Kocaeli Üniversitesi **Sosyal Bilimler** Enstitüsü **Dergisi** (6) 2003 / 2 : 49-62

Box-Jenkıns Modelleri ile
Aylık Döviz Kuru Tahmini Üzerine Bir Uygulama

Hüdaverdi Bircan*
Yalçın Karagöz**

Özet: Bu çalışmada geleceği tahmin metotlarından Box Jenkins metoduyla döviz kurları üzerinde bir uygulama yapılmıştır. Zaman serileri hakkında genel bilgiler verilmiş, Box-Jenkins modelleri incelenmiş ve Box-Jenkins metodunun uygulama safhaları izah edilmiştir. Ocak 1991 ve Aralık 2002 dönemini kapsayan 132 aylık döviz kuru serisi için en uygun tahmin modeli tespit edilmiştir.
Anahtar Kelimeler: Zaman Serileri, Box-Jenkins Modeli, Tahmin

1. Giriş

Geleceği tahmin sosyo-ekonomik gelişmenin vazgeçilmez bir unsurudur. Karar verme durumunda olan bütün özel veya kamu kuruluşlarının gelecek zamanda durumlarını muhafaza etmeleri ve geliştirebilmeleri, gelecekteki olayları tahmin edebilmeleri ve iyi bir plan çerçevesinde uygun çözümler bulmaları ile mümkündür.

Geleceği tahminde zaman serileri kullanılmaktadır. Geleceği tahmin; incelenen bir zaman serisinin bugünkü ve geçmiş değerlerine bakarak bu serinin gelecekte alacağı değerleri tespit etmeye çalışma işlemidir. Modern zaman serisi Box-Jenkins ile önem kazanmıştır. Bilgisayar imkanlarının gelişmesi ile bu metodun kullanımı daha da kolaylaşmış ve yaygınlaşmıştır. Box-Jenkins metodu, her bir zaman serisinin, geçmişteki değerlerin bir fonksiyonu olduğu ve onlarla izah edilebileceği temel prensibine dayanmaktadır. Bazı varsayımlara dayalı ekonometrik modellerin uygulanamadığı durumlarda, kısıtlayıcı varsayımı olmayan Box-Jenkins metodu, başarı ile kullanılabilmektedir.

---

* Yrd.Doç.Dr. H. Bircan, Cumhuriyet Üniversitesi İşletme Bölümü'nde öğretim üyesidir.
** Yrd.Doç.Dr. Y. Karagöz, Abant İzzet Baysal Üniversitesi Bolu MYO'nda öğretim üyesidir.

Zaman serileri belirli bir zaman aralığına göre dizilmiş ve arka arkaya toplanmış gözlem değerlerinden meydana gelmiştir. Yani gözlem değerleri birbirine bağımlıdır. Bu bağlılığa **iç bağlılık** da denir. Bu özellik, bir zaman serisini bağımsız gözlem değerlerinden oluşan serilerden ayıran önemli bir özelliktir. Bu özellik sayesinde bir zaman serisiyle, geçmiş ve bugünkü değerlere bakılarak geleceği tahmin etme imkanı elde edilir. Sıralamada t, bugünkü zamanı (dönemi), X_t ise t zamanındaki gözlem değerini gösterir. Ayrıca t = 1, 2, 3, … için geçmiş zaman (dönem), t-1, t-2, … ile, geçmiş zaman gözlem değeri de X_{t-1}, X_{t-2} ile gösterilir. Gelecek zaman değerleri t+1, t+2 … şeklinde ve gelecek zaman (tahmin edilecek) gözlem değerleri de X_{t+1}, X_{t+2} … ile gösterilir.

Bir zaman serisinin stokastik bir seri olarak ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek dereceden momentleri incelenen zaman süresince değişmiyorsa veya seri periyodik dalgalanmalardan arınmışsa bu seriye **durağan seri** ve bu olaya da **durağanlık** denir. Başka bir ifadeyle durağanlık serinin istatistiksel olarak dengeye gelmesi de denilebilir (Özmen, 1986: 4-5).

2. Box-Jenkins Tahmin Modelleri

Box-Jenkins metodu tek değişkenli bir model olarak, geleceği tahmin etme metotlarından biridir. Kısa dönem tahmininde oldukça başarılı olan bu metodun uygulandığı serinin, eşit zaman aralıklarıyla elde edilen gözlem değerlerinden oluşan kesikli ve durağan bir seri olması bu metodun önemli bir varsayımıdır. Bu tür serilerde durağanlık kavramı da Box-Jenkins metodunun önemli varsayımlarındandır.

Box-Jenkins metodunun ihtiva ettiği modeller; zamana bağlı tesadüfi karakterde olaylar ve bu olaylarla ilgili zaman serilerinin ise stokastik süreç olduğu varsayımına bina edilerek geliştirilmiştir. Ayrıca iç bağımlılık en etkili biçimde dikkate alınmaktadır. Bu özelliklerinden dolayı Box-Jenkins modellerine **doğrusal durağan stokastik modeller de** denmektedir. Box-Jenkins modelleri üç grupta incelenebilir. Bunlar; doğrusal durağan stokostik modeller, durağan olmayan doğrusal stokastik modeller ve mevsimlik modellerdir.

2.1. Doğrusal Durağan Stokostik Modeller

Bu modeller istatistiki bir dengeyi ifade etmektedir. Özellikle gözlem değerleri sabit bir ortalama etrafında değişim göstermektedir (Kayım, 1985: 71).

Otoregresif Hareketli Ortalama Modeli [ARMA (p, q)]

Zaman serisi modellerinde esneklik sağlamak için en az sayıda parametre kullanma ilkesini gerçekleştirmek amacıyla bazı hallerde modele hem otoregresif hem de hareketli ortalama parametrelerenin alınması birçok faydalar sağlamaktadır. Bu düşünce ARMA (p, q) modelini ortaya çıkarmıştır (Kayım, 1985: 72).

Bu modelin, bir zaman serisinin herhangi bir t dönemine ait x_t gözlem değeri, ondan önceki belirli sayıda x_{t-1} , x_{t-2}, …x_{t-p} gözlem değerlerinin ve a_t , a_{t-1} , a_{t-2} , … a_{t-q} hata terimlerinin doğrusal birleşiminden meydana gelmektedir. ARMA (p, q) modelinin genel ifadesi

$$x_t = \varphi_1 x_{t-1} + \varphi_2 x_{t-2} + \dots + \varphi_p x_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (1)$$

$$x_t -(\varphi_1 x_{t-1} + \varphi_2 x_{t-2} + \dots + \varphi_p x_{t-p}) = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2)$$

şeklinde yazılır.

2.2. Durağan Olmayan Doğrusal Stokastik Modeller [ARIMA(p, d, q)]

Durağan olmayan bir zaman serisini durağan hale getirmek için ihtiyaç durumuna göre serinin genellikle 1 veya 2 defa farkı alınır ve d ile gösterilir.

Durağan olmayıp farkı alınarak durağan hale getirilmiş serilere uygulanan modellere **durağan olmayan doğrusal stokastik modeller** veya kısaca **entegre modeller** denir (Box-Jenkins, 1976: 90).

Bu entegre modeller belirli sayıda farkı alınmış serilere uygulanan AR ve MA modellerinin birleşimidir. Eğer AR modelinin derecesi p, MA modelin derecesi q ve serinin de d kez farkı alınmışsa bu modele (p, d, q) dereceden **otoregresif entegre hareketli ortalama modeli** denir ve **ARIMA (p, d, q)** şeklinde gösterilir (Box-Jenkins, 1976: 90). ARIMA (p, d, q) modelinin genel ifadesi

$$w_t = \varphi_1 w_{t-1} + \varphi_2 w_{t-2} + \dots + \varphi_p w_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3)$$

şeklindedir. Bu ifadede (5) eşitliğindeki x_t , x_{t-1} … x_{t-p} gözlem değerlerinin yerini, farkı alınmış w_t , w_{t-1}, … w_{t-p} gözlem değerleri almıştır. Yani $\Delta^d x_t = w_t$ dir. Burada

Δ = Fark alma operatörü,

d = Fark alma derecesi,

w_t , w_{t-1} , … w_{t-p} = Farkı alınmış seri.

Fark derecesi d = 0 ise zaten seri durağandır.

Eğer d = 1 ise,

$$\Delta x_t = w_t = x_t - x_{t-1} \quad (4)$$

veya geriye öteleme operasyonu ile,

$$\Delta x_t = w_t = (1 - B)\, x_t$$

yazılır. Bu ifade d. dereceye genelleştirilirse,

$$\Delta^d x_t = w_t = (1 - B)^d x_t \tag{5}$$

şeklini alır.

Otokorelasyon Katsayısı

Örnek otokorelasyon katsayısı r(k) ile gösterilir ve k gecikmesi için,

$$r(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^{n}(X_t - \overline{X}_t)(X_{t-k} - \overline{X}_t)}{\sum_{t=1}^{n}(X_t - \overline{X}_t)^2} \tag{6}$$

şeklinde yazılır.

Tesadüfi bir değişkenin k = 1, 2, 3, … gecikme değerleri için hesaplanan örnek otokorelasyon katsayılarının örnekleme dağılımının ortalaması sıfır, standart hatası yaklaşık olarak $\frac{1}{\sqrt{n}}$ dır. Fakat gecikme değeri $k \leq 1$ için örnek otokorelasyon katsayısının standart hatası,

$$S[r(k)] = \sqrt{\frac{1}{n}\left[1 + 2\sum_{k=1}^{K}(r(k))^2\right]} \qquad k \geq 1 \tag{7}$$

formülüne göre hasaplanır (Box ve Jenkins, 1976: 35-36).

Eğer çeşitli gecikmeler için örnekleme dağılımından hesaplanan otokorelasyonlar $\pm Zc. \frac{1}{\sqrt{n}}$ aralıkları içinde ise otokorelasyon değerlerinin sıfır olduğu ve serinin tesadüfi olduğuna karar verilir. Eğer bir seri için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının değerleri birkaç gecikmeden sonra sıfıra yaklaşıyor, yani $\pm Z_c \cdot \frac{1}{\sqrt{n}}$ limitleri arasında kalıyorsa bu seri durağandır, aksi takdirde serinin durağan olmadığına karar verilir.

Tahmin Hatalarının Otokorelasyonu

Geleceği tahmin işleminde bir modelin, incelenen bir seri için uygunluğuna karar vermede tahmin hatalarının otokorelasyon analizi yapılır. Tahmin hatası, tahmin modeline dayanarak her gözlem değeri için elde edilen tahmin değerini ilgili gözlem değerinden çıkarılmasıyla bulunur ve a_t harfiyle gösterilir.

$$a_t = X_t - \overline{X}_t$$

Gözlem değerleri için hesaplanan tahmin hatalarının ardı ardına sıralanmasıyla meydana gelen seriye **tahmin hataları zaman serisi** veya **hatalar serisi** denir (Özmen, 1986: 40).

Hatalar serisinin farklı k-gecikmelerindeki otokorelasyon katsayıları,

$$r_a(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (a_t - \overline{a})(a_{t+k} - \overline{a})}{\sum_{t=1}^{n} (a_t - \overline{a})^2} \tag{8}$$

ile hesaplanır. Burada;

a_t : t dönemine ait tahmin hatası,

a_{t+k} : t+k dönemine ait tahmin hatası,

$\overline{a}$: Hatalar serisinin ortalamasıdır.

Tahmin hataları otokorelasyon katsayıları $\pm Z_c \cdot \frac{1}{\sqrt{n}}$ limitleri arasında kalıyorsa model uygun modeldir ve hatalar tesadüfidir. Aksi halde model geçersizdir.

Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

Bir zaman serisinin gözlem değerleri için başlangıçta p ve q'nun kaçıncı dereceden olması gerektiği bilinemez. Bu derecelerin tespiti kısmi otokorelasyon ile yapılır.

Kısmi korelasyon diğer bütün gecikmeli gözlemlerin etkisinden arındırıldıktan sonra x_t değişkeni ile bu değişkenden herhangi bir k-gecikmesiyle elde edilen x_{t+k} değişkeni arasındaki ilişkiyi inceler. Bu ilişkinin derecesini belirleyen katsayıya da **kısmi otokorelasyon katsayısı** denir ve φ_{kk} sembolü ile gösterilir.

Kısmi korelasyon katsayısının kullanılması özellikle otoregresif modeller için büyük önem taşır. Kısmi otokorelasyon katsayısı, AR(p) modeller için Yule-Walker denklemi kullanılarak hesaplanır (Kayım, 1985: 79).

Kısmi otokorelasyon katsayıları φ_{11} , φ_{22} , φ_{33}, … , φ_{kk} olmak üzere Yule-Walker denklem sistemiyle,

$$P_j = \varphi_{k1} P_{j-1} + \ldots + \varphi_{k(k-1)} P_{j-k+1} + \varphi_{kk} P_{j-k} \tag{9}$$

biçiminde yazılabilir. Zaman serilerini etkileyen faktörlerin belirlenmesi **korelogram** adı verilen grafik ile yapılır. Korelogram bir serinin k sayıda (k sayısı trend etkisinin belirlenmesi için en az on, mevsim etkisinin belirlenmesi için ise en az yirmi dört olmalıdır) zaman aralıkları için hesaplanan otokorelasyon katsayıları ile bu katsayıların k gecikme değerlerinin eşleştirilmesiyle belirlenen noktaların belirlenmesi suretiyle elde edilir (Özmen, 1988: 74).

Modelin Uygunluk Testi

Uygunluk testleri; modelin seri için uygun olup olmadığını gösterir.

Bu iş için parametre tahminleri geçici uygun modelde yerine konularak tahminler yapılır. Tahmin hataları serisi meydana getirilir ve bu serilerin otokorelasyonları hesaplanarak inceleme yapılır. İnceleme sonunda bu otokorelasyonlar zaman serisi unsuru ihtiva etmiyorsa ve bu katsayılar istatistiki olarak sıfırdan anlamlı değillerse geçici model, uygun model olarak kabul edilir, aksi halde yeniden uygun model aramak gerekir.

Hata otokorelasyon katsayılarının her birini ayrı ayrı kendi standart hatalarıyla karşılaştırmak küçük gecikmelerde hesaplanan otokorelasyonların sıfırdan farklılığının önemini açıkça ortaya koyamaz. Bundan dolayı otokorelasyon katsayılarını tek tek incelemek yerine belirli sayıda otokorelasyon katsayılarını bir arada incelemek modelin uygunluğunu daha net bir şekilde ortaya çıkarır. Bu amaçla Box-Pierce tarafından geliştirilmiş olan Q istatistiği kullanılır. Bu eşitlik,

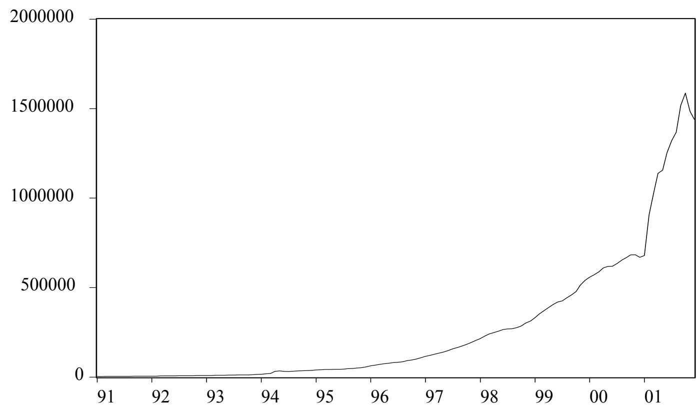
$$Q = n \sum_{k=1}^{K} r_k^2 (a) \qquad k = 1, 2, 3, \ldots K \tag{10}$$

formülü ile hesaplanır(Kutlar, 2000: 20). Burada; n= N-d ve N örnek hacmi, d fark alma derecesi, K= Hesaplanan otokorelasyon katsayılarının sayısı, $r_k(a)$ = Çeşitli gecikmeler için hesaplanan tahmin hatalarının otokorelasyon katsayılarıdır.

Q istatistiği yaklaşık olarak χ^2 dağılımı gösterir Serbestlik derecesi mevsimlik olmayan modellerde K-p-q dır. Eğer hesaplanan Q istatistiğinin değeri $\chi^2_{\alpha\,;K-p-q}$ kritik değerinden büyükse yani Q > $\chi^2_{\alpha\,;\,K-p-q}$ oluyorsa, hatalar serisinin tesadüfi dağılmadığı, yani hatalar serisinin otokorelasyon katsayılarının $\mp Z_c / \sqrt{n}$ limitleri arasında kalmadığı ve uygulanan modelin uygun olmadığı anlaşılır. Bu durumda tekrar geçici uygun model belirleme safhasına dönülür.

Eğer Q < $\chi^2_{\alpha\,;K-p-q}$ ise hatalar serisi tesadüfi dağılmıştır ve katsayılar $\mp Z_c / \sqrt{n}$ limitleri arasındadır, denilir. Bu durumda seçilen modelin uygun model olduğuna karar verilir. Dolayısıyla bu model tahmin amacıyla kullanılabilir.

Şekil 1 : Döviz Kuru Serisinin Grafiği



Tablo 1 : Döviz Kuru (TL / $) Serisinin Otokorelasyon Değerleri

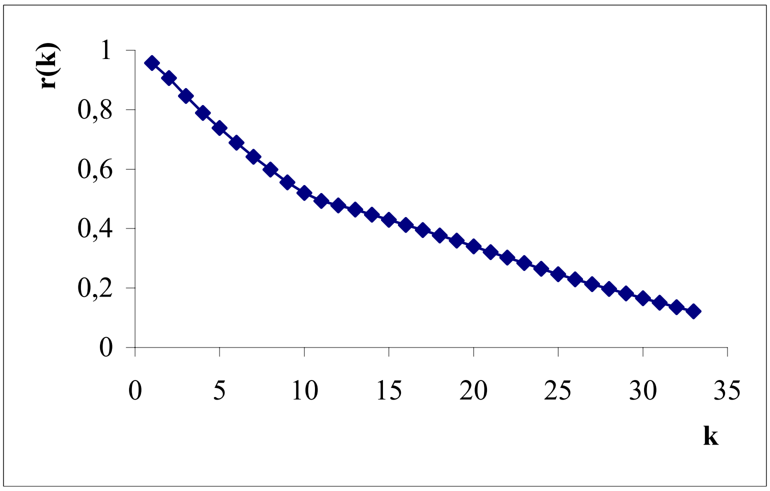
Gecikme (k)	1	2	3	4	5	6	7	8
Otokorelasyon (r_k)	0.957	0.906	0.846	0.789	0.738	0.689	0.642	0.598
Gecikme (k)	9	10	11	12	13	14	15	16
Otokorelasyon (r_k)	0.555	0.520	0.493	0.478	0.464	0.447	0.430	0.412
Gecikme (k)	17	18	19	20	21	22	23	24
Otokorelasyon (r_k)	0.395	0.377	0.359	0.340	0.321	0.302	0.284	0.265
Gecikme (k)	25	26	27	28	29	30	31	32
Otokorelasyon (r_k)	0.246	0.229	0.213	0.197	0.182	0.166	0.151	0.136
Gecikme (k)	33							
Otokorelasyon (r_k)	0.122							

Modelin Belirlenmesi

132 aylık ortalama döviz kuru değerleri TC Merkez Bankası, Aylık İstatistik Bülteni'nden alınmıştır. Bu verilere dayanılarak model belirlemesi yapılacaktır.

Bu verilerin zamana göre grafiği çizildiğinde (Şekil 1) döviz kuru serisinin trende sahip olduğu görülmektedir Dolayısıyla bu durum serinin durağan olmadığını gösterir. Serinin durağan olup olmadığını daha güvenli tespit edebilmek için otokorelasyon fonksiyonunun incelenmesi gerekir. Döviz kuru serisinin orjinal değerleri için hesaplanan 33 gecikme değerinin otokorelasyon fonksiyonunun katsayıları EViews bilgisayar paket programından faydalanılarak aşağıdaki tablo (1) düzenlenmiştir. Tabloya ait korelogram ise Şekil 2'de verilmiştir.

Şekil 2 : Döviz Kuru Serisinin Otokorelasyon Fonksiyonun Korelogranı

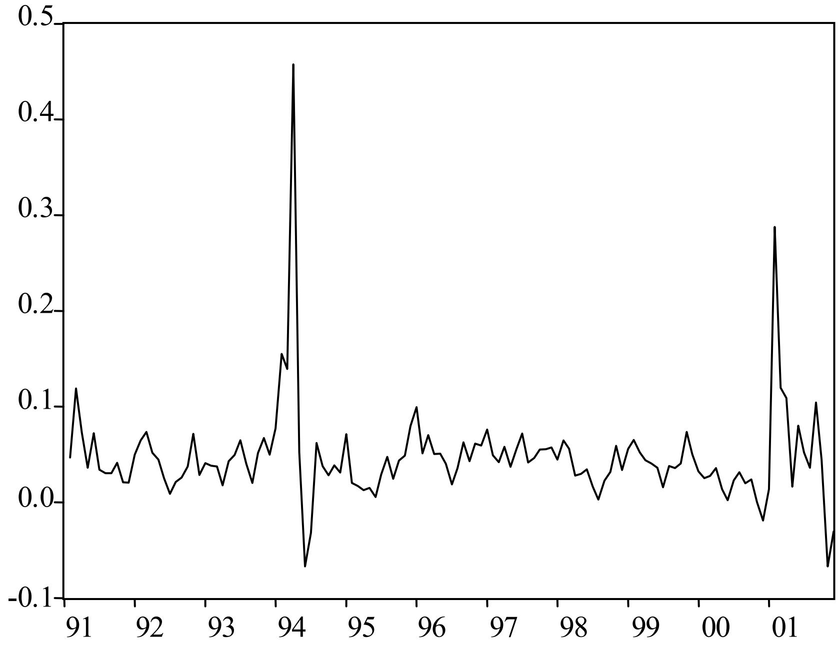


Tabloya veya grafiğe dikkat edecek olursak hesaplanan orjinal değerlerin ilk 29 gecikme için otokorelasyon katsayılarının değerleri %5 anlam seviyesinde $\pm 2S[r(k)] = \pm 2\frac{1}{\sqrt{132}} = \pm 2(0.087) = \pm\ 0.174$ limitleri dışından kaldığından istatistiksel olarak sıfırdan farklıdır denir. (%95 anlam seviyesinde standart hata limitleri $\pm 2 / \sqrt{n}$ alınmıştır). Ayrıca Şekil 2'de grafiğin doğrusal bir azalma göstermesi seride trendin olduğunu doğrulamaktadır. Yine Tablo 1 ve Şekil 2'den serinin mevsimlik unsur ihtiva etmediği anlaşılmaktadır.

Elde edilen bütün bu bilgiler serinin durağan olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla seriyi durağan hale getirmek ve uygun ARIMA (p,d,q) grubunu araştırmak gerekir. Bunun için önce serinin e tabanına göre logaritması alınmış, daha sonra da logaritması alınan serinin birinci dereceden farkı bulunmuştur. Farkı alınmış seri

W_t ile gösterilecektir. Farkı alınmış serinin grafiği Şekil 3'de görüldüğü gibi ortalarda ve sonda bir sıçrama göstermesine rağmen genel olarak belli bir değer etrafında toplandığı görülmektedir. Dolaysıyla Wt serisi durağandır. Durağanlık için daha güvenli bir yol olan W_t serisinin otokorelasyon fonksiyonunun 33 değeri elde edilerek Tablo 2'de verilmiştir.

Şekil 3 : Birinci Dereceden Farkı Alınmış Döviz Kuru Serisinin Grafiği

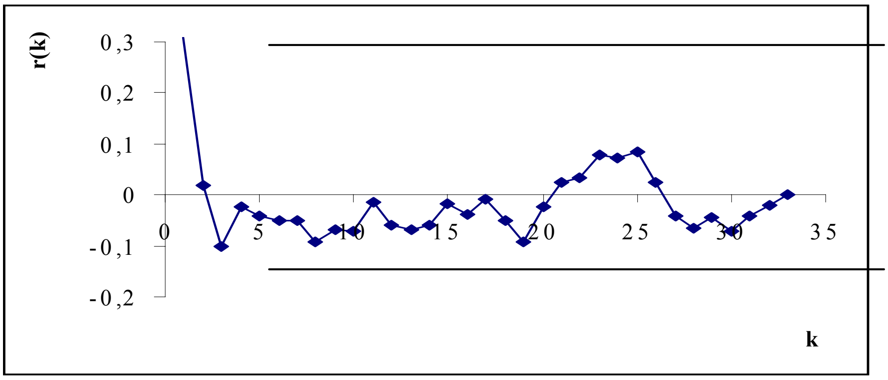


Tablo 2'den anlaşılacağı üzere otokorelasyon değerleri sadece k=1 için $\pm 2S[r(k)] = \pm 2\ (0.087) = \pm 0.174$ limitleri dışında, diğer değerler bu limit değerleri arasındadır. Dolayısıyla otokorelasyon fonksiyonu k=1'den sonra kesilerek sıfır olmaktadır. Yani W_t serisi birinci gecikmeden sonra verilen limitler arasında elde edildiğinden durağandır. Yine Şekil 4'de otokorelasyon fonksiyonunun grafiğinde de serinin durağanlığı görülmektedir. Ayrıca işlemin bu safhasında kısmi otokorelasyon fonksiyonunun da incelenmesi gerekir. Kısmi otokorelasyon fonksiyonunun değerleri hesaplanarak Tablo3'de gösterilmiştir.

Tablo 2 : Birinci Dereceden Farkı Alınmış Serinin Otokorelasyon Değerleri

Gecikme (k)	1	2	3	4	5	6	7
Otokorelasyon (r_k)	0.308	0.018	-0.100	-0.024	-0.041	-0.049	-0.049
Gecikme (k)	8	9	10	11	12	13	14
Otokorelasyon (r_k)	-0.092	-0.069	-0.070	-0.014	-0.060	-0.067	-0.058
Gecikme (k)	15	16	17	18	19	20	21
Otokorelasyon (r_k)	-0.018	-0.038	-0.007	-0.050	-0.091	-0.022	0.025
Gecikme (k)	22	23	24	25	26	27	28
Otokorelasyon (r_k)	0.033	0.077	0.071	0.083	0.026	-0.040	-0.066
Gecikme (k)	29	30	31	32	33		
Otokorelasyon (r_k)	-0.043	-0.072	-0.041	-0.019	0.001		

Şekil 4 : Birinci Dereceden Farkı Alınmış Serinin Otokorelasyon Fonksiyonun Korelogramı

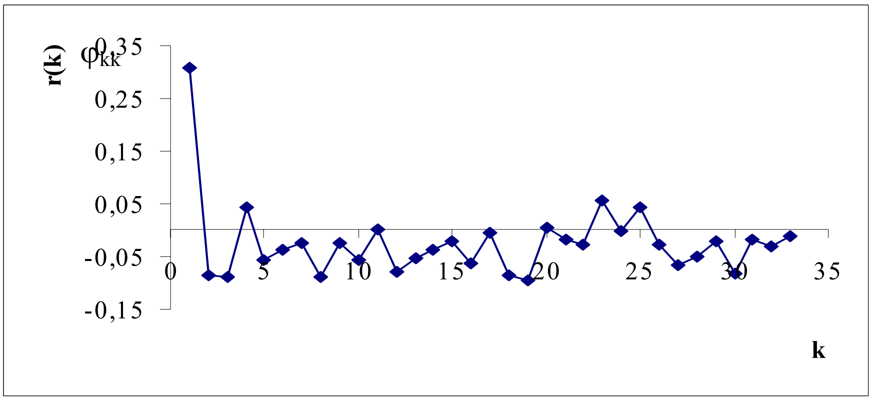


Tablo 3'de ve Şekil 5'de görüldüğü üzere kısmi otokorelasyon fonksiyonunun değerleri, sadece k=1 için ±2S[r(k)] = ±0.174 limiti dışında kalmakta diğerleri ise bu limit içinde bulunmaktadır. Yani kısmi otokorelasyon fonksiyonu k=1 'den sonra kesilerek sıfır olmaktadır. Bu durumu kısmi otokorelasyon fonksiyonunun korelogramında da görebiliriz. Ayrıca farkı alınmış seri çok düzgün olmayan bir azalma göstermektedir.

Tablo 3 : Birinci Dereceden Farkı Alınmış Serinin Kısmi Otokorelasyon Değerleri

Gecikme (k)	1	2	3	4	5	6	7
Otokorelasyon (φ_{kk})	0.308	-0.084	-0.089	0.042	-0.055	-0.036	-0.023
Gecikme (k)	8	9	10	11	12	13	14
Otokorelasyon (φ_{kk})	-0.088	-0.025	-0.056	0.002	-0.078	-0.053	-0.038
Gecikme (k)	15	16	17	18	19	20	21
Otokorelasyon (φ_{kk})	-0.022	-0.063	-0.004	-0.085	-0.096	0.006	-0.018
Gecikme (k)	22	23	24	25	26	27	28
Otokorelasyon (φ_{kk})	-0.027	0.057	-0.002	0.042	-0.029	-0.066	-0.050
Gecikme (k)	29	30	31	32	33		
Otokorelasyon(φ_{kk})	-0.029	-0.083	-0.018	-0.032	-0.010		

Şekil 5 : Birinci Dereceden Farkı Alınmış Serinin Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonunun Korelogramı



4.2. Parametrelerin Tahmini

Eviews programı kullanılarak en uygun model için analiz sonuçları;

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.047173	0.001779	26.51208	0.0000
AR(1)	1.272623	0.085232	14.93132	0.0000
AR(2)	-0.354233	0.083857	-4.224235	0.0000
MA(1)	-0.983590	0.011411	-86.19784	0.0000

R-squared	0.135632	Mean dependent var	0.046602
Adjusted R-squared	0.114887	S.D. dependent var	0.052247
S.E. of regression	0.049154	Akaike info criterion	-5.995076
Sum squared resid	0.302015	Schwarz criterion	-5.906399
Log likelihood	207.6393	F-statistic	6.538096
Durbin-Watson stat	1.980261	Prob(F-statistic)	0.000383

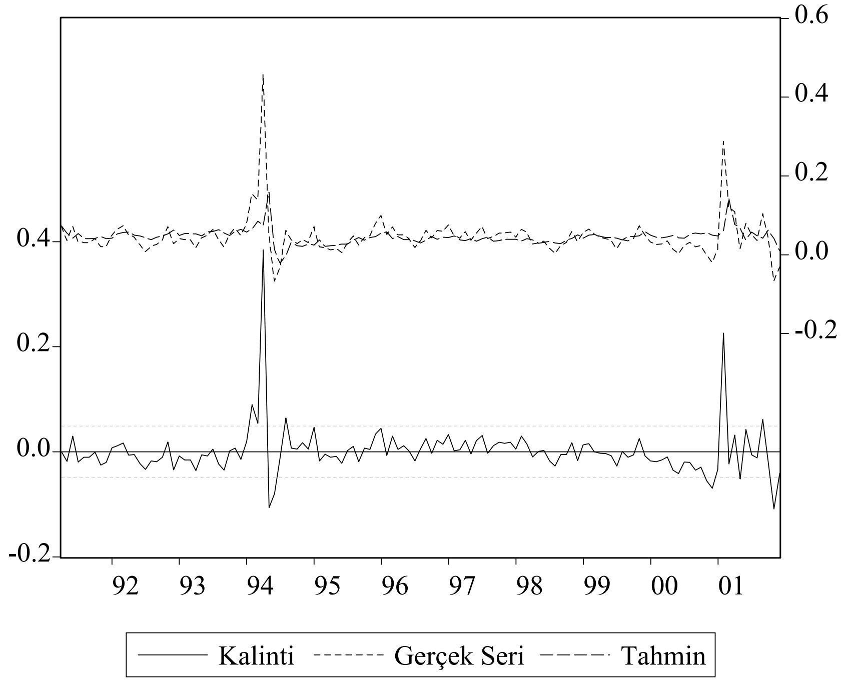
Inverted AR Roots	.86	.41
Inverted MA Roots	.98	

şeklinde bulunmuştur. Verilerimiz için en uygun model;

$$W_t = \varphi_1 W_{t-1} + \varphi_2 W_{t-2} + a_t - \theta_1 a_{t-1} = 0.047 + 1.273W_{t-1} - 0.354W_{t-2} + 0.984a_{t-1}$$

şeklinde yazılır. Verilerimize uyan model için, gerçek veriler, kalıntı ve tahmin değerleri ne ait grafik Şekil 6'da verilmiştir.

Şekil 6 : Verilere Uygun Model için Kalıntı ve Tahmin Grafiği



4.3. Uygunluk Testi

Bu safhada AR(1), AR(2), MA(1) modelinin döviz kuru tahminlerine uygunluğunun testi yapılır.Bu işlem için (19.) no'lu eşitlekten faydalanılarak elde edilen tahminlerin tahmin hatalarının otokorelasyon katsayıları Tablo 4 ve bu katsayılar yardımıyla Box-Pierce Q istatistiği kullanılacaktır.

Tablo 4 : Döviz Kuru (TL/$) Değerleriyle Gerçekleşen Değerleri Arasındaki (Hata) Otokorelasyon Değerleri

Gecikme (k)	1	2	3	4	5	6	7
Otokorelasyon (φ_{kk})	0.006	-0.001	-0.080	0.070	0.020	0.011	0.022
Gecikme (k)	8	9	10	11	12	13	14
Otokorelasyon (φ_{kk})	-0.031	0.004	-0.035	0.034	-0.022	-0.011	-0.019
Gecikme (k)	15	16	17	18	19	20	21
Otokorelasyon (φ_{kk})	0.034	-0.019	0.037	-0.011	-0.073	0.001	0.035
Gecikme (k)	22	23	24	25	26	27	28
Otokorelasyon (φ_{kk})	0.001	0.055	0.023	0.067	0.010	-0.033	-0.050
Gecikme (k)	29	30	31	32	33		
Otokorelasyon (φ_{kk})	0.005	-0.049	-0.019	-0.015	-0.013		

Dolayısıyla Q istatistiği

$$Q= (132-1)[(0.006)^2+(-0.001)^2+ \ldots+(-0.013)^2]= 5.39$$

olarak bulunur. Bulunan bu Q değeri serbestlik derecesi K-p-q =132-1-1=130 olan $\chi^2_{0.05,130}$ =124.3 değeri ile karşılaştırıldığında Q< χ^2 olduğundan tahmin hatalarının tesadüfi olarak dağıldığı ve modelin döviz kuru tahminine uygun olduğu %5 anlam seviyesinde kabul edilir.

Sonuç

Ocak 1991 ve Aralık 2002 dönemini kapsayan 132 aylık döviz kuru serisi üzerinde uygulanan Box-Jenkıns metodu ile yapılan tahminde döviz kuru serisinin logaritmik değerleri alınarak model ARIMA(2,1,1) olarak tespit edilmiştir. Modelin uygunluğu için Q istatistiği hesaplanarak, tahmin hatalarının tesadüfi olarak dağıldığına ve modelin döviz kuru tahminine uygun olduğuna yüzde 5 anlam seviyesinde karar verilmiştir.

Abstract: In this study, Box-Jenkins method of future forecasting processes was applied on the exchange rate. General information about time series has been given, Box-Jenkins' models are analyzed and application stages of Box-Jenkins' method is explained. The most convenient forecast model is determined for the exchange rate series including 132-month period between January 1991 and December 2002.

Key Words: Time Series, Box-Jenkins Models, Forecast

Kaynakça

BOX ve JENKINS: Time Series Analysis Forecasting and Control Lancester U.K., 1976.

JHONSON ve MONTOGOMERY: Operation in Production Planning, Newyork, 1974.

KAYIM, Halil: Istatiksel Ön Tahmin Yöntemleri, H.Ü.Ikt.ve Idr.Bil.Fak.Yayınları, No:11, Ankara:1985.

KUTLAR, Aziz: Ekonometrik Zaman Serileri, Gazi Kitapevi, Ankara:2000.

ÖZMEN, Ahmet: Anadolu Ü. Fen-Edb. Fak. Dergisi, Eşkişehir: 1988, Cilt: 1.

ÖZMEN, Ahmet: Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulamalar Denemesi, Anadolu Üniversitesi, Eşkişehir: 1986.