

## Çorum Çat Deresi Yıllık Akım Serisinin Stokastik Analizi

Kadri YÜREKLİ<sup>1</sup>

Geliş Tarihi: 04.10.2001

**Özet:** Bu çalışma, Çorum Çat Deresinde ölçülen yıllık akım serisinin modellenmesi amacıyla yapılmıştır. Yıllık akım serisinin modellenmesinde ARMA (p,q) modelleri kullanılmıştır. Uygun modelin seçiminde, ARMA (p,q) modellerinden hesaplanan kalıntıların bağımsız olup olmadıkları göz önüne alınmıştır. Yıllık akım serisi için, ARMA (2,2), ARMA (1,1), ARMA (3,1), ARMA (2,2), ARMA (1,3) ve ARMA (3,0) modelleri uygun bulunmuştur. Seçilen modellerden tahmin edilen akımların, gözlenen akımlardan farklarının karelerinin toplamı saptanmıştır. Bu toplamların en küçük değeri ARMA (1,3) modelinden elde edilmiştir. Bundan dolayı Çorum Çat Deresi yıllık akım serisinin tahmininde ARMA (1,3) modeli daha uygun bulunmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** akım, otokorelasyon, kısmi otokorelasyon, ARMA (p,q) model

### Stochastic Analysis of Annual Flow Series for Çorum Çat Stream

**Abstract:** This study was made to model annual flow series measured on Çorum Çat Stream. ARMA (p,q) models were used in modeling annual flow series. In selecting appropriate model, it was taken into account whether the residuals calculated from ARMA (p,q) models were independent. For annual flow series, ARMA (2,2), ARMA (1,1), ARMA (3,1), ARMA (2,2), ARMA (1,3) and ARMA (3,0) models were appropriate. The sum square differences were extracted for the observed flows and the flows forecasted from the selected models. The lowest value of these sum square differences was obtained from ARMA (1,3) model. Therefore, ARMA (1,3) model was more suitable in forecasting annual flow series of Çorum Çat Stream.

**Key Words:** flow, autocorrelation, partial autocorrelation, ARMA (p,q) model

### Giriş

Bilindiği üzere doğada bir çok olay bilinen fizik kurallarına göre meydana gelmektedir. Hatta bunlardan bir çoğunun miktar ve meydana gelme süreleri önceden kesin olarak saptanabilmektedir. Buna karşın hidrolojik olayların, miktar ve meydana gelme süreleri önceden kesin olarak bilinmemektedir. Yani hidrolojik olaylar rasgele meydana gelmektedir (Okman 1974). Hidrolojik olayların rasgele oluşmasında kararsız atmosferik hareketin önemi büyüktür. Bununla birlikte dünyanın güneş etrafında dönmesinin de bir sonucu olarak hidrolojik olaylar dögüsel ve stokastik olarak meydana gelmektedir (Tao ve Delleur 1976).

Su kaynaklarından marjinal olarak faydalanmak için hidrolojik olayların gelecekteki miktarlarının bilinmesi zorunlu olmaktadır. Ancak hidrolojik olaylar bir çok olayların birlikte etkisi altında meydana geldiğinden, bu olayların miktarlarında önemli farklılıklar görülebilmektedir (Okman 1994). Bu nedenle hidrolojik olayların gelecekteki miktarları hakkında önceden kesin olarak bir sonuç bildirmek güçtür. Ancak hidrolojik olayların gelecekteki miktarları simülasyon çalışmaları ve istatistik yöntemlerle tahmin edilebilmektedir. Bu amaçla bir zaman serisi oluşturan hidrolojik olayların modellerinin kurulması ve istatistik analizlerinin yapılması önemli olmaktadır.

Hidrolojik bir zaman serisi yalnızca deterministik olaylardan veya stokastik olaylardan yada her ikisinin kombinasyonundan meydana gelebilmektedir. Bu seriler

çoğu kez deterministik ve stokastik bileşenlerden meydana gelmektedir. Hidrolik sistemlerin projelmesi, stokastik bir modele yada stokastik ve deterministik modellerin kombinasyonuna göre yapılmalıdır. Bu durum projelmesi düşünölen hidrolik sistemlerin servis ömürleri boyunca kendilerinden beklenen faydayı en üst düzeyde sağlamaları için gereklidir. Bir stokastik model, parametreleri olan probabilistik bir modeldir. Stokastik modellerden tahmin edilen akımlar, ne belli bir zamanda ölçölen akımlar ne de gelecekteki akımların tahminidir, ancak bu akımlar istatistik anlamda olası gelecek akımları temsil etmektedir (Haan 1977).

Hidrolojik çalışmalarda kullanılan istatistik yöntemlerin çoğu, gözlemlerin zaman içinde bağımsız dağıldığı kabulüne dayanmaktadır. Ancak bu kabul hidrolojik zaman serileri için her zaman geçerli değildir. Günlük debi gözlemleri bir günden diğer bir güne önemli ölçüde değişim göstermemektedir. Bu gözlemlerde bir kümeleşme eğilimi bulunmaktadır. Bir anlamda büyük debileri büyük debiler, düşük debileri de düşük debiler izlemektedir. Bu duruma göre günlük debilerin zaman içinde bağımsız olarak dağıldığı söylenemez. Aylık debiler arasındaki bağımlılık, günlük debiler arasındaki bağımlılıktan, yıllık debiler arasındaki bağımlılık da aylık debiler arasındaki bağımlılıktan daha azdır. Buna göre hidrolojik gözlemler arasındaki bağımlılık gözlem süresindeki artışla azalmaktadır (Chow 1964).

<sup>1</sup>Gaziosmanpaşa Üniv. Ziraat Fak. Tarımsal Yapılar ve Sulama Bölümü-TOKAT

Bir zaman serisinin gözlemleri arasında doğrusal bir bağımlılık varsa, bu seriler stokastik yada otoregresif süreçler olarak isimlendirilir. Gözlemler arasındaki korelasyon bağımlılığın bir ölçüsü olarak alınmaktadır. Hidrolojik çalışmalarda, stokastik süreç uyan dağılımı belirlemek tek başına yeterli olmamaktadır, bununla birlikte zaman serisinin değerleri arasındaki bağımlılığa bağlı olarak stokastik süreç modellenmelidir. Stokastik süreçleri modelleme veri tahmin etmek içindir. Genellikle su kaynaklarının planlama ve işletilmesiyle ilgili çalışmalarda mevcut verinin gözlem süresi projenin ekonomik ömründen daha kısadır. Bu nedenle projenin ekonomik ömrüne eşit süreli bir verinin elde edilmesi amacıyla stokastik süreçler modellenerek veri tahmini yapılır. Bununla birlikte, McMichael ve Hunter (1972)'de zaman bağımlı veri için iyi bir tahmin ilişkisini kurmanın yaygın bir problem olduğunu ifade etmişlerdir.

Bu çalışma Çorum Çat deresi üzerine yapılacak olan hidrolik sistemlerin proje kriterlerinin güvenilir olarak elde edilmesinde önemli olan verinin tahmin edilmesi amacıyla yapılmıştır. Böylece yapılması düşünülen hidrolik yapılardan ekonomik ömürleri boyunca marjinal fayda sağlanacaktır.

### Materyal ve Yöntem

Bu çalışmada, Elektrik İşleri Etüt İdaresi Genel Müdürlüğü tarafından işletilen ve Çorum Çat Deresi üzerinde bulunan 1412 numaralı akım gözlem istasyonunda 1954-1997 yıllarında ölçülmüş olan akım miktarları materyal olarak kullanılmıştır. Ancak 1961 ve 1968 yıllarında ölçüm yapılmadığından, çalışmada bu yıllar göz önüne alınmamıştır. Araştırmada kullanılan akım değerleri, Elektrik İşleri Etüt İdaresi Genel Müdürlüğünden alınmıştır.

Çorum'un batısındaki Köse dağlarından doğan Çorum Çat Deresi, Dana deresi ile Urla dağından doğan AHilya derelerinin birleşmesiyle meydana gelir. Bu akarsu Çorum ovasını geçtikten sonra küçük bir ovada kuzeydoğu doğrultusunda akışına devam eder ve Çekerek çayı ile birleşir. Çorum Çat Deresi yaklaşık olarak 84 km uzunluğundadır. Bu akarsuyun su toplama havzası 4267.6 km<sup>2</sup>'dir (Anonim, 1970). Ancak EİE verilerine göre 1412 numaralı akım gözlem istasyonu, 3668.8 km<sup>2</sup>'lik havza alanına sahiptir.

### Yıllık akım serisinin durağanlığının belirlenmesi:

Stokastik süreçlerin özellikleri zaman içinde değişir yada sabit kalabilir. Bir sürecin özellikleri zaman içinde değişmiyor ise bu süreç durağan olarak ifade edilir. Hidrolojide genellikle ikinci dereceden durağanlığın araştırılması yeterli kabul edilmektedir. Bir verinin ortalaması ve kovaryansı durağan ise, seri ikinci dereceden durağan olarak belirtilir ( Bayazit 1981).

Stokastik süreçlerin parametrelerinde meydana gelen değişim, doğal yada insan etkisiyle meydana gelmekte ve sonuçta, homojenlik bozulmaktadır (Okman 1994). Bu değişim sürecin parametrelerinin eğiliminde meydana gelebileceği gibi, sürecin parametrelerinde ani değişim şeklinde de (sıçrama) görülebilmektedir.

Topaloğlu ve ark. (1999)'da yıllık akım serisinin durağanlığını saptamak için Spearman testinin kullanılabilirliğini belirtmişlerdir. Bu teste gözlem değerlerinin yerine bunların sıra numaraları kullanılmaktadır. Bu test aşağıda verilen Eşitlik 1, 2 ve 3'e göre yapılabilmektedir.

$$R_{sp} = 1 - \frac{6 \sum D_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (1)$$

$$D_i = K_{xi} - K_{yi} \quad (2)$$

$$t_i = R_{sp} \left[ \frac{(n-1)}{(1 - R_{sp}^2)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

Bir zaman serisinde trendin yokluğunu belirlemek için, yukarıda verilen  $t_i$  değerinin,  $DF=n-2$  serbestlik derecesi ve % 5 önem seviyesinde  $t$  dağılımı ile testi yapılır. Eğer,  $t_{\text{calvel}}(DF, \% 2.5) < t_i < t_{\text{calvel}}(DF, \% 97.5)$  ise, gözlem serilerinde gidışin olmadığına karar verilir.

**Yıllık akım serisinin modellenmesi:** Çorum Çat Deresi yıllık akım serisinin modelini oluşturmak amacıyla doğrusal otoregresif modeller (AR) ve hareketli ortalama modellerinin (MA) kombinasyonu olan ARMA (p,q) modelleri çalışmada göz önüne alınmıştır. ARMA (p,q) modelleri serinin durağan olması durumunda kullanılabilir. Bir ARMA (p,q) modeli genel şekli ile Eşitlik 4'de verilmiştir (Box ve Jenkins 1976).

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \epsilon_{t-q} \quad (4)$$

Yıllık akım serisinin modellenmesinde öncelikle uygun ARMA (p,q) modelinin saptanması gerekmektedir. Bu amaçla otokorelasyon katsayıları ve kısmi otokorelasyon katsayıları elde edilmelidir ( Hipel ve ark., 1977). Araştırmada kullanılan ARMA (p,q) modellerinin parametrelerinin, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının elde edilmesinde MINITAB programı kullanılmıştır.

Otokorelasyon katsayıları ( $r_{kc}$ ) bir serideki gözlemler arasındaki doğrusal bağımlılığı göstermektedir. McMichael ve Hunter (1972)'de otokorelasyon katsayılarının Eşitlik 5'ten elde edilebileceğini belirtmişlerdir.

$$r_{kc} = \frac{\sum_{i=1}^n z_i z_{i+k} - n\mu_z^2}{(n-1)s_z^2} \quad (5)$$

Bir serinin gözlemleri arasında bağımlılığın bulunmaması durumunda, serinin otokorelasyon katsayıları ( $r_{kc}$ ) sıfıra yakın değerler olacaktır. Bu nedenle bir serinin gözlemleri arasında doğrusal bir bağımlılığın bulunduğunu saptamak için elde edilen otokorelasyon katsayılarının değişim grafiğinin (korelogram) elde edilmesi gerekir. Elde edilen bu grafikte otokorelasyon katsayılarının sıfırdan önemli derece farklılık gösterdiğini

söyleyebilmek için, Yücel ve ark. (1999)'da verilen Anderson testine göre % 5 önem seviyesi için güven aralığının belirlenmesi gereklidir. Elde edilen otokorelasyon katsayıları belirtilen güven aralığı içinde kalıyorsa, serinin gözlemleri arasında bağımlılığın olmadığına karar verilir (Janacek ve Swift 1993). Mcleod ve ark. (1977)'de otokorelasyon katsayılarının  $k = n/4$ 'e kadar hesaplanmasının yeterli olacağını bildirmişlerdir.

Bir serinin otokorelasyon katsayılarının  $k=q$  dan sonra sıfıra doğru bir eğilim göstermesi durumunda, serinin modelinin hareketli ortalama modeline göre kurulması gereklidir. Ancak otokorelasyon katsayılarının  $k=q$  dan sonra sıfırdan önemli derecede farklılık göstermesi durumunda, serinin otoregresif modellere göre modelinin kurulması gerekmektedir ( Bartlett 1946).

Bir serinin, otoregresif modellere uygunluğu kısmi otokorelasyon katsayılarına ( $r_{kp}$ ) göre test edilebilir. Bu amaçla saptanan kısmi otokorelasyon katsayılarının değişiminin grafiği (korelogram) elde edilir. Elde edilen bu grafikte kısmi otokorelasyon katsayılarının  $k=p$  den sonra sıfıra doğru bir eğilim göstermesi durumunda serinin otoregresif modellere göre modelinin kurulması gerekli olmaktadır. Kısmi otokorelasyon katsayılarının  $k=p$  den sonra sıfırdan önemli derecede farklılık göstermesi durumunda ise hareketli ortalama modelinin kullanılması gereklidir (Hipel ve ark. 1977). Kısmi otokorelasyon katsayıları Eşitlik 6'da verilen Yule-Walker eşitliğine göre saptanabilir (Box ve Jenkins 1976). Yukarıda açıklanan şartların sağlanamaması durumunda seri, otoregresif ve hareketli ortalama modellerinin kombinasyonu olan ARMA (p,q) modellerine göre modellenmelidir (Hipel ve ark. 1977).

$$\eta_j = \theta_{k1}\eta_{j-1} + \dots + \theta_{k(k-1)}\eta_{j-k+1} + \theta_{kk}\eta_{j-k}, \quad j=1,2, \dots, k \quad (6)$$

Bir stokastik süreç için seçilen ARMA (p,q) modelinin veriye uygunluğunu test etmek için ARMA (p,q) modellerinden hesaplanan kalıntıların otokorelasyon katsayılarının sıfırdan önemli derecede farklı olup olmadıklarına bakılır. Kalıntıların otokorelasyon katsayıları sıfırdan önemli derecede farklılık göstermiyorsa, seçilen model yıllık akım serisinin tahmininde kullanılabilir. Kalıntıların sıfırdan önemli derecede farklılık gösterip göstermediği Eşitlik 7'de verilen istatistik parametreye göre saptanabilir (Ljung ve Box 1978). Box ve Pierce (1970)'de, bu parametrenin  $\chi^2$  dağılımına uyduğunu belirtmişlerdir. Bu nedenle, Hipel ve ark. (1977)'de verilen Eşitlik 8'e göre belli bir k. dereceye kadarki kalıntıların otokorelasyon katsayıları hesaplanarak, Eşitlik 7'den Q (r) istatistikleri hesaplanır. k. derece için hesaplanan Q (r) istatistiğinin  $\chi^2$  değerinin (p), % 5 güven düzeyine göre karşılaştırılması yapılır. Elde edilen p değeri % 5'den daha büyükse, k. dereceye kadar hesaplanan kalıntıların otokorelasyon katsayılarının sıfırdan önemli ölçüde farklı olmadığına karar verilir. Bu sonuca göre kalıntıların elde edildiği ARMA (p,q) modelinin yıllık akım serisinin tahmininde kullanılabilirliğine karar verilir (Ljung ve Box 1978).

$$Q(r) = n(n+2) \sum_{k=1}^m (n-k)^{-1} r_{ak}^2 \quad (7)$$

$$r_{ak} = \frac{\sum_{i=k+1}^n a_i a_{i-k}}{\sum_{i=1}^n a_i^2} \quad (8)$$

ARMA (p,q) modellerinin stokastik süreçlerin modellenmesinde kullanılabilmesi için verinin normal bir dağılım göstermesi gerekmektedir (Bayazit 1981). Buna karşın, Okman (1994)'de hidrolojik verilerin genelde kaymış dağılım gösterdiğini belirtmektedir. Bu nedenle hidrolojik süreçlerin normal dağılıma yakın bir dağılım göstermesi amacıyla Eşitlik 9 ve 10'a göre dönüşümünün yapılması gerekli olmaktadır (Hipel ve ark. 1977). Ancak Granger ve Newbold (1976)'da verinin dönüşümünün yapılmasının bazı durumlarda oluşturulacak modelin tipini değiştirdiğini, bu nedenle bu durumun göz önünde tutulmasının gerekli olduğunu belirtmişlerdir.

$$z_{i=1}^n = \lambda^{-1} [(x_{i=1}^n + c) - 1] \quad \lambda \neq 0 \quad (9)$$

$$z_{i=1}^n = \ln(x_{i=1}^n + c) \quad \lambda = 0 \quad (10)$$

Yukarıda verilen ilişkilere göre  $\lambda$ , 0, 0.5, -0.5, 1.0, -1.0 için elde edilen yıllık akım serilerinin normal dağılıma uygunlukları, Yürekli ve Kurunç (2001)'de verilen Smirnov-Kolmogorov testine göre belirlenmiştir.

Bu amaçla dönüşümü yapılmış yıllık akım serilerinin artan dizilimler yapılarak her bir gözlem için sıra numarası verilmiştir. Gözlemlerin sıra sayıları, toplam gözlem sayısına bölünerek, her bir gözlemin frekansı,  $F_a(x_i)$ , belirlenmiştir. Dönüşümü yapılan yıllık akım serileri için frekanslar belirlendikten sonra, yıllık akım serilerinin her bir gözleminin normal dağılım biçimine göre en az meydana gelme durumu için tekrarlanma olasılıkları,  $F(x_i)$ , saptanmıştır. Daha sonra gözlemlerin frekanslarının tekrarlanma olasılıklarından olan farkları,  $\Delta$ , belirlenmiştir. Normal dağılıma en fazla uyum gösteren yıllık akım serisini seçmek için, dönüşümü yapılmış her bir yıllık akım serisi için elde edilen farklar arasından en büyük ( $\Delta = \max |F(x_i) - F_a(x_i)|$ ) olanı seçilmiş ve her bir yıllık akım serisi için seçilen en büyük farkların en küçük olduğu yıllık akım serisinin normal dağılıma daha fazla uyum sağladığı kabul edilmiştir.

### Bulgular ve Tartışma

Çorum Çat Deresi yıllık akım serisinin durağanlığını saptamak için yıllık akım serisine Spearman sıra korelasyon testi uygulanmıştır. Buna göre Spearman sıra korelasyon katsayısı olan  $R_{sp}$  değeri, Çorum Çat deresi yıllık akım serisi için 0.0274 bulunmuştur. Bu katsayıya göre Eşitlik 3'ten saptanan  $t_i$  değeri ise 0.176 bulunmuştur. Elde edilen bu değer % 5 önem seviyesinde ve  $DF = n-2$  serbestlik derecesinde t dağılımı ile test edilmiştir. Buna göre  $t_i$  değeri,  $-2.021(DF=40, \alpha = 2.5) < t_i = 0.176 < +2.021(DF=40, \alpha = 97.5)$  olduğundan Çorum Çat deresi yıllık akım serisinin durağan olduğu söylenebilir. Bu durum



yıllık akım serisinin zamana göre değişiminin grafiğinden (Şekil 1) de görülebilmektedir.

Çorum Çat Deresinin yıllık akım serisinin modellenmesinde farklı ARMA (p,q) modelleri kullanılmıştır. Bu modellere ait parametre değerleri Çizelge 1'de verilmiştir.

Yıllık akım serisinin normal dağılıma yakın bir dağılım göstermesi için, Eşitlik 9 ve 10'da,  $\lambda$ ,  $\pm 0.5$ ,  $\pm 1$  yada sıfır alınarak akımların dönüşümü yapılmıştır. Dönüşümü yapılan akımların normal dağılıma uygunluğu Simirnov-Kolmogorov yöntemi ile test edilmiştir.  $\lambda$ , sıfır için hesaplanan akımlar normal dağılıma daha yakın sonuçlar vermiştir (Çizelge 2).

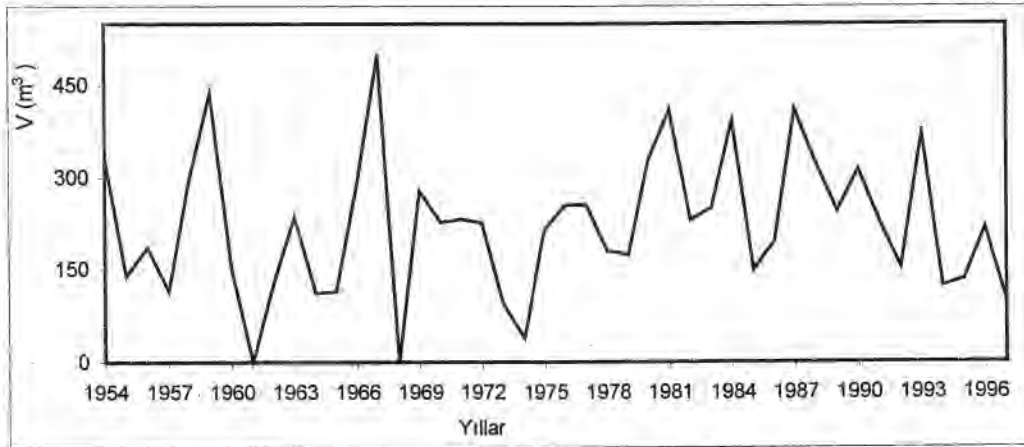
ARMA (p,q) modellerinin seçiminde göz önüne alınan dönüşümü yapılmış olan yıllık akım serisinin otokorelasyon katsayıları,  $-0.20-0.20$ , kısmi otokorelasyon katsayıları ise  $-0.23-0.20$  değerleri arasında değişmiştir (Çizelge 3). Yıllık akım serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının korelogramları, Şekil 2'de verilmiştir. Şekil 2' den de görülebildiği gibi, yıllık akım serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları, Anderson testine göre % 5 önem seviyesi için belirlenen güven sınırları içinde kalmıştır. Buna göre Çorum Çat Deresi için yıllık akım serisinin gözlemleri arasında,  $k=1-11$  için önemli derecede bir bağımlılığın olmadığı söylenebilir. Şekil 2'de verilen korelogramdan da görülebildiği gibi, % 5 önem seviyesinde bu seride ardışık bağımlılık yoktur. Dolayısı ile, bu serinin otoregresif veya hareketli ortalama modelleri ile modellenmesi anlamsızdır. Ancak ARMA (p,q) modellerinin tanıtımı ve uygulaması amacıyla ile bu modeller veriye uygulanmıştır.

Çizelge 1'de göz önüne alınan ARMA (p,q) modelleri için hesaplanan kalıntıların otokorelasyon katsayılarının  $Q(r)$  istatistiklerinin,  $\chi^2$  dağılımından % 5 önem seviyesi için belirlenen olasılık seviyeleri (P) verilmiştir. Çizelge 1'den de görülebildiği gibi, araştırmada kullanılan ARMA

(p,q) modellerinden, ARMA (2,2), ARMA (1,1), ARMA (3,1), ARMA (2,2), ARMA (1,3) ve ARMA (3,0) modellerinin p değerleri 0.05'den daha büyük olmuştur. Bu da bu modellerden elde edilen kalıntıların otokorelasyon katsayılarının sıfırdan önemli derecede farklı olmadığı, yani hesaplanan kalıntıların bağımsız olarak kabul edilebileceğini göstermektedir. Buna göre Çorum Çat Deresi için yıllık akım tahmininde, bu modellerin kullanılabilirliği söylenebilir. Ancak ARMA (1,3) modeli için elde edilen P değeri, diğer dört model için elde edilen P değerlerinden daha büyük olmuştur. Karabörk ve Kahya (1999)'da, Sakarya havzasında bulunan 12 akım gözlem istasyonunda ölçülen aylık akımlar için, otoregresif, AR(p) ve otoregresif-hareketli ortalama, ARMA (p,q) modellerini kullanmışlar ve yaptıkları çalışma sonunda Sakarya havzasında ölçülen aylık akımların, ARMA (1,1) modeline göre modellenmesinin uygun olduğunu saptamışlardır.

Çorum Çat Deresi için yıllık akım tahmininde uygun olduğu saptanan ARMA (p,q) modellerinden hesaplanan akımların, gözlenen akımlardan farkı alınmış ve hesaplanan bu farkların kareleri alınarak toplamları elde edilmiştir (Çizelge 1). Buna göre belirtilen bu modeller için saptanan gözlenen ve hesaplanan akımların farklarının karelerinin toplamı, ARMA (1,3) modelinde en küçük olmuştur. Bu modeller için gözlenen ve hesaplanan akımların değişiminin grafikleri, Şekil 3, Şekil 4, Şekil 5, Şekil 6 ve Şekil 7'de verilmiştir. Bu şekillerden de görülebildiği gibi gözlenen akımlardan en az sapmayı, ARMA (1,3) modelinden elde edilen akımlar vermiştir.

Sonuç olarak Çorum Çat deresi için yıllık akım tahmininde, ARMA (2,2), ARMA (1,1), ARMA (3,1), ARMA (1,3) ve ARMA (3,0) modelleri kullanılabilir. Ancak ARMA (1,3) modelinin P değerinin daha büyük olması ve bu modelden elde edilen akımların gözlenen akımlardan farklarının daha az olması nedeniyle, Çorum Çat Deresi için yıllık akım tahmininde, ARMA (1,3) modelinin kullanılmasının daha uygun olacağı söylenebilir.



Şekil 1. Çorum Çat Deresi yıllık akım serisinin değişimi

Çizelge 1. ARMA (p,q) modellerinin parametre değerleri

Model ARMA (p,q)	Parametreler						p>0.05	Yorum	$\Sigma d = \Sigma (V_0 - V_c)^2$
	$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_3$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$			
ARMA (3,3)	0.789	-0.689	0.900	0.604	-0.569	0.877	0.038	*R	---
ARMA (2,2)	0.752	0.248	---	0.267	0.734	---	0.402	**K	0.59
ARMA (1,1)	1.000	---	---	0.949	---	---	0.334	K	1.77
ARMA (3,1)	0.767	-0.235	0.467	0.215	---	---	0.272	K	1.11
ARMA (2,1)	1.612	-0.612	---	0.964	---	---	0.020	R	---
ARMA (1,3)	1.000	---	---	0.568	0.660	-0.269	0.514	K	0.36
ARMA (3,0)	0.771	-0.304	0.533	---	---	---	0.299	K	2.24
ARMA (2,0)	0.994	0.005	---	---	---	---	0.009	R	---
ARMA (1,0)	0.999	---	---	---	---	---	0.015	R	---
ARMA (0,3)	---	---	---	-1.471	-1.391	-0.863	0.000	R	---
ARMA (0,2)	---	---	---	-1.489	-0.904	---	0.000	R	---
ARMA (0,1)	---	---	---	-0.963	---	---	0.018	R	---
ARMA (1,2)	---	---	---	---	---	---	---	***MU	---
ARMA (2,3)	0.075	0.924	---	-0.851	0.494	0.379	0.043	R	---
ARMA (3,2)	0.978	-0.978	0.999	0.121	-0.935	---	0.008	R	---

\*R, P değeri 0.05'den küçük olduğundan model yıllık akım serisine uygun değildir.

\*\*K, P değeri 0.05'den büyük olduğundan model yıllık akım serisine uygundur.

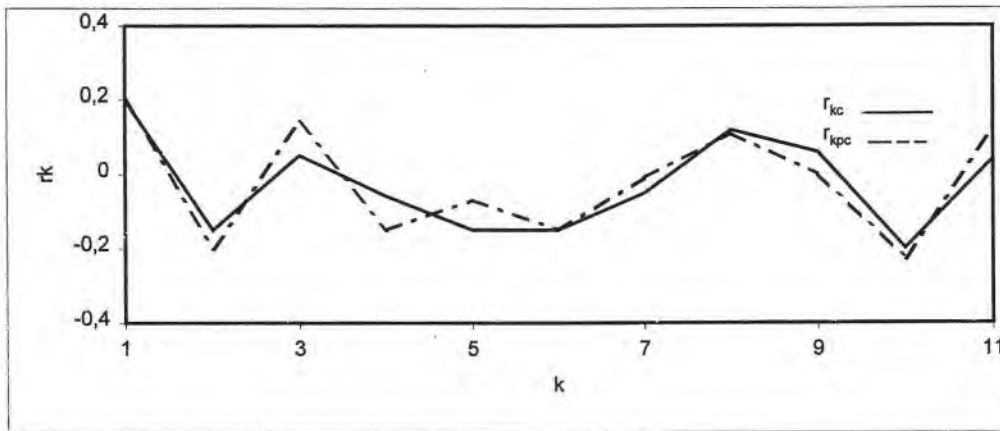
\*\*\*MU, p veya q parametre toplamı 1'den büyük olduğundan yıllık akımlar modele uyum göstermemiştir.

Çizelge 2. Normal dağılım için Simirnov-Kolmogorov test sonuçları

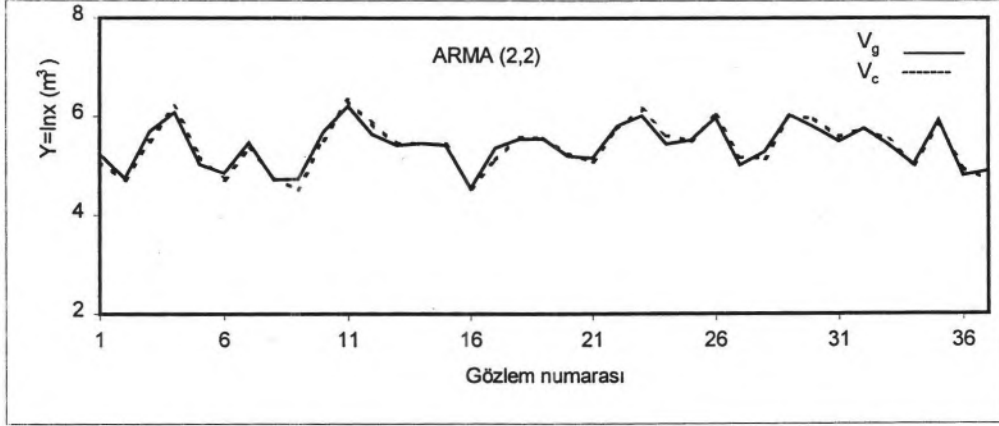
$\Lambda$	$F(x_i)$	$F_a(x_i)$	$\Delta = \max_i  F(x_i) - F_a(x_i) $
0.0	0.61393	0.68293	0.069
0.5	0.61211	0.68293	0.071
-0.5	0.40485	0.85366	0.449
1.0	0.57311	0.68293	0.110
-1.0	0.30864	1.00000	0.691

Çizelge 3. Yıllık akım serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları

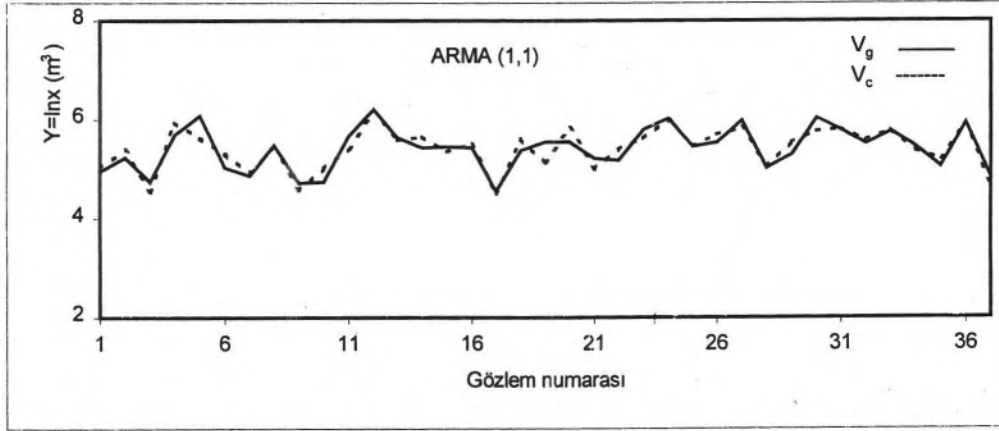
$r_{kc}$	K										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$r_{kc}$	0.20	-0.15	0.05	-0.06	-0.15	-0.15	-0.05	0.12	0.06	-0.20	0.04
$r_{kpc}$	0.20	-0.20	0.14	-0.15	-0.07	-0.15	-0.01	0.11	0.00	-0.23	0.12



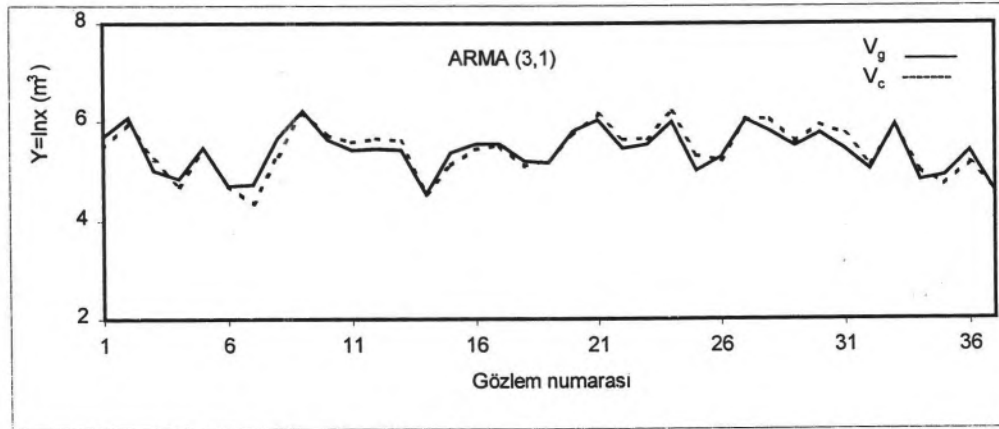
Şekil 2. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının korelogramı



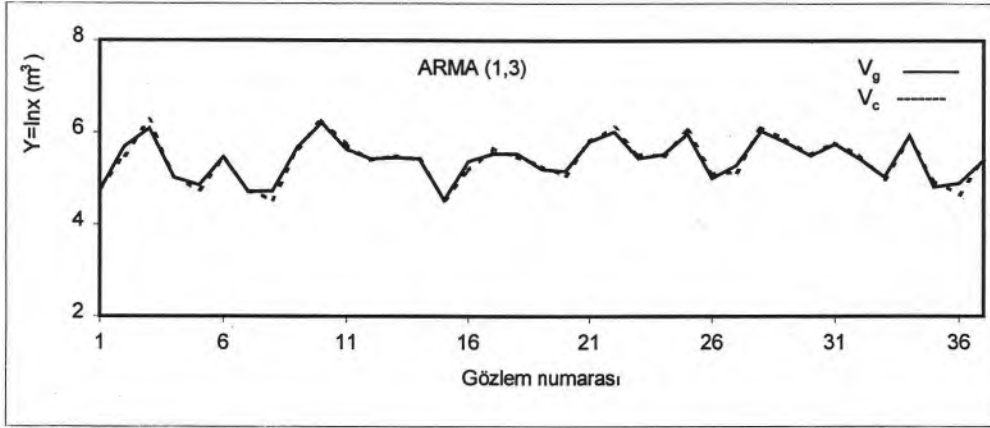
Şekil 3. Gözlenen ve ARMA (2,2) modelinden elde edilen akımların değişimi



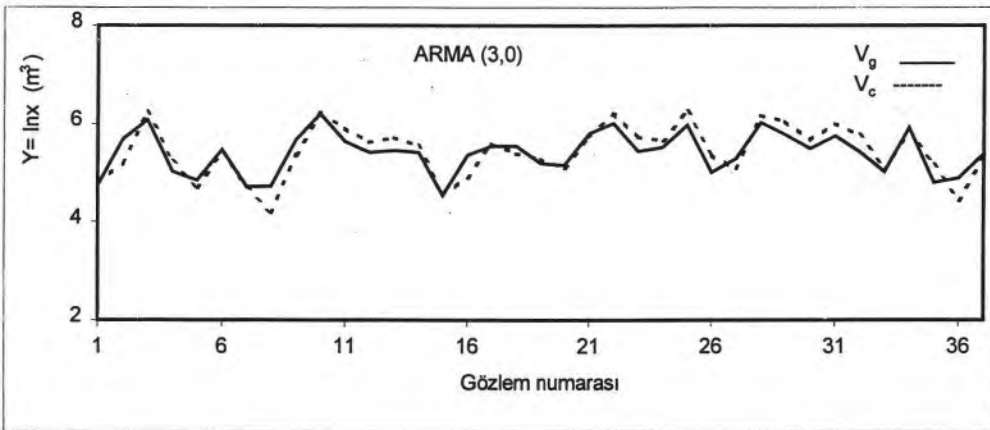
Şekil 4. Gözlenen ve ARMA (1,1) modelinden elde edilen akımların değişimi



Şekil 5. Gözlenen ve ARMA (3,1) modelinden elde edilen akımların değişimi



Şekil 6. Gözlenen ve ARMA (1,3) modelinden elde edilen akımların değişimi



Şekil 7. Gözlenen ve ARMA (3,0) modelinden elde edilen akımların değişimi

**Semboller** $Z_i$  : dönüşümü yapılmış akım $\phi_i$  : AR için i. parametre $\theta_i$  : MA için i. parametre $\epsilon_i$  : i. Kalıntı $\Gamma_{kc}$  : k. dereceden otokorelasyon katsayısı $n$  : gözlem sayısı $\mu_z$  : dönüşümü yapılmış akımların ortalaması $S_z$  : dönüşümü yapılmış akımların standart

sapması

 $\Gamma_{kpc}$  : k. dereceden kısmi otokorelasyon katsayısı $\phi_{kk}$  : k. dereceden otoregresif modeldeki k.

parametre

 $Q(r)$  : kalıntıların bağımsızlığı için istatistik

parametre

 $\Gamma_{ak}$  : kalıntıların k. dereceden otokorelasyon

katsayısı

 $a_t$  : t. zamandaki kalıntı $m$  : kalıntıların otokorelasyon katsayılarının

maksimum derecesi

 $\lambda$  : Box-Cox dönüşümü için katsayı $C$  : Box-Cox dönüşümü için sabit

AR : otoregresif model

MA : hareketli ortalama modeli

 $F(x_i)$  : i. akımın olasılığı $F_a(x_i)$  : i. akımın frekansı $\Delta$  : i. akımın olasılık ve frekansının farkı $V_g$  : gözlenen akım $V_c$  : modelden tahmin edilen akım $D_i$  : sıralamalar arası fark $K_{xi}$  : x gözleminin sıra numarası $K_{yi}$  : artan dizide x gözleminin sıra numarası $R_{sp}$  : Spearman sıra korelasyon katsayısı

**Kaynaklar**

- Anonim, 1970. Yeşilirmak Havzası Toprakları. Topraksu Genel Müdürlüğü Yayınları. Yayın No: 241, Ankara, 141s.
- Bartlett, M. S. 1946. On the theoretical specification of sampling properties of autocorrelated time series. Royal Statistical Society Journal, Ser. B, 8, 27-41.
- Bayazıt, M. 1981. Hidrolojide İstatistik Yöntemler. İstanbul Teknik Üniv. Yay. 1197, İstanbul, 223 s.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins, 1976. Time Series Analysis Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco, 575 s.
- Box, G. E. P. and D. A. Pierce, 1970. Distribution of residual autocorrelation in autoregressive-integrated moving average time series models. J. of the American Statistical Association, 65, 1509-1526.
- Chow, V. T. 1964. Handbook of Applied Hydrology. McGraw-Hill Book Company, New York.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold, 1976. Forecasting transformed series. Royal Statistical Society Journal, Ser. B, 38, 189-203.
- Haan, C. T. 1977. Statistical Methods in Hydrology. Iowa State Press, Iowa, 378 s.
- Hipel, K. W., A. I. McLeod and W. C. Lennox, 1977. Advances in Box-Jenkins modeling. 1. Model construction. Water Resources Research, 13 (3) 567-575.
- Janacek, G. and L. Swift, 1993. Time Series Forecasting, Simulation, Application. Ellis Horwood, New York, 333 s.
- Karabörk, M. Ç. ve E. Kahya, 1999. Sakarya Havzasındaki aylık akımların çok değişkenli stokastik modellenmesi. TUBİTAK Turkish J. of Engineering and Environmental Sci., 23, 133-147.
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box, 1978. On a measure of lack of fit in time series models. Biometrika, 65 (2) 297-303.
- McLeod, A. I., K. W. Hipel and W. C. Lennox, 1977. Advances in Box-Jenkins modeling. 2.Applications. Water Resources Research, 13 (3) 577-586.
- McMichael, F. C. and J. S. Hunter, 1972. Stochastic modeling of temperature and flow in rivers. Water Resources Research, 8 (1) 87-98.
- Okman, C. 1994. Hidroloji. Ankara Üniv. Ziraat Fak. Yay.1388, Ankara, 359 s.
- Şen, E. ve C. Okman, 1974. Hidrolojik diziler ve istatistik uygulamalar. Topraksu Teknik Dergisi, 39, 54-58.
- Tao, P. C. and J. W. Delleur, 1976. Seasonal and nonseasonal ARMA models in hydrology. J. of the Hydraulics Division, HY10, 1541-1559.
- Topaloğlu, F., A.Yücel, K. Tülücü ve M. Çetin, 1999. Anlık maksimum akım miktarlarının taşkın frekans analizinde kullanılması. TUBİTAK Türk Tarım ve Ormanlık Dergisi, 23, Ek-1, 187-192.
- Yücel, A., F. Topaloğlu ve K. Tülücü, 1999. Adana ilinin standart sürelerdeki yağış şiddetlerinin istatistiksel olarak kullanılabilirliklerinin incelenmesi. TUBİTAK Türk Tarım ve Ormanlık Dergisi, 23, Ek-1, 179-185.
- Yürekli, K. ve A. Kurunç, 2001. Tersakan Çayı Havzasında taşkına neden olan günlük en büyük akımların tekrarlanma sürelerinin saptanması. Gaziosmanpaşa Üniv. Ziraat Fak. Dergisi, 18 (1) 119-123.

**İletişim adresi:**

Kadri YÜREKLİ

Gaziosmanpaşa Üniv. Ziraat Fakültesi,

Tarımsal Yapılar ve Sulama Bölümü, Taşlıçiftlik-Tokat

Tel : 0 356 252 14 79/2245

Fax : 0 356 252 14 88

E-mail:kadriyurekli@yahoo.com