

# İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI ENDEKSİNİN BOX-JENKİNS YÖNTEMİ İLE MODELLEMESİ

Yrd.Doç.Dr.Osman ÇEVİK\*

## ÖZET

Bu çalışma İstanbul Menkul Kıymetler Borsası(İMKB) Endeksinin modellenmesi amacıyla yapılmıştır. Burada Ocak 1986-Şubat 2002 dönemine ait aylık İMKB Endeksi verileri göz önüne alınmıştır. Endeksin modellenmesi için 60 adet model kullanılmıştır. Uygun modelin seçiminde, ARIMA(p,d,q) modellerinden hesaplanan kalıntıların bağımsız olup olmadıkları göz önüne alınmıştır. Bu amaçla her model için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri ile Ljung-Box Q(r) istatistikleri saptanmıştır. Bunlar içerisinde İMKB Endeksine uygun olan modelin ARIMA(1,2,1) modeli olduğu tesbit edilmiştir.

## ABSTRACT

This study was made to model stock exchange market index. This paper attempts to analyze and to predict the stock exchange market index covers the period between January-1986 and February-2002. 60 forms of ARIMA(p,d,q) model were used in modeling stock exchange market index. In selecting appropriate model, It was taken into account whether the residuals calculated from ARIMA(p,d,q) models were independent. For this reason, Ljung-Box Q(r) statistics and otocorrelation-partial otokorrelation graphics for every model were gotten. In these models, ARIMA(1,2,1) model was more suitable in forecasting stock exchange market index.

---

\*Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İ.İ.B.F., İşletme Bölümü-TOKAT

## GİRİŞ

Son zamanlarda İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, kısa vadede büyük kazançlara ve kayıplara neden olabilen önemli bir yatırım aracı haline gelmiştir. Bu yüzden İMKB endeksinin gelecekte nasıl bir seyir izleyeceği hakkında bilgi sahibi olmak, yatırımcılar için son derece önemli bir konu olmuştur. Buradan hareketle bu makalede Ocak 1986-Şubat 2002 dönemine ait aylık İMKB endeksi verilerinin Box-Jenkins yöntemi yardımı ile modellemesi ve bu model yardımıyla kısa dönemli öngörüsü yapılacaktır. İMKB endeksi için öngörü amacıyla ekonometrik modeller kurulabilir. Ancak borsa endekslerinin bir çok etkinin yanısıra psikolojik faktörlerle de çok yakından ilişkili olması, ekonometrik bir modelin kurulmasını zorlaştırmakta, hatta imkansız hale getirmektedir. Bu nedenle, İMKB endeksi ile ilgili öngöründe, değişken gereksinimi en az noktada olan (sadece bir tek değişkenle öngörü yapma olanağı sağlayan) ARIMA modelleri tercih edilebilir. Bu çalışmada da ARIMA modelleri kullanılacak ve çeşitli ARIMA modelleri İMKB endeksinin tahmininde kullanılmak üzere denenecektir.

Uygulamada kullanılan İMKB endeksi verileri T.C. Merkez Bankası Web sayfasından alınmıştır ([www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr)). Bu veriler SPSS 7.5 paket programı yardımıyla analiz edilmiş ve gerekli yorumlar yapılmıştır.

Çalışmamızda önce ARIMA modellerine ait genel teorik bilgiler verilmiş, sonra İMKB endeksine ait zaman serisi verileri kullanılarak uygun ARIMA modelinin seçimi yapılmış ve en sonunda da genel bir değerlendirme yapılmıştır.

## I. BOX-JENKINS YÖNTEMİ

Zaman serisi analizinde Box-Jenkins yaklaşımı olarak bilinen ARIMA modelleri, hem zaman serisine ait öngöründe bulunmak, hem de analiz amacı ile yaygın olarak kullanılmaktadır.

Zaman serilerinin modeli kurulurken serinin yarattığı stokastik sürecin zaman içinde değişmediği varsayılır. Eğer zaman serisinin ortalama değerinde ve varyansında sistematik bir değişme yoksa ve periyodik değişmeler ortadan kaldırılabiliyorsa seriye “homojen

anlamda durağan seri” adı verilir. Eğer stokastik sürecin karakteristiği zaman içinde değişiyorsa, serinin bir trendi varsa durağan olmama söz konusudur. Zaman serisi bir veya daha fazla dereceden farkı alındığında durağan oluyorsa, bu serinin “homojen anlamda durağan olmadığı” söylenir<sup>1</sup>.

Öngörü amacıyla analiz edilen bir zaman serisinin “durağanlık şartları”nı yerine getirmesi gereklidir. Durağanlığın birinci şartı; durağan süreç, yani serinin zaman içinde değişmeyen sonlu ortalamaya ve sonlu varyansa sahip olmasıdır<sup>2</sup>. İkinci şartı ise; bu sürece ait kovaryansın geçmiş zamandan bağımsız olmasıdır.

Bir çok ekonomik seride durağan olmayan davranışlar görülür ve seri sabit bir ortalama etrafında değişmez<sup>3</sup>. Bu tür serilerde trendi ortadan kaldırmada kullanılan özel bir tip filtre, serinin durağan olmasına kadar farkının alınmasıdır. Stokastik ve/veya deterministik trendin ortadan kaldırılması için genellikle birinci, ikinci veya daha fazla farkların alınması gerekmektedir. Bu metod Box-Jenkins tarafından önerilen ARIMA sürecinin bütünleme kısmıdır. ARIMA modelleri durağan olmayan zaman serileri için “Bütünlenen ARMA modelleri” olarak bilinirler. Eğer zaman serisinin mevsimsel özelliği yoksa, durağanlık için birinci dereceden farkının alınması çoğu zaman yeterlidir.

Zaman serisinin ortalamasının ve/veya varyansının zamana bağlı bir trendinin olup olmadığını belirlemede tatmin edici bir teknik yoktur. Bu durumda verinin grafiğini incelemek en mantıklı yoldur<sup>4</sup>. Zaman serisi içinde varyansın durağan olup olmadığını test etmek için zaman serisini eşit iki döneme ayrılıp izlediği seyir incelenebilir<sup>5</sup>. Böylece iki serinin ortalaması ve standart sapmasına bakarak veya

---

<sup>1</sup> R. McCLEAY ve R. A. HAY, *Applied Time Series: For the Social Sciences*, Sage Publ. Inc., USA, 1983, s.11.

<sup>2</sup> J. M. GOTTMAN, *Time Series Analysis: A Comprehensive Introduction for Social Scientists*, Cambridge Univ. Press, USA, 1981, s.61.

<sup>3</sup> G. P. BOX ve G. M. JENKINS, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden Day Inc., California, 1976, s.11.

<sup>4</sup> C. V. J. GRANGER ve P. NEWBOLD, *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, NewYork, 1977, s.37.

<sup>5</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.49.

serilerin grafiği incelenerek zaman içinde artış olup olmadığı görülebilir. Eğer seride, her iki dönemde de aynı tip dalgalanmalar varsa varyansın durağan olduğu söylenir. Varyansın durağan olmaması durumunda varyansı durağan hale getirmek için logaritmik dönüşüm önerilmektedir. Böylece logaritmik dönüşüm ve fark alma ile sabit varyans elde edilmeye çalışılır<sup>6</sup>.

Durağanlığı test etmek için kullanılan iki kriter vardır. Biri durağanlık testi, diğeri OKF (Otokorelasyon Fonksiyonu)'nin analizidir. Durağanlık testi, “durağanlık sınırları” olarak AR sürecine ve “çevrilebilirlik sınırları” olarak MA süreçlerine uygulanır.

$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \delta + a_t$  şeklinde gösterilen birinci dereceden otoregresif AR(1) süreç için durağanlık sınırları,  $[-1 < \phi_1 < +1]$  dir.

$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \delta + a_t$  olarak gösterilen ikinci dereceden otoregresif AR(2) süreç için durağanlık sınırları ise,  $[-1 < \phi_1, \phi_2 < +1]$ ,  $[\phi_1 + \phi_2 < +1]$ ,  $[\phi_2 - \phi_1 < +1]$  dir<sup>7</sup>.

$Y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} = (1 - \theta_1 B)a_t$  olarak gösterilen birinci dereceden hareketli ortalama MA(1) için çevrilebilirlik sınırı,  $[-1 < \theta_1 < +1]$  dir.

$Y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)a_t$  olarak gösterilen MA(2) için çevrilebilirlik sınırları ise,  $[\theta_1 + \theta_2 < +1]$ ,  $[\theta_2 - \theta_1 < +1]$  dir<sup>8</sup>.

Eğer  $\phi_p$  parametreleri durağanlık sınırlarını ve  $\theta_q$  parametreleri çevrilebilirlik sınırlarını geçmişse, serinin durağan olmadığı söylenir. Eğer parametreler bu sınırları geçmemişse, ama  $\phi_1$  veya  $\theta_1$  in değerleri büyükse seçilen zaman serisi modelleri uygun değildir.

İkinci olarak otokorelasyon fonksiyonuna (OKF) bakılır. Otokorelasyon katsayıları, farklı zamanlardaki gözlemler arasındaki ilişkiyi gösterir. Eğer gecikme (k) arttıkça OKF hızla azalıyorsa seri durağandır. Eğer gecikme artarken OKF yavaş bir hızla azalıyorsa serinin durağan olmadığına karar verilir.

Bir başka ifade ile zaman serisinin durağan olması için, OKF ve KOKF(Kısmi otokorelasyon Fonksiyonu) değerlerinin ilk dört

<sup>6</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.52.

<sup>7</sup> BOX-JENKINS, age., s.176-177.

<sup>8</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.64.

gecikmede 0 a hızla yaklaşması ve sıfırı kesmesi, diğerlerinin ise 0 etrafında rassal şekilde dağılması gerekmektedir<sup>9</sup>.

## II. BOX-JENKINS MODEL KURMA BASAMAKLARI

Box-Jenkins metodu olarak bilinen ARIMA modellerinde temel yaklaşım, ele alınan değişkenin bugünkü değerinin, geçmiş değerlerinin ve rassal şokların bileşimine dayandığı şeklindedir.

ARIMA(p,d,q) şeklinde gösterilen otoregresif entegre hareketli ortalama modeli genel olarak,

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

Box-Jenkins yönteminde model kumaya başlamadan önce, orijinal zaman serisi verilerinin grafiği çizilir, serinin örnek OKF ve KOKF'ları elde edilir. Örnek döneminde verilerin ortalamalarının ve varyanslarının sabit olmasını sağlamak amacıyla uygun dönüşümler yapılır. Analiz edilecek verilerin özelliğine uygun olarak birinci, ikinci veya daha fazla derecede farkları alınır, gerekiyorsa logaritmik dönüşüm yapılır. Ayrıca mevsim dalgalanmaları görülüyorsa mevsimsel farklılık hesaplanır. Bundan sonra model kurmaya geçilir.

Box-Jenkins'te model kurma işlemi, model belirleme, model tahmini ve tahmin edilen modelin yeterliliğinin test edilmesi şeklinde üç basamaktan oluşur.

Model belirleme basamağında özellikle grafik metodlarından yararlanır. Model kurma aşamasında "belirleme" nin anlamı, ARIMA modelinin parametreleri olan (p,d,q) derecelerinin belirlenmesidir. Çeşitli ARIMA modellerinde fark almanın ve p-q derecelerinin etkin olabilmesi için OKF ve KOKF kullanılır<sup>10</sup>. Burada OKF, farklı zamanlarda gözlemler arasındaki ilişkiyi gösterir, aralarında ne kadar bağımlılık olduğunun bir ölçüsünü sağlar<sup>11</sup>. Zaman serisinin örnek OKF'nu, serinin incelenen zaman döneminde

<sup>9</sup> R. S. PINDYCK ve D. L. RUBINFELD, *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw Hill Inc., Tokyo, 1976, s.440.

<sup>10</sup> BOX-JENKINS, age., s.174.

<sup>11</sup> PINDYCK ve RUBINFELD, age., s.437.

sabit ortalamaya ve sabit varyansa sahip olması için gerekli olan dönüşümü belirlemek amacıyla kullanılır<sup>12</sup>. Eğer seriler durağan olmayan seri özelliği gösteriyorsa (OKF'nu azalmamakta veya azalıp 0'ı kesmemekte ise), serinin farkının alınması ve/veya dönüşüm yapılması gerekir<sup>13</sup>. Fark alma işlemi zaman serisi durağan olana kadar sürdürülür.

Kısmi otokorelasyon katsayısı, iki farklı dönemde değişkenin ( $Y_t$  ve  $Y_{t-k}$  gibi) bir biri ile olan ilişkisini, bu zaman dönemleri arasında kalan diğer tüm dönemlerdeki değişimleri ( $Y_{t-1}$ ,  $Y_{t-2}$ , ...vb. gibi) dışlayarak iki değişken arasındaki ilişkiyi gösterir.

Pratikte AR sürecinin derecesi KOKF grafiği, MA sürecinin derecesi OKF grafiği ile belirlenir<sup>14</sup>. Sonuçta genel ARIMA(p,d,q) modellerinden uygun olan belirlenir.

ARIMA modelinin parametreleri olan (p,d,q) dereceleri belirlendikten sonra model parametrelerinin en iyi (sapmasız, tutarlı ve etkin)<sup>15</sup> tahminlerinin hesaplanması aşaması olan tahmin basamağı gelir. Burada tahmin edilen tüm AR ve MA parametrelerinin durağanlık sınırı ve çevrilebilirlik sınırı içinde yer alması gereklidir. Yine, tahmin edilen AR ve MA parametreleri istatistiksel olarak önemli olmalıdırlar<sup>16</sup>. Eğer tahmin edilen parametreler sıfırdan önemli derecede farklı değillerse, bu parametreler modelden atılır<sup>17</sup>.

Model kurmanın üçüncü basamağında modelin uygulanması sonucu elde edilen hata terimleri incelenir. Model doğru kurulmuşsa hata terimleri arasında ilişki olmaz. Modelin yeterlilik testinden geçmesi için modelden elde edilen hata terimlerinin “beyaz gürültü (White Noise)” olması gereklidir. Hata terimlerinin beyaz gürültü olması, hata terimlerinin bağımsız olması şeklinde yorumlanabilir. Eğer bu kriter sağlanamazsa, incelenen modelin yetersiz olduğuna

---

<sup>12</sup> H. I. PLOSSER, “Short-term Forecasting and Seasonal Adjustment”, *Jurnal of the American Statistical Association*, Cilt: 74, No: 365, 1979, s.18.

<sup>13</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.93.

<sup>14</sup> BOX-JENKİNS, age., s.175.

<sup>15</sup> BOX-JENKİNS, age., s.208.

<sup>16</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.93.

<sup>17</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.97.

karar verilir ve model red edilir. Bu süreç zaman serisi için tatmin edici bir model bulana kadar devam eder.

Model değerlendirilmesi yapılırken hata terimlerinin zamana karşı grafiği çizilir. Bu grafikte aşırı noktalar, devri etkiler ve otokorelasyon etkileri görülebilir. Ayrıca hata terimlerinin otokorelasyonları hesaplanır ve hata terimlerinin OKF'nu çizilir. Bu grafikte ise otokorelasyon etkileri açık şekilde görülebilir.

Hata terimlerinin beyaz gürültü olup olmadığına karar vermede bazı testler kullanılmaktadır. Bunlar arasında en yaygın olarak kullanılan Q-istatistiğidir.

Q-istatistiği, hata terimleri arasındaki tüm serisel korelasyonu ölçmektedir. Bu istatistik, gecikme (k) değerlerine duyarlı olduğu için gecikme sayısına dikkat etmek gereklidir<sup>18</sup>. Granger ve Newbold Q'yu hesaplarken gecikme değerinin en az 20 olarak alınmasını önerirler<sup>19</sup>. Box-Pierce Q-istatistiği ise ilk 24 hata terimi otokorelasyonuna bağlı olarak hesaplanmaktadır<sup>20</sup>. McCleay ve Hay 25 gecikmeyi uygun görmekteirler<sup>21</sup>.

$$Q\text{-istatistiği, } Q = n \sum r_k^2 = \chi_m^2 \cong \chi_{k-p-q}^2$$

formülü ile, ilk k hata terimi için hesaplanır ve ki-kare dağılımına sahiptir<sup>22</sup>. Burada m: serbestlik derecesi, N: gözlem sayısı, k: gecikme sayısı, p: AR parametre sayısı, q: MA parametre sayısı ve  $r_k$  değeri de,  $r_k = \sum a_t \cdot a_{t-k} / \sum a_t^2$  formülü ile hesaplanır. Eğer model doğru belirlenmişse, büyük k gecikmesi için, hata terimi otokorelasyonları ( $r_k$ ) ilişkili değildir, (0) ortalama ve (1/N) varyans ile normal dağılmış rassal değişkendir<sup>23</sup>.

Burada hipotez,

<sup>18</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.99.

<sup>19</sup> GRANGER ve NEWBOLD, age., s.39.

<sup>20</sup> G. P. BOX ve David A. PIERCE, "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", *Jurnal of the American Statistical Association*, Cilt: 65, No: 332, 1970, s.1510.

<sup>21</sup> McCLEAY ve HAY, age., s.100.

<sup>22</sup> BOX ve PIERCE, age., s.1510.

<sup>23</sup> PİNDYCK ve RUBİNFELD, age., s.490.

$H_0$ : “Hata terimleri beyaz gürültüdür veya hata terimleri arasında otokorelasyon yoktur” şeklinde kurulur<sup>24</sup>.

Sonuçta  $Q > \chi^2$  ise  $H_0$  red edilir ve “hata terimleri beyaz gürültü değildir” hipotezi kabul edilmiş olur. Dolayısıyla model red edilir.  $Q < \chi^2$  ise  $H_0$  kabul edilir yani “hata terimlerinin beyaz gürültü olduğu” sonucuna varılır, dolayısıyla model kabul edilir<sup>25</sup>.

Modelin yeterliliğinin testinde kullanılan diğer bir kriter,  $|r_k| > 2/\sqrt{N}$  şeklinde gösterilebilir<sup>26</sup>. Eğer hesaplanan hata terimlerinin biri veya bir kaçına ait otokorelasyonlar ve kısmi otokorelasyonlar  $\pm 2/\sqrt{N}$  sınırları dışına taşarsa modelin yanlış belirlendiği kabul edilir ve yeni bir model belirlenmesi yapılır.

Model başarılı bulunduktan sonra sıra öngörü aşamasına gelmiştir. Öngöründe amaç, zaman serisinin gelecekte alacağı değerleri mümkün olan en küçük hata ile en uygun şekilde belirlemektir. Öngörü için ek bilgi gerektirmemesi ve kısa dönemli öngörülerde öngörü başarısının yüksek olması nedeni ile ARIMA modelleri, zaman serilerinin sistematik kısmına ait öngörü yapmakta yaygın kullanılmaktadır. Tek değişkenli ARIMA öngörüler, sosyal amaçlı öngörülerde büyük yarar sağlamaktadır. Modelin parametrelerinin doğru olarak bilindiği varsayılarak öngörü yapılır. Öngörü sonuçları ve öngörü hataları incelenip, öngörünün başarılı olup olmadığına ilişkin karar verilmelidir. Çünkü gerçek parametreler ile ilgili doğru olmayan bilgiler, öngörü hatalarını artırır.

### III. İMKB ENDEKSİ SERİSİNİN ANALİZİ

İMKB endeksine ait aylık zaman serisi verilerinin grafiği çizildiğinde serinin dalgalı ve artış eğiliminde olduğu (Şekil:1) yani serinin artış şeklinde kendini gösteren bir trendinin olduğu, mevsimsel bir etkinin ise olmadığı görülmektedir. Bu grafikten, İMKB endeksine ait serinin ortalamasının zaman içinde sabit olmadığı, zamana bağlı

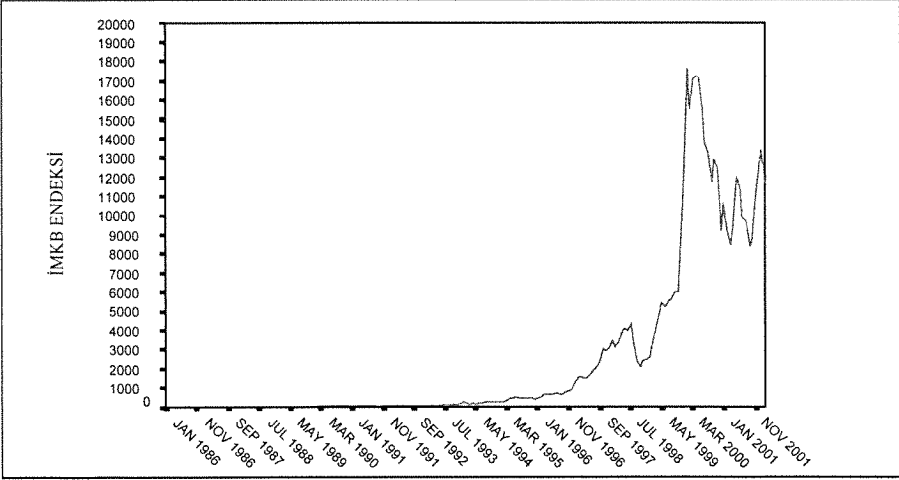
<sup>24</sup> PLOSSER, age., s.21.

<sup>25</sup> PİNDYCK ve RUBİNFELD, age., s.491.

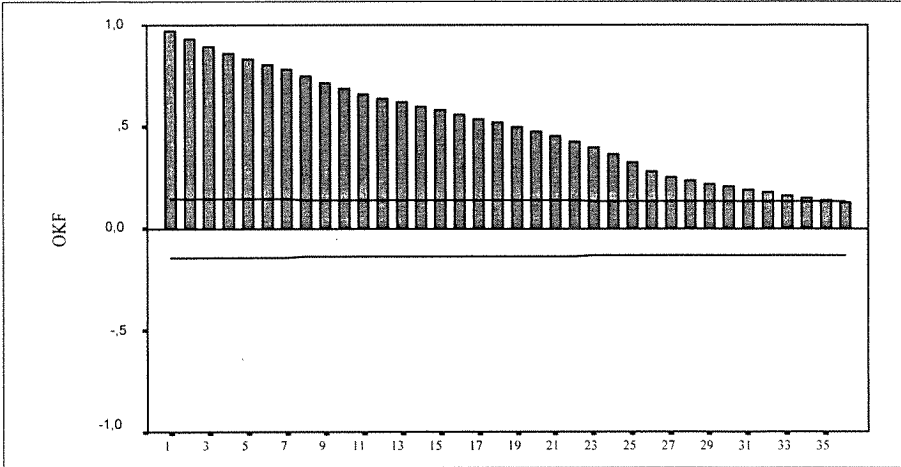
<sup>26</sup> GOTTMAN, age., s.281; McCLEAY ve HAY, age., s.98.



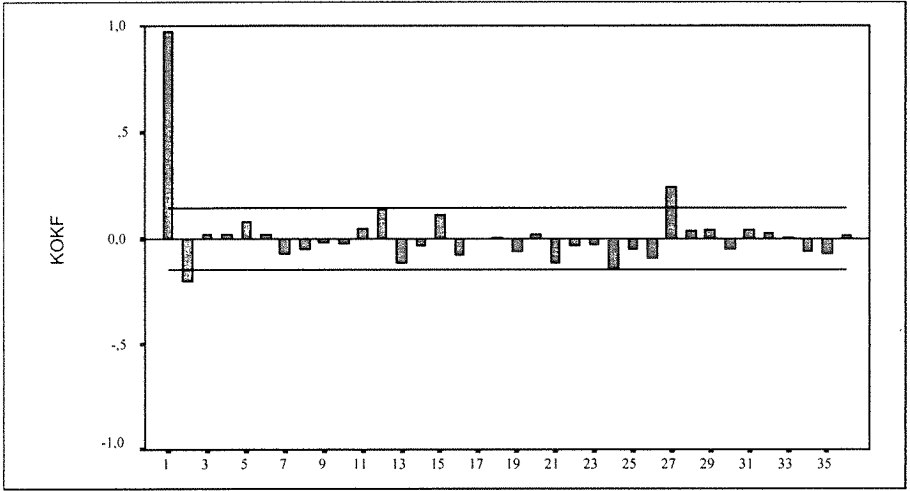
olarak arttığı, zaman zaman da azaldığı görülmektedir. İkinci olarak bu seriye ait OKF'na (Şekil:2) bakıldığında, serinin zamana bağlı olarak azalan bir şekil aldığı yani gecikme değeri arttıkça OKF'nun düştüğü ancak sıfırı kesmediği görülmektedir. Serinin KOKF'na bakıldığında (Şekil:3) ise, serinin ikinci gecikmede 0 ı kestiğini ama 0 ortalama etrafındaki dalgalanmasının düzgün olmadığı görülmektedir. Bu grafiklerden serinin durağan olmadığı söylenebilir.



Şekil-1 İMKB Endeksi Verisinin Zaman Grafiği



Şekil-2 İMKB Endeksi Verisinin Otokorelasyon Grafiği



Şekil-3 İMKB Endeksi Verisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği

İMKB endeksi serisinin durağan olup olmadığına kesin karar vermek için serinin birinci, ikinci ve üçüncü dereceden farkları alınıp, hem fark serilerinin zaman grafikleri hem de yeni fark serilerine ait OKF ve KOKF grafiklerine bakılmıştır. Birinci fark serisinin zaman grafiğinden serinin hem ortalamasının hem de varyansının zamana bağlı olarak değiştiği görülmüştür. Yine OKF ve KOKF grafiklerinden de durağanlığın sağlanmadığı gözlenmiştir. İkinci ve üçüncü fark serilerinin zaman grafikleri arasında çok önemli farklılıkların olmadığı, her ikisinde de grafiğin 0 etrafında salındığı ancak OKF ve KOKF grafiklerine bakıldığında en uygun grafiklerin ikinci fark serisine ait grafikler olduğu görülmüştür. OKF ve KOKF grafiklerinin ikisinde de ilk gecikmede sıfırı kestiği gözlemlenmiştir. Buna göre, ikinci dereceden fark alma işlemi serinin ortalama durağanlığını sağlaması için yeterli kabul edilebilir.

ARIMA modellerinin bir seriye uygulanabilmesi için, varyansın da durağan olması gereklidir. Bunu tesbit etmek için, serinin grafiği iki eşit parçaya bölünerek her iki dönemdeki serinin dalgalanmasına bakılması gerekmektedir. Bu amaçla, ilgili serinin grafiği iki eşit parçaya bölünerek her iki dönemdeki serinin dalgalanmasına bakılmış ve her iki dönemdeki dalgaların çok farklı

olduğu görülmüştür. Serinin varyansta da durağan olmaması nedeni ile zaman serisinde logaritmik dönüşüm yapılmış ve yeni dönüşüm serisinin grafikleri de incelenmiştir. Logaritmik dönüşüm serisi, verilerde trendin varlığını daha açık bir şekilde göstermiştir. OKF grafiği ise gecikme arttıkça 0 a yaklaşmış fakat 0 ı kesmemiştir. KOKF'na bakıldığında serinin 0 a ilk iki gecikmede ulaştığı görülmüştür. Serinin hem zaman grafiği hem de OKF ve KOKF grafiklerinin incelenmesi sonucu logaritmik serinin durağan olmadığı görülmüştür. Logaritmik seriyi durağan hale getirmek için birinci, ikinci ve üçüncü dereceden farkı alınmış ve incelenmiştir. Bu inceleme sonucunda ilgili serinin ikinci dereceden fark alınması sonucu durağan hale geldiği görülmüştür.

Serinin durağanlığı sağlandıktan sonra artık Box-Jenkins yöntemi ile modellerin belirlenmesi ve tahmin edilmeleri aşamasına gelinmiştir.

Logaritmik fark serisinin OKF ve KOKF grafiklerinin yardımına da baş vurularak SPSS paket programı yardımı ile 60 adet ARIMA(p,d,q) modeli denenmiş ve ilgili seriye en uygun olan modelin ARIMA(1,2,1) olduğu tesbit edilmiştir. Verilerin doğal logaritmasının alındığını ifade etmek için bu model LnARIMA(1,2,1) şeklinde gösterilmiştir. Bu modele ait istatistikler aşağıdaki gibidir:

**Tablo 1. İMKB Endeksi Verisine Uygun Modelin Nihai Parametre Tahminleri**

	Tahmin	Standart Hata	t-Oranı	Yaklaşık Olasılık
AR(1)	0,41304196	0,08014159	5,153903	00000064
MA(1)	0,96162722	0,05239518	18,353353	00000000
Gözlem Sayısı				193
Fark Aldıktan Sonraki Gözlem Sayısı				191
Hata Kareler Toplamı				4,3257774
Dönüştürmede kullanılan Fark Alma				Doğal Logaritması Alınan Serinin 2. Mertebeden Farkı

Tablo:1'den de görüldüğü üzere, uygun bulunan modelin otoregresif ve hareketli ortalama parametreleri, durağanlık ve

çevrilebilirlik sınırları içinde yer almaktadır. Yine t-testinden de her iki parametrenin de anlamlı olduğu görülmektedir.

Seçilen modelin başarılı bir şekilde uygulanabilmesi için gerekli olan hata terimlerinin Beyaz Gürültü (White Noise) olması gerektiği şeklindeki hipotez de test edilmelidir. Bu amaçla hesaplanan çeşitli gecikmelere göre Q istatistik değerleri 23. değerden itibaren  $\chi^2_{0,05}$  Tablo değerinden küçük çıkmaktadır. Yine hata terimlerinin OKF ve KOKF'nun birer terimi hariç  $\pm 2/\sqrt{n}$  güven aralığı içinde bulunmaktadır. Bunlar da ilgili seri için seçilen modelin uygun olduğunu göstermektedir.

Uygun bulunan lnARIMA(1,2,1) modeline göre son 13 aya ait gerçek ve tahmin değerler ile tahmin değerlerinin %95 güvenle alt ve üst sınır değerleri aşağıdaki Tablo:2'de verilmiştir.

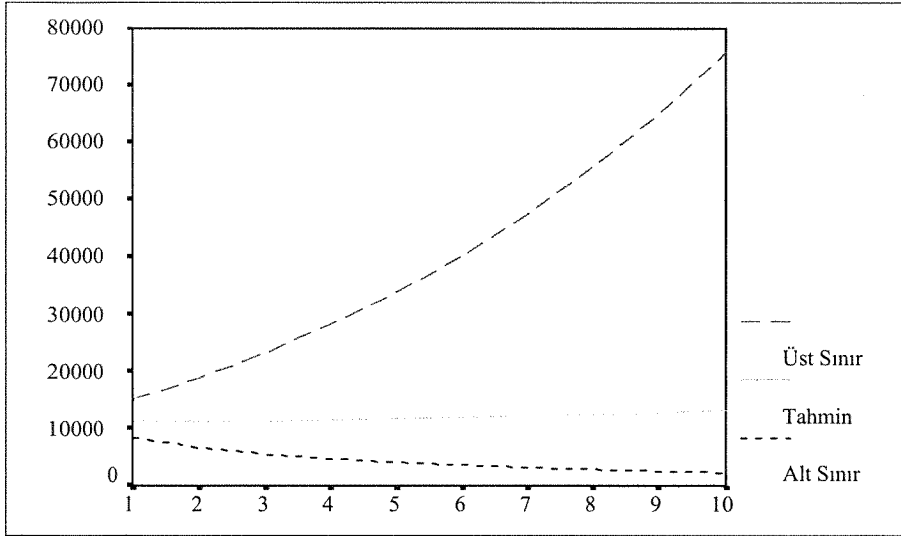
**Tablo 2. Son 14 Aya Ait İMKB Endeksi Gerçek ve Tahmin Değerleri**

Yıl-Ay	Gerçek	Tahmin	Alt Sınır	Üst Sınır
2001-1	10659,260	8227,593	6117,933	11064,73
2001-2	9291,215	11593,404	8620,707	15591,18
2001-3	8432,959	8910,545	6625,767	11983,19
2001-4	9312,391	8206,302	6102,101	11036,1
2001-5	12009,47	9874,524	7342,57	13279,58
2001-6	11344,14	13679,560	10171,95	18396,71
2001-7	9850,870	11281,084	8388,47	15171,17
2001-8	9728,656	9412,392	6998,934	12658,09
2001-9	8392,241	9815,398	7298,604	13200,06
2001-10	8648,966	7958,935	5918,162	10703,43
2001-11	10991,25	8856,026	6585,227	11909,87
2001-12	12644,44	12373,916	9201,085	16640,84
2002-1	13357,37	13672,997	10167,07	18387,89
2002-2	11713,75	13931,584	10359,35	18735,64

Aşağıdaki Tablo:3'te adı geçen model kullanılarak 2002 yılına ait 10 aylık tahmin değerleri ile alt ve üst sınırları verilmiş, Şekil:4'te ise bu tahminlerin grafiği gösterilmiştir.

**Tablo 3. 2002 Yılına Ait Aylık İMKB Endeksi Tahmin Değerleri (%95)**

Yıl-Ay	Tahmin	Alt Sınır	Üst Sınır
2002-3	11238,103	8356,50981	15113,36320
2002-4	11189,427	6637,78357	18862,21185
2002-5	11313,057	5503,16479	23256,66564
2002-6	11510,703	4690,13503	28249,99472
2002-7	11742,471	4069,47365	33882,91348
2002-8	11991,852	3573,25265	40244,70660
2002-9	12251,994	3163,19674	47455,58359
2002-10	12520,086	2816,23905	55660,24399
2002-11	12795,018	2517,60231	65027,14779
2002-12	13076,399	2257,29960	75750,78706



**Şekil-4 2002 Yılına Ait Aylık İMKB Endeksi Tahminleri ile Alt ve Üst Sınır Değerleri (%95)**

## SONUÇ

Son zamanlarda dünyada olduğu gibi ülkemizde de önemli bir yatırım aracı olmaya başlayan İMKB endeksinin zaman içindeki seyrini en uygun olarak gösterebilecek zaman serisi modelini belirlemek ve bu model yardımı ile gelecek aylarda veya yıllarda endeksin kaç olabileceğini tahmin edebilmek yatırımcılar için son derece önemli hale gelmiştir. Daha önce de ifade edildiği gibi İMKB endeksini etkileyen pek çok faktör vardır. Ancak burada sadece önceki yıllara ait endeks değerlerini kullanarak önceki bölümlerde kısaca basamakları anlatılan Box-Jenkins yöntemi yardımı ile Ocak 1986-Şubat 2002 yılları arasındaki İMKB endeksine ait zaman serisine uyan model belirlenmeye çalışılmıştır. Bir çok ARIMA(p,d,q) modelinin denenmesi sonucunda ilgili seriye en uygun modelin LnARIMA(1,2,1) modelinin olduğu tesbit edilmiştir. Tablo:2’de verilen tahmin değerlerinden de görüldüğü gibi bulunan model yardımıyla yapılan tahminlerin gerçek değerlere oldukça yakın oldukları gözlenmektedir. Bu da İMKB endeksi verilerine LnARIMA(1,2,1) modelinin uygun olduğunu ifade eder.

## KAYNAKÇA

- ABRAHAM, B. and J. LEDOLTER, *Statistical Methods for Forecasting*, John Wiley and Sons, New York, 1983.
- ANDERSON, O. D., *Time Series Analysis and Forecasting: Box-Jenkins Approach*, Butter Worths Group, London, 1977.
- ANDERSON, O. D., "The Interprastation of Box-Jenkins Time Series Models", *Journal of the Statistical Society*, C:20, No:2, 1977, s:129-135.
- AKGÜL, I., "İMKB Endeksinin Kısa Dönemli Tahmini: Box-Jenkins Yöntemi", *Çkurova Ün. İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt:5, Sayı:1, 1995, s:159-178.
- BOWERMAN, Bruce L. and Richard T. O'CONNELL, *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*, 3<sup>rd</sup> Edition, Duxbury Press, California, 1993.
- BOX, G. P. and G.M.JENKINS, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden Day Inc., California, 1976.
- BOX, G. P. and David A. PIERCE, "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", *Jurnal of the American Statistical Association*, Cilt: 65, No: 332, 1970, s:1509-1526.
- ÇEVİK, O., *Zaman Serileri Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Turizm Verileri Üzerine Bir Uygulama*, Basılmamış Doktora Tezi, 1999.
- GRANGER, C. V. J. and P. NEWBOLD, *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, NewYork, 1977.
- GOTTMAN, J. M., *Time Series Analysis: A Comprehensive Introduction for Social Scientists*, Cambridge Univ. Press, USA, 1981.
- McCLEAY, R. and R. A. HAY, *Applied Time Series: For the Social Sciences*, Sage Publ. Inc., USA, 1983.
- PINDYCK, R. S. and D. L. RUBINFELD, *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw Hill Inc., Tokyo, 1976.
- PLOSSER, H. I., "Short-term Forecasting and Seasonal Adjustment", *Jurnal of the American Statistical Association*, Cilt: 74, No: 365, 1979, s:18-21.

