-0.028* [0.0083]
EUR	0.0681* [0.0513]	0.2729* [0.0872]	0.0606 [0.1066]	-0.0598 [0.0801]	-0.0160 [0.0235]
ARCH: α	0.1039* [0.0306]	0.1808* [0.0579]	0.0769 [0.1220]	0.1913* [0.0478]	0.0455* [0.0099]
GARCH: β	0.8295* [0.0618]	0.6037* [0.1280]	0.8785* [0.2518]	0.7548* [0.0652]	0.9509* [0.0106]
$\alpha+\beta$	0.9334	0.7845	0.9554	0.9462	0.9964
PANEL B					
θ_1	0.0150* [0.0062]	0.0078* [0.0052]	0.0100* [0.0059]	0.0089* [0.0074]	-
θ_2	0.9562* [0.0176]	0.9682* [0.0260]	0.9788* [0.0163]	0.9745* [0.0303]	-
sd	7.6687* [0.7626]	6.0293* [0.4628]	7.8021* [0.7833]	5.7114* [0.4276]	-
rho	0.1840* [0.0342]	0.1292* [0.0317]	0.1635* [0.0433]	0.1322* [0.0373]	-

Not: Tahmin edilen DCC modellerde şehir endeksleri ve petrol değişkenleri endojen, TRY/\$ ve EUR/\$ egzojen değişkenlerdir. Katsayılara ait standart hata değerleri köşeli parantez içinde gösterilmektedir. AR(1) modeli model yakınsaması ve parametrelerin istatistiki anlamlılığı bakımından en uygun model olarak belirlenmiştir. DCC-MGARCH modelin tahmininde iki adımlı prosedür kullanılmıştır. İlk adımda her bir getiri serisi için çok değişkenli sistem içinde tek değişkenli GARCH (p,q) modeli tahmin edilmektedir. İkinci adımda ise ilk aşamada elde edilen standardize artıklar kullanılarak DCC parametreleri tahmin edilmektedir. İlk adım sonuçları Panel A'da, ikinci adım sonuçları ise Panel B'de gösterilmektedir.

Tablo 4'ün devamında yer alan XSIZM-CO modeli için EUR'nun İzmir endeksi oynaklığı üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu görülmektedir. EUR'deki değişimler İzmir şehir endeksi oynaklığını pozitif yönde arttırmaktadır. TRY değişkeni Kayseri şehir endeksi getirileri ve EUR değişkeni endeksin oynaklığı üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkiye sahiptir. XSKOC-CO ikili modeli için, TRY'nin şehir endeksi getirileri üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkiye sahip olduğu görülmektedir. XSTKR-CO modeli için, TRY'nin şehir endeksi getirileri üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu görülmektedir. Öte yandan, TRY'nin ham petrol oynaklığı üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkiye sahiptir. Ham petrol piyasası şehir endekslerine kıyasla daha fazla oynaklık sürekliliğine sahiptir. Zira tüm modellerde ham petrol piyasasına ait oynaklık sürekliliği 1 değerine oldukça yakındır ve piyasada oynaklık kümelenmeleri oluşmaktadır. DCC-GARCH model sonuçlarına göre, Dolar değişkeni petrol oynaklığı üzerinde diferansiyel olarak anlamlı etkiye sahiptir. Buna göre, ham petrol getiri serisi oynaklıkları Dolar kurundaki değişimlere bağlı olarak negatif yönde değişmektedir.

DCC parametreleri θ_1 ve θ_2 tüm modeller için incelendiğinde, geçmiş şokların şimdiki koşullu korelasyonlar üzerine etkisinin son derece düşük seviyede bulunduğu görülmektedir. Gecikmeli koşullu korelasyon matrisinin katsayısı olan θ_2 ise, tüm modeller için yüksek değerli ve istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre, cari koşullu korelasyonlar üzerinde geçmiş şoklara kıyasla geçmiş korelasyonların etkisi daha fazladır.

Tablo 5. Korelasyon, Kısa Dönem ve Uzun Dönem Etki

	<i>Korelasyon</i>	<i>Sıralama</i>	<i>Kısa Dönem Şokların Etkisi</i>	<i>Sıralama</i>	<i>Uzun Dönem Oynaklık Etkisi</i>	<i>Sıralama</i>
XSADA	0.1568	+6	0.2010	2	0.7320	7
XSANK	0.1690	+4	0.1299	5	0.8094	5
XSANT	-0.1632	-1	0.2116	1	0.7310	8
XSBUR	0.1891	+ 2	0.0899	8	0.8449	2
XSIST	0.1996	+ 1	0.1200	6	0.8255	4
XSIZM	0.1840	+3	0.1039	7	0.8295	3
XSKAY	0.1292	+8	0.1808	4	0.6037	9
XSKOC	0.1635	+5	0.0769	9	0.8785	1
XSTKR	0.1322	+7	0.1913	3	0.7548	6

Tablo 5’de DCC-GARCH modellerden elde edilen sonuçlar şehir endeksleri için sıralanmaktadır. Buna göre, yalnızca Antalya şehir endeksi ham petrol getirileri ile negatif korelasyonludur. Diğer tüm şehir endeksleri ile ham petrol fiyatları arasında pozitif korelasyon bulunmaktadır. Ham petrol ile en yüksek pozitif korelasyona sahip endeks İstanbul şehir endeksidir ve bu değer 0.1996 olarak elde edilmiştir. Endeks serilerinin kendi geçmiş şoklarına duyarlılığı incelendiğinde, Antalya şehir endeksinin ilk sırada yer aldığı görülmektedir. Serinin kendi geçmiş şoklarının kalıcılığının 0.2116 seviyesindedir. Buna göre, diğer şehir endekslerine kıyasla, Antalya şehir endeksi kendi piyasasında ortaya çıkan haberlere veya şoklara daha fazla duyarlıdır. Serilerin kendi geçmiş oynaklıklarına uzun dönemde bağımlılıklarını gösteren GARCH etkileri incelendiğinde, en yüksek GARCH etkisinin Kocaeli şehir endeksinde ortaya çıktığı görülmektedir. Bu değer 0.8785 seviyesinde elde edilmiştir. Genel olarak, geçmiş oynaklıklara olan duyarlılıkların geçmiş şoklara olan duyarlılıktan daha yüksek seviyede olduğu görülmektedir. Bu durum şehir endekslerinin şoklardan daha fazla farklı temel faktörlerden - makroekonomik faktörler gibi etkilendiklerini göstermektedir. Uzun dönemde Kocaeli, Bursa, İzmir, İstanbul ve Ankara şehir endekslerinin, diğer şehir endekslerine kıyasla, makroekonomik faktörlere daha duyarlı olduğu görülmektedir. Antalya, Adana, Tekirdağ ve Kayseri şehir endekslerinin ise kısa dönemde piyasalarında ortaya çıkan şoklara ve beklenmedik haberlere daha fazla duyarlıdır.

V. SONUÇ

Bu çalışmada, şehir endeksleri ve ham petrol değişkenleri arasındaki ikili oynaklıklar ve korelasyonlar kalın kuyruk dağılımına sahip DCC-GARCH model ile araştırılmıştır. Yalnızca şehir endeksi-petrol değişkenlerinin bulunduğu DCC model

oynaklık ve korelasyonların belirlenmesi bakımından yetersiz kalmıştır. Bu nedenle Amerikan Dolarına karşı TRY ve EUR değişkenleri ortalama ve varyans denklemlerine dışsal değişken olarak ilave edilmiştir. Böylece istatistiki olarak anlamlı katsayılar ve diagnostik test sonuçları elde edilmiştir.

Şehir endekslerinin kendi piyasalarında ortaya çıkan geçmiş şok ve oynaklıklardan istatistiki olarak etkilendikleri sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre, şehir endekslerinde oynaklıklar kalıcı özelliklere sahiptir. Oynaklık kalıcılığı serilerin şokların ardından uzun dönem dengesine yakınsama durumları hakkında bilgi vermektedir. Buna göre, uzun dönem dengeye en hızlı yakınsama sağlayan seri ham petrol getiri serisidir. Uzun dönem denge noktasına en hızlı yakınsama sağlayan endeks Ankara ve en yavaş yakınsama sağlayan endeks Bursa şehir endeksidir. TRY serisinin bir dönem gecikmeli değerleri, Adana, Ankara, Bursa, İstanbul, İzmir, Kayseri, Kocaeli ve Tekirdağ endekslerinin ortalama getirileri üzerinde pozitif yönde istatistiki olarak anlamlı etkiye sahiptir.

Hizmet sektörüne dayalı turizm alanında faaliyet gösteren şirketlerin kısa dönemde şoklara veya haberlere daha duyarlı olmaları mümkündür. Bu bakımdan Antalya şehir endeksinin kısa dönemde geçmiş şoklara veya haberlere duyarlılığının yüksek olması beklentileri karşılamaktadır. Zira endeksi oluşturan şirketlerin tamamı "otel ve lokantalar" olarak isimlendirilen sektör sınıfında faaliyet göstermektedir.

Uzun dönemde geçmiş oynaklıklara olan duyarlılığının en yüksek seviyede olduğu şehir endeksi Kocaeli şehir endeksidir. Öte yandan, bu endekste diğer endekslere kıyasla geçmiş şoklara olan duyarlılık en düşük seviyededir. Bu sonuç endeksin şoklardan ziyade farklı temel makroekonomik faktörlerden etkilendiği anlamına gelmektedir. Uzun dönemde Kocaeli, Bursa, İzmir, İstanbul ve Ankara şehir endekslerinin makroekonomik faktörlere; kısa dönemde Antalya, Adana, Tekirdağ ve Kayseri şehir endekslerinin kendi piyasalarında ortaya çıkan şoklara ve beklenmedik haberlere daha fazla duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKÇA

- Bayramoğlu, F., ve Pekkaya, M., 'İMKB Tarafından Hesaplanan Endekslerde Yeni Gelişmeler ve İMKB Şehir Endeksleri'. *Journal of Accounting and Finance*, Vol:45, 2010, s.200-215.
- Bauwens, L, Laurent, S., and Rombouts, J.V.K., 'Multivariate GARCH Models: A Survey', *Journal of Applied Econometrics*, Vol: 21, No:1, 2006, s. 79-109.
- BIST, Şehir Endeksleri. <http://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri/sehir-endeksleri>, (Erişim Tarihi:15.05.2016).
- BIST, BIST Pay Endeksleri Temel Kuralları. <http://www.borsaistanbul.com/endeksler/bist-pay-endeksleri>, (Erişim Tarihi:15.05.2016).
- Bollerslev, T. 'Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity'. *Journal of Econometrics*, Vol:31, No:3, 1986, s.307-327.
- Christodoulakis, G.A., and Satchell, S.E., 'Correlated ARCH (CorrARCH): Modelling The Time-Varying Conditional Correlation Between Financial Asset Returns', *European Journal of Operational Research*, Vol:139, 2002, s. 351-370.
- Engle, R. F. 'Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation'. *Econometrica*, Vol:50, No:4, 1982, s. 987-1007.
- Engle, R.F., and Sheppard, K.. 'Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH', University of California at San Diego, NBER Working Paper, No:8554. National Bureau of Economic Research, 2001
- Engle, R., 'Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models', *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol: 20, No:3, 2002, s. 339-350.
- Hammoudeh, S., Yuan, Y., McAleer, M., and Thompson, M.A., 'Precious Metals-Exchange Rate Volatility Transmissions and Hedging Strategies', *International Review of Economics and Finance*, Vol:19, 2010, s.633-647.
- KAP, Endeksler, <https://www.kap.gov.tr/sirketler/islem-goren-sirketler/endeksler.aspx>, (Erişim Tarihi: 10.05.2016).
- Orskaug, E. 'Multivariate DCC-GARCH Model with Various Error Distributions'. Norwegian University of Science and Technology. Department of Mathematical Science, Oslo. 2009.
- Su, W., Huang, Y. *Comparison of Multivariate GARCH Models with Application to Zero-Coupon Bond Volatility*. Lund University. Department of Statistics, 2010.
- Tse, Y. K., 'A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Models'. *Journal of Econometrics*, Vol: 98, 2000, s.107-127.
- Tse, Y.K., and Tsui, A. K. C., 'A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time Varying Correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol: 20, No. 3, 2002, s.351-362.

EKLER

EK 1. Tahmin Edilen DCC Model Sonuçları İçin Diagnostik Test Sonuçları

	<i>XSADA</i>	<i>CO</i>	<i>XSANK</i>	<i>CO</i>	<i>XSANT</i>	<i>CO</i>
AIC	4.3646		4.4550		4.839794	
Q(20)	28.6329 [0.0952]	13.1817 [0.8694]	14.6674 [0.7951]	13.0307 [0.8760]	28.2584 [0.1034]	12.8260 [0.8847]
Q(50)	57.7812 [0.2098]	37.7735 [0.8981]	42.7316 [0.7573]	38.4378 [0.8832]	71.6298 [0.0240]	37.2304 [0.9094]
Q ² (20)	19.9668 [0.4600]	13.1463 [0.871]	18.9495 [0.5251]	13.2514 [0.8663]	12.8441 [0.8839]	12.8488 [0.8837]
Q ² (50)	39.9391 [0.8449]	50.4432 [0.4558]	46.2598 [0.6242]	52.2469 [0.3867]	28.1941 [0.9945]	47.9987 [0.5540]
ARCH- LM(5)	0.47004 [0.7988]	0.48538 [0.7874]	0.47030 [0.7986]	0.59321 [0.7052]	0.24002 [0.9448]	0.62124 [0.6836]
	<i>XSBUR</i>	<i>CO</i>	<i>XSIST</i>	<i>CO</i>	<i>XSIZM</i>	<i>CO</i>
AIC	4.7395		4.36152		4.50865	
Q(20)	18.0368 [0.5849]	13.8234 [0.8393]	22.5106 [0.3134]	13.4548 [0.8570]	17.6411 [0.6110]	13.5312 [0.8534]
Q(50)	52.6114 [0.3732]	37.8731 [0.8960]	58.2689 [0.1973]	37.9315 [0.8947]	42.8828 [0.7520]	37.2635 [0.9087]
Q ² (20)	13.3275 [0.8628]	14.5234 [0.8029]	23.5211 [0.2639]	12.5104 [0.8973]	22.4421 [0.3170]	13.8238 [0.8393]
Q ² (50)	31.8017 [0.9790]	49.9617 [0.4749]	50.3024 [0.4614]	49.3109 [0.5009]	54.0352 [0.3229]	51.2671 [0.4237]
ARCH- LM(5)	0.2387 [0.9454]	0.6013 [0.6990]	0.52823 [0.7551]	0.50170 [0.7752]	0.45175 [0.8122]	0.64171 [0.6679]
	<i>XSKAY</i>	<i>CO</i>	<i>XSKOC</i>	<i>CO</i>	<i>XSTKR</i>	<i>CO</i>
AIC	4.7053		4.6747		4.8816	
Q(20)	21.4820 [0.3692]	12.5361 [0.8963]	18.7501 [0.5381]	13.4510 [0.8572]	26.9049 [0.1379]	11.6640 [0.9271]
Q(50)	51.4837 [0.4154]	37.7050 [0.8996]	40.7707 [0.8209]	38.3554 [0.8852]	45.7113 [0.6460]	36.3994 [0.9249]
Q ² (20)	21.6207 [0.3614]	13.2245 [0.8675]	12.2800 [0.9061]	14.1196 [0.8243]	15.2113 [0.7641]	13.5770 [0.8512]
Q ² (50)	42.2319 [0.7744]	50.1434 [0.4677]	32.0618 [0.9772]	52.1737 [0.3894]	50.3462 [0.4596]	50.8501 [0.4399]
ARCH- LM(5)	0.1662 [0.9750]	0.6393 [0.6697]	0.5418 [0.7447]	0.5511 [0.7376]	1.3222 [0.2518]	0.5565 [0.7334]

YAZAR HAKKINDA

Dokuz Eylül Üniversitesi Ekonometri Bölümünden 2003 yılında mezun oldu. Yüksek Lisans eğitimini Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi İktisat Bölümünde tamamladı. Doktora derecesini 2016 yılında Dokuz Eylül Üniversitesi Ekonometri Bölümünden aldı. Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesinde Arş. Gör. Dr. olarak çalışmaktadır. Araştırma alanları; döviz kurları, zaman serilerinde oynaklık, zaman serileri ekonometrisi ve finansal ekonometridir.