

Aylık akışların periyodik bileşenlerinin ölçeklendirilmesinde kullanılan parametrelerin kestirimi

Ceyhun ÖZÇELİK*, Ertuğrul BENZEDEN

Dokuz Eylül Üniversitesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, 35160, Buca, İZMİR

Özet

Bölgesel modeller, ölçeklendirme parametreleriyle boyutsuzlaştırılan gözlem dizilerinin analizine dayanmaktadır. Bölgesel modellerden yapılan noktasal kestirimlerin etkinliği büyük ölçüde, ölçeklendirme parametrelerinin etkin şekilde kestirilmesine bağlıdır. Ortalama ve standart sapma gibi bazı ölçeklendirme parametrelerinin fizyografik ve iklimsel faktörlere bağlı olarak kestirimi için literatürde çeşitli ampirik ve istatistiksel öneriler mevcuttur. Ayrıca asimetrik dağılıma sahip hidrolojik değişkenlerin ölçeklendirme parametreleri arasında çoğu zaman güçlü istatistiksel ilişkiler bulunmaktadır. Bu çalışmada, Ceyhan ve Seyhan havzaları örneğinde aylık akışların periyodik bileşenlerinin bölgesel analizinde gereksinim duyulan ölçeklendirme parametrelerinin, doğrudan havza alanına ve kendisi de bir ölçeklendirme parametresi olan genel ortalama akışa bağlı olarak kestirilmesi konusu incelenmiştir. Söz konusu değişkenler arasındaki doğrusal ve üstel ilişkiler, klasik, ağırlıklı, doğrusal ve doğrusal olmayan en küçük kareler teknikleriyle araştırılmıştır. Araştırma sonucunda, aylık akışların modellenmesinde gerek duyulan ölçeklendirme parametrelerinin % 80' ler civarında bir determinasyon katsayısıyla havza alanlarına bağlı olarak, % 95' in üzerinde bir determinasyon katsayısıyla da genel ortalama akışa bağlı olarak kestirilebileceği sonucuna varılmıştır. Ölçeklendirme parametrelerinin kestirimi için regresyon katsayıları doğrusal olmayan klasik veya ağırlıklı en küçük kareler yöntemleriyle hesaplanan üstel modellerin daha elverişli olduğu saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Bölgesel model, ölçeklendirme, regresyon analizi.*

*Yazışmaların yapılacağı yazar: Ceyhun ÖZÇELİK. ceyhun.ozcelik@deu.edu.tr; Tel: (232) 412 70 56.

Makale metni 27.04.2007 tarihinde dergiye ulaşmış, 30.04.2008 tarihinde basım kararı alınmıştır. Makale ile ilgili tartışmalar 31.05.2009 tarihine kadar dergiye gönderilmelidir.

Prediction of the parameters used for scaling of periodic components of monthly flows

Extended abstract

Monthly river flows are traditionally considered as a stochastic time series composed of periodic components in the mean and standard deviation, and stochastic components with a constant or periodic serial dependent structure. In the modeling of monthly river flows, the second order stationary stochastic components can be derived by removing either the observed values of the periodic parameters or their fitted functions (Fourier transformed forms) with an appropriate number of significant harmonics. The first approach is often so-called the non-functional (or nonparametric) approach while the second one the functional (or parametric) approach, in the hydrology literature. The functional approach is a parsimonious one since it necessitates fewer numbers of parameters to describe the periodicities in the basic parameters of the hydrologic time series. Despite the fact that periodic parameters have great importance in the simulation and synthetic data generation studies at the places where streamflow measurements are inadequate for the time series modeling, no attempt on the regionalization of the periodic parameters of the hydrologic time series has been met in the literature. Very recently, Özçelik (2007) has proposed some regionalization approaches based on the standardized periodic parameters and on the standardized harmonic functions. He has used clustering techniques to identify homogeneous subregion.

Almost all regional models especially the regional models of the periodic parameters rely on the observations un-dimensioned by the scaling parameters. Therefore, estimation of the scaling parameters has a critical importance for the point estimations of regional models.

There are several proposals based on the basin physiographic, morphologic and climatologic properties to estimate the scaling parameters, besides the indirect estimation of the scaling parameters via some general statistics such as the overall mean, general standard deviation, which can be more easily and accurately defined by some empirical-statistical techniques. To get basin physiographic and climatologic properties requires a time and

labor consuming process. However, for most cases, it is possible to get the drainage area of the required flow section. On the other hand, it is known that there are strong dependencies among the parameters of asymmetrically distributed processes. Therefore, the scaling parameters can be estimated reasonably by using the overall mean -- which is also a scaling parameter—and the drainage areas of the flow sections.

The study presented herein is a summary of the regional regressions of the various scaling parameters on the drainage area, which is a dominating physiographic factor among the others, and on the overall mean.

Applications on the monthly data recorded at 30 streamgaging stations in the Seyhan and Ceyhan river basins of Turkey have revealed that of the drainage area based models; the linear models are not satisfactory especially for basins with small area; the nonlinear models are not reliable for the basins with large area, though the ones set by the linear least square technique (using log-transformation) are well fit to observed values of scaling parameters for the basins with small area. Contrary, for the overall mean based models, almost all linear and nonlinear models set by the linear and nonlinear least square techniques produce reasonable results. However, the weighted least square estimations have improved the effects of sampling errors on the model reliabilities.

The scaling parameters can be estimated from the power type regressions of the scaling parameters on the drainage area with a coefficient of determination around $R^2 = 0.80$, while from the power type regressions of the scale parameters on the overall mean with $R^2 = 0.95$.

Accordingly, it is concluded that using the general means reliably estimated by short-term records or records of surrounding stations, the scaling parameters can be easily and accurately estimated for practical applications. The regression models set by the method of nonlinear least squares can be preferred to the others in estimation of the scaling parameters. Finally, the point estimates of regional models can be realized conveniently by using the estimated scaling parameters for the required flow sections.

Keywords: Regional model, scaling, regression analysis.

Giriş

Hidrolojik süreç parametrelerinin örnek değerleri, hem örnek uzunluğu ile, hem de havzadan havzaya değişkenlik göstermektedir (Yevjevich, 1972a,b; Salas vd., 1980). Su kaynaklarının geliştirilmesi ve projelendirilmesi çalışmalarında kullanılan istatistiksel modellerin güvenilirlikleri bu parametrelerin etkin bir şekilde kestirilmesine bağlıdır (Yevjevich, ve Karplus, 1973; Bayazit 1981; Bayazit 1996). Bu bağlamda, istasyonlardaki noktasal gözlem dizilerinin bilgi içeriğini arttırmak ve örnekleme yanlılıklarını azaltmak amacıyla bölgesel analiz uygun bir çözüm yolu olarak gündeme gelmektedir (Yevjevich ve Karplus, 1973; Rossi ve Villani, 1994; Bayazit 2004).

Bölgesel modellerin tümü, ölçeklendirme parametreleriyle boyutsuzlaştırılan gözlem dizilerinin analizine dayanmaktadır (Stedinger ve Tasker 1986; Bayazit, 1998; Bayazit, 2004). Dolayısıyla ölçeklendirme parametrelerinin kestirilmesi bölgesel modellerden noktasal akış kestirimlerine geçiş için önemli bir adımdır. Literatürde, ölçeklendirme parametrelerinin kestirimi için havza fizyografik ve iklimsel özelliklerine dayanan yöntemlerin yanı sıra, özellikle genel ortalama, standart sapma gibi kimi temel istatistikler cinsinden tanımlanan ölçeklendirme parametrelerinin dolaylı kestirimi için ampirik ve istatistiksel çözümler önerileri mevcuttur (Seyhan, 1976; Fuller, 1978; Stedinger ve Tasker, 1986; Schultz, 1993; Seibert, 1999; Van der Linden ve Woo, 2003). Ancak, havza fizyografik ve iklimsel özelliklerinin ayrıntılı bir şekilde elde edilmesi zahmetli ve masraflı bir işittir (Kirkby, 1993; Schultz, 1993). Diğer yandan, asimetric dağılımlı süreç parametreleri arasında çoğu zaman güçlü istatistiksel ilişkiler bulunmaktadır (Yevjevich, 1972a; Seyhan, 1976; Benzeden, 1979a; Benzeden, 1979b). Bu nedenle, aylık ortalamaların standart sapması, aylık standart sapmaların ortalaması, genel standart sapma, aylık standart sapmaların standart sapması, harmonik fonksiyonlarla tanımlanan periyodik ortalamaların ve standart sapmaların ana harmonik genlikleri gibi, aylık akışların ölçeklendirilmesinde kullanılan parametrelerin kendisi de yine bir ölçeklendirme parametresi olan genel

ortalamaya bağlı olarak kestirilmesi nispeten kolay ve uygulanabilir bir seçenek olarak ortaya çıkmaktadır (Özçelik, 2007).

Bu çalışmada, Ceyhan ve Seyhan havzalarındaki 30 istasyonun gözlemleri kullanılarak, aylık akışların ölçeklendirilmesinde gereksinim duyulan bazı temel istatistikler ile yağış alanı ve genel ortalama akış arasındaki doğrusal ve üstel ilişkiler hem klasik (OLS) hemde ağırlıklı (WLS) en küçük kareler teknikleri ile incelenmiştir. Ayrıca, üstel modellerin regresyon katsayıları doğrusal olmayan en küçük kareler (NLS ve NWLS) yöntemleriyle de hesaplanmıştır.

Bölgesel periyodik bileşen modelleri

Hidrolojik büyüklüklerin istatistiksel özelliklerini tek bir noktada yapılan ölçümlerle kestirmek, özellikle eldeki verilerin kısa süreli olması durumunda önemli örnekleme yanlılıklarına sebep olmaktadır (Bayazit, 2004).

Bugüne kadar literatürde, aylık yağışlar ve taşkınlar için çeşitli bölgesel analiz yöntemleri önerilmiştir (Chow, 1964; Yevjevich ve Karplus, 1973; Rossi ve Villani, 1994; Seibert, 1999). Ancak, aylık akış dizilerinin bölgeselleştirilmesi konusunda fazla çalışma bulunamamıştır (Özçelik, 2007).

Aylık ortalama $\mu(\tau)$, standart sapma $\sigma(\tau)$ ve birinci serisel korelasyon katsayısı $\rho_1(\tau)$ gibi periyodik davranış gösteren süreç parametrelerinin yıl içindeki değişimi iki farklı yaklaşımla tanımlanabilir: (1) sözkonusu parametrelerin gözlemsel değerlerini doğrudan kullanmak ("fonksiyonel olmayan" ya da "parametrik olmayan" yaklaşım); (2) parametrelerin gözlemsel değerlerine belli sayıda (m_q) harmonik fonksiyon uyarlamak ("fonksiyonel" yada "parametrik" yaklaşım). İkinci, yani fonksiyonel yaklaşım, genellikle ilkine göre daha az parametre gerektirmekte ve özellikle n_i gözlem süresi küçükse daha tutarlı olmaktadır (Yevjevich ve Harmancıoğlu, 1989).

Özçelik (2007), hidrolojik açıdan homojen bir bölgede stokastik bileşeni birinci mertebeden

periyodik otoregresif, PAR(1), yapısında olan ve periyodik parametreleri benzer salınımlar yapan aylık akış süreçlerini (1) eşitliğiyle verilen genel bir matematik model ile tanımlamaya çalışmıştır.

$$x_i(p, \tau) = \tilde{\mu}_i(\tau) + \tilde{\sigma}_i(\tau) \left[\tilde{\rho}_{1,i}(\tau) \varepsilon_i(p, \tau-1) + \left[1 - \tilde{\rho}_{1,i}^2(\tau) \right]^{1/2} \xi_i(p, \tau) \right] \quad (1)$$

Burada, p yıl, τ ay indisleri olup, $\xi_i(p, \tau)$, sıfır ortalamalı birim varyanslı gürültü (noise) süreci; $\varepsilon_i(p, \tau)$, PAR(1) içbağımlılık yapısına sahip tam standardize stokastik bileşen; $\tilde{\mu}_i(\tau)$, $\tilde{\sigma}_i(\tau)$ ve $\tilde{\rho}_{1,i}(\tau)$ sırasıyla i nolu kesit için ortalama, standart sapma ve birinci otokorelasyon katsayılarının bölgesel kestirimleridir.

Aylık akış sürecinin herhangi bir periyodik parametresini $q_i(\tau)$ ile, bu parametrenin ilk m_q adet anlamlı harmonik ile (Fourier açılımı ile) tanımlanmış değerlerini $\hat{q}_i(\tau)$ ile gösterelim. $q_i(\tau)$ dizisinin ortalaması \bar{q}_i , bu ortalama etrafındaki standart sapması $s_{q,i}$ olmak üzere bölgede $q_i(\tau)$ parametresi bakımından benzer istasyonlar, fonksiyonel olmayan yaklaşımda (2) eşitliğindeki $Z_{q,i}(\tau)$ standart değerleri esas alınarak kümelenebilir (Özçelik, 2007):

$$Z_{q,i}(\tau) = [q_i(\tau) - \bar{q}_i] / s_{q,i} \quad (2)$$

$q_i(\tau)$ parametresinin yıl içindeki periyodik salınımlarının bölgedeki tüm istasyonlarda ilk m_q adet anlamlı harmonik ile yeterli doğrulukta tanımlanabildiğini kabul edelim (Yevjevich, 1972b; Bayazit, 1981):

$$\hat{q}_i(\tau) = \bar{q}_i + \sum_{j=1}^{m_q} c_j^q \cos\left(\frac{2\pi j \tau}{w} + \theta_{j,i}^q\right) \quad (3)$$

Burada, τ ayları, j harmonik numarasını, c_j^q harmonik genliklerini, $\theta_{j,i}^q$ ise faz açılarını simgelemektedir. Fonksiyonel yaklaşım olarak da adlandırabileceğimiz bu yaklaşımda, $\hat{q}_i(\tau)$ uyarlanmış değerlerinin \bar{q}_i etrafındaki standart

sapması (tanımlı varyansın karekökü) $s_{\hat{q},i}$ olmak üzere, bölgede benzer davranış gösteren istasyonlar (4) eşitliğindeki $Z_{\hat{q},i}(\tau)$ standart değerleri veya bu değerlerin matematiksel tanımında rol oynayan $\ell_{j,i}^q = c_{j,i}^q / c_{1,i}^q$ ve $\theta_{j,i}^q$ gibi boyutsuz parametreler esas alınarak kümelenebilir (Özçelik, 2007).

$$Z_{\hat{q},i}(\tau) = [\hat{q}_i(\tau) - \bar{q}_i] / s_{\hat{q},i} \quad (4)$$

$$\alpha_{q,i}(\tau) = \frac{[\hat{q}_i(\tau) - \bar{q}_i]}{c_{1,i}^q} = \sum_{j=1}^{m_q} \ell_{j,i}^q \cos\left(\frac{2\pi j \tau}{w} + \theta_{j,i}^q\right) \quad (5)$$

(2), (4) ve (5) eşitliklerindeki \bar{q}_i , $s_{q,i}$, $s_{\hat{q},i}$ ve $c_{1,i}^q$ periyodik süreç parametrelerinin standartlaştırılmasını sağlayan ölçeklendirme parametreleridir. Bu parametrelerin sayısal değerleri doğal olarak bölgede bir istasyondan diğerine değişmektedir. Buna karşılık $Z_{q,i}(\tau)$, $Z_{\hat{q},i}(\tau)$ ve $\alpha_{q,i}(\tau)$ gibi boyutsuz (standart) değişkenlerin $\tilde{Z}_q(\tau) = E\{Z_{q,i}(\tau)\}$, $\tilde{Z}_{\hat{q}}(\tau) = E\{Z_{\hat{q},i}(\tau)\}$, $\tilde{\alpha}_q(\tau) = E\{\alpha_{q,i}(\tau)\}$ beklenen değerleri "hidrolojik açıdan homojen" bir bölgede sabit kabul edilebilir (Özçelik, 2007).

Üzerinde akış gözlemi bulunmayan, ya da güvenilir bir matematik model kurmak için yeterli uzunlukta verisi olmayan bir i kesitindeki \bar{q}_i , $s_{q,i}$, $s_{\hat{q},i}$ ve $c_{1,i}^q$ gibi ölçeklendirme parametreleri, yağış alanı (A_i), ortalama havza kotu, havza eğimi gibi fizyografik faktörler, ortalama yağış ve evapotranspirasyon gibi iklimsel faktörler ve zemin ve bitki örtüsü gibi fiziksel faktörler aracılığıyla kestirilebilir (Seyhan, 1976; Gustard vd., 1992). Bu tür bölgesel regresif ilişkilerden kestirilen ölçeklendirme faktörlerini $\tilde{\bar{q}}_i$, $\tilde{s}_{q,i}$, $\tilde{s}_{\hat{q},i}$ ve $\tilde{c}_{1,i}^q$ ile simgeleyelim. Fonksiyonel olmayan yaklaşımda $q_i(\tau)$ parametresinin bölgesel kestirimleri (2)'den:

$$\tilde{q}_i(\tau) = \tilde{\bar{q}}_i + \tilde{s}_{q,i} \cdot \tilde{Z}_q(\tau) \quad (6)$$

eşitliği uyarınca elde edilebilir. Benzer şekilde, fonksiyonel yaklaşımda $\hat{q}_i(\tau)$ uyarlanmış değerlerinin bölgesel kestirimleri, (4) veya (5) eşitlikleri kullanılarak elde edilebilir (Özçelik, 2007).

$$\tilde{q}_i(\tau) = \tilde{q}_i + \tilde{s}_{q,i} \cdot \tilde{Z}_{\hat{q}}(\tau) \quad (7)$$

$$\tilde{q}_i(\tau) = \tilde{q}_i + \tilde{c}_{1,i}^q \cdot \tilde{\alpha}_q(\tau) \quad (8)$$

Bu makale kapsamında Seyhan ve Ceyhan havzalarında yukarıda belirtilen ölçeklendirme parametrelerinin öncelikle yağış alanı (A_i) ile daha sonra genel ortalama dışındaki diğer ölçeklendirme parametrelerinin genel ortalama (\bar{x}_i) ile regresif ilişkileri araştırılmıştır.

Ölçeklendirme parametrelerinin kestirimi

$q_i(\tau)$ parametresi bakımından homojen bir bölge içerisinde herhangi bir "i" akış kesitinde bu parametrenin boyutlu değerlerine geçebilmek için \bar{q}_i , $s_{q,i}$, $s_{\hat{q},i}$ ve $c_{1,i}^q$ gibi ölçeklendirme parametrelerinin kestirilmesi gerekmektedir. Özellikle ortalama akış için havza fizyografik ve iklimsel özellikleri kullanılarak etkin kestirimler yapılabildiği bilinmektedir (Seyhan, 1976; Fuller, 1978; Stedinger ve Tasker, 1986; Schultz, 1993). Ayrıca, standart sapma gibi moment cinsinden tanımlanmış kimi ölçeklendirme parametreleri de homojen bölgedeki istasyonlardan elde edilen bilgiler kullanılarak çeşitli istatistiksel ve ampirik yaklaşımlarla kurulmuş bölgesel bağıntılardan kestirilebilmektedir. Örneğin Seyhan (1976), dünya akarsularından örnekler alarak yaptığı çalışmasında, adım adım regresyon analizi sonucu, 20 km² den büyük yağış alanına sahip bir akış kesiti için (9) eşitliğiyle, % 95 civarında bir varyans açıklama oranıyla ($R^2 \approx \%95$); Gustard ve diğerleri (1992), İngiltere'deki 678 istasyonun akış gözlem değerlerini kullanarak yaptığı çalışmasında (10) eşitliği aracılığıyla % 97.7 civarında bir açıklama oranıyla yıllık ortalama akışın kestirilebileceğini göstermişlerdir.

$$\tilde{\mu}_i = -2545 + 22A_i + 1.928P_{a,i} + 5374r_{Q,i} - 1.308\bar{H}_i - 8.26T_i - 14506J_{o,i} \quad (9)$$

$$\tilde{\mu}_i = 2.7 \times 10^{-4} A_i^{1.02} P_{a,i}^{1.82} P_{e,i}^{-0.284} \quad (10)$$

Burada $\tilde{\mu}_i$, "i" kesiti için yıllık ortalama akış kestirimini (l/s); A_i , yağış alanını (km²); $P_{a,i}$, yıllık ortalama yağış yüksekliğini (mm); $P_{e,i}$, yıllık ortalama potansiyel evapotranspirasyonu (mm); $r_{Q,i}$, yıllık ortalama akış katsayısını; \bar{H}_i , havza ortalama kotunu (m); T_i , topografik faktörü (m) ve $J_{o,i}$, anayatak ortalama eğimini göstermektedir.

Bugüne kadar yapılan bütün araştırmalarda, ortalama akışı tanımlayan en önemli faktörün yağış alanı olduğu saptanmıştır. Gupta ve Waymire (1990), gözlem dizisinin k. istatistiksel momentinin ($\mu_{k,i}$) havza alanı ile (11) eşitliğindeki gibi üstel orantılı olduğunu öne sürmüştür (Bayazit, 2004).

$$\mu_{k,i} \sim A_i^{\beta_k} \quad (11)$$

Burada β_k , k. istatistiksel momente ait bir bölgesel sabittir.

Gulliver ve Arndt, (1991) "1" kesitindeki ortalama akışın, sözkonusu akarsuya yakın herhangi bir "2" kesitinde (yoksa komşu akarsularda) ölçülmüş olan yıllık ortalama akışa dayanılarak üstel orantı yoluyla (12) eşitliğindeki gibi kestirilebileceğini vurgulamıştır.

$$\hat{\mu}_1 \cong \mu_2 \cdot (A_1 / A_2)^\eta \quad (12)$$

Kısa süreli gözlem kayıtları bulunması durumunda, genel ortalama akış, diğer ölçeklendirme parametrelerine göre istatistiksel olarak daha doğru bir biçimde kestirilebilmektedir.

Bu çalışmada, öncelikle ölçeklendirme parametreleri (Y_i) ile havza alanı (A_i) arasında (13) eşitlikleriyle verilen basit doğrusal ve üstel ilişkiler incelenmiştir.

$$\tilde{Y}_i = a + b.A_i; \quad \tilde{Y}_i = a.A_i^b \quad (13)$$

İkinci olarak, ortalama akışların, regresyon analizlerinden, bölgesel bağıntılardan veya daha basit yaklaşımlarla önceden kestirildiği varsayımlar olarak diğer ölçeklendirme parametrelerinin (14) eşitliklerindeki gibi ortalama akıştan dolayı olarak kestirilmesi seçeneği araştırılmıştır.

$$\tilde{Y}_i = a + b.\tilde{\mu}_i; \quad \tilde{Y}_i = a.\tilde{\mu}_i^b \quad (14)$$

(13) ve (14) eşitliklerindeki a ve b regresyon katsayıları, hem klasik (OLS) hem de ağırlıklı en küçük kareler (WLS) yöntemleriyle (Tasker,

1980; Stendinger ve Tasker, 1986) hesaplanmıştır.

Ayrıca üstel modellerin regresyon katsayıları doğrusal olmayan en küçük kareler (NLS ve NWLS) yöntemiyle de bulunmuştur. Ağırlık katsayıları olarak n_i gözlem uzunlukları kullanılmıştır (Helsel ve Hirsch, 1992; Bayazit, 1998).

Uygulama

Seyhan ve Ceyhan havzalarında homojenliğini yitirmemiş ve en az 10 yıllık gözlem kayıtları bulunan Tablo 1'deki 30 istasyonun aylık akış verileri kullanılmıştır (DSİ, 1966-2000; EİE, 1955-2003).

Tablo 1. Akım gözlem istasyonları

İst. No	n_i (yıl)	Gözlem Periyodu	İstasyon adı - Akarsu	A (km ²)	\bar{x}_i (m ³ /s)	D (°)	K(°)
2001	50	1941-1990	Ceyhan nehri - Kılavuzlu	8484.0	84.713	36°47'54"	37°37'15"
2005	27	1954-1980	Ceyhan nehri – Kabaagaç (Akcil)	4219.6	26.657	37°018'35"	38°10'22"
2006	46	1955-2000	Göksu - Karahmetli	739.2	9.031	36°33'46"	38°01'26"
2008	31	1970-2000	Savrun deresi - Kadirli	444	8.140	36°05'35"	37°22'20"
2009	30	1971-2000	Göksun Nehri	1387.2	12.245	36°05'35"	37°22'20"
2010	30	1961-1990	Aksu-Kürtleravşari	3498.8	31.573	36°47'38"	37°34'28"
2015	39	1957-1995	Hurman suyu - Tanır	915.2	8.207	36°55'14"	38°25'21"
2020	30	1966-2000	Ceyhan nehri - Aslantaş	14708.4	201.972	36°16'36"	37°15'51"
2022	28	1973-2000	Sögütlü suyu -Hanköy	428	3.949	37°32'08"	38°15'28"
1801	65	1936-2000	Göksu - Himmetli	2596.8	30.294	36°03'34"	37°51'57"
1805	60	1940-2000	Göksu - Gökdere	4242.8	59.925	35°36'50"	37°37'04"
1818	35	1966-2000	Seyhan nehri - Üçtepe	13846	149.673	35°28'05"	37°22'50"
1820	10	1991-2000	Körkün suyu - Hacılıköprü	1440.8	13.171	35°09'05"	37°17'49"
1821	16	1971-1986	Eğlence deresi - Sarımehmetli	628.8	10.899	35°16'41"	37°12'43"
1822	32	1969-2000	Zamanti nehri - Fraktin Köprüsü	6334.8	20.509	35°37'33"	38°14'41"
1823	24	1974-1999	Zamanti suyu - Emeğil	2756	11.398	36°17'56"	38°40'58"
1824	16	1979-1994	Göksu nehri - Çukurkışla	1526.4	9.997	36°17'06"	38°08'28"
1825	10	1991-2000	Eğlence deresi- Eğribük	602	9.041	35°11'39"	37°21'51"
1826	10	1991-2000	Zamanti nehri - Ergenuşağı	8698.1	65.275	35°34'46"	37°39'54"
1827	10	1991-2000	Zamanti nehri - Değirmen	7718	27.611	35°29'08"	37°51'19"
18008	33	1965-1998	Tacin suyu - Tacin	9.9	1.067	36°04'00"	38°49'00"
18012	28	1971-1999	Körkün çayı - Kamışlı	1065	7.292	34°57'00"	37°31'00"
18016	14	1978-1991	Üçerge suyu - Nergizlik	121	0.706	37°18'00"	35°03'00"
18017	15	1983-1998	Sarız suyu - Darı dere	315.6	2.023	36°28'00"	38°27'00"
18018	21	1983-2003	İnderesi çayı - Hasançavuşlar	136	2.287	35°34'00"	37°47'00"
18019	21	1983-2003	Asmaca çayı-Feke	619	11.212	35°53'00"	37°50'00"
18022	15	1986-2003	Aksu çayı-Büyüksofulu	98	2.041	35°12'00"	37°34'00"
18023	18	1986-2003	Yağdeğleme deresi - Yeniköy	23.5	0.433	35°14'00"	37°32'00"
18027	11	1987-1989	Ecemiş çayı - Elekgölü köprüsü	1833	3.821	35°01'00"	37°46'00"
18032	11	1989-1999	Sarız deresi - Şarköy	752.4	4.103	36°20'00"	38°19'00"

Aylık akışların periyodik bileşen özelliklerinin (faz açıları hariç) yıllık ortalama akışla ilişkileri ilk kez Benzeden (1979a, 1979b, 1981) tarafından ortaya atılmıştır.

Gözlemleri kullanılan istasyonların aylık ortalama ve standart sapmalarının ortalama, \bar{q}_i ; ana harmonik genliği, $c_{1,i}^q$; standart sapma, $s_{q,i}$;

$m_q = 3$ için harmonik fonksiyon uyarlanarak elde edilmiş periyodik unsurun standart sapması, $s_{\hat{q},i}$, gibi ölçeklendirme parametreleri ile ortalama birinci serisel korelasyon katsayısı, $\bar{r}_{1,i}$, gözlenmiş akışların genel standart sapması, S_i ve genel değişkenlik katsayısı, $C_{v,i}$, değerleri Tablo 2’de verilmiştir.

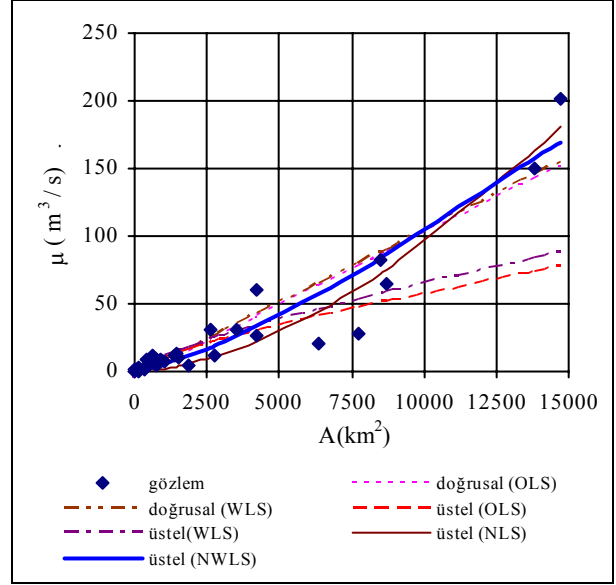
Tablo 2. Ölçeklendirme parametrelerinin noktasal değerleri

İst. No	n_i (yıl)	A (km ²)	ortalama istatistikleri				standart sapma istatistikleri				$\bar{r}_{1,i}$	$C_{v,i}$	S_i
			\bar{q}_i	$c_{1,i}^q$	$s_{q,i}$	$s_{\hat{q},i}$	\bar{q}_i	$c_{1,i}^q$	$s_{q,i}$	$s_{\hat{q},i}$			
2001	50	8484	84.71	73.19	60.76	60.55	38.11	34.57	27.82	27.67	0.741	0.876	74.24
2005	27	4220	26.66	15.68	14.09	14.01	11.15	7.70	6.70	6.64	0.877	0.694	18.50
2006	46	739	9.03	8.04	7.08	7.06	4.05	3.55	2.97	2.95	0.777	0.927	8.37
2008	31	444	8.14	7.97	6.72	6.63	4.26	3.99	3.26	3.18	0.474	1.017	8.28
2009	30	1387	12.25	12.00	10.69	10.64	6.26	6.04	5.09	5.06	0.729	1.053	12.89
2010	30	3499	31.57	31.71	24.21	24.16	19.41	20.60	15.84	15.51	0.797	1.063	33.57
2015	39	915	8.21	4.59	4.03	3.98	3.33	2.47	2.18	2.17	0.894	0.667	5.48
2020	18	14708	201.97	181.21	144.02	143.10	96.64	97.11	76.43	74.43	0.767	0.900	181.78
2022	28	428	3.95	4.66	4.41	4.36	2.02	1.93	1.79	1.78	0.500	1.256	4.96
1801	65	2597	30.29	21.90	18.78	18.61	11.43	10.40	8.36	8.27	0.632	0.750	22.71
1805	60	4243	59.93	51.86	42.24	41.89	27.60	29.12	22.50	22.31	0.651	0.890	53.34
1818	35	13846	149.67	93.32	76.03	75.68	55.46	47.52	39.21	38.19	0.631	0.657	98.38
1820	10	1441	13.17	8.37	7.40	7.31	5.88	3.21	3.83	3.40	0.657	0.737	9.71
1821	16	629	10.90	10.07	7.78	7.74	6.86	7.43	5.62	5.58	0.565	1.036	11.29
1822	32	6335	20.51	13.33	12.41	12.36	7.27	5.72	5.14	5.10	0.749	0.717	14.71
1823	24	2756	11.40	5.97	5.66	5.62	3.70	3.11	3.12	3.01	0.697	0.628	7.15
1824	16	1526	10.00	7.47	6.62	6.51	5.91	4.33	4.21	3.85	0.607	0.942	9.42
1825	10	602	9.04	7.43	6.04	5.99	3.85	3.62	2.89	2.80	0.454	0.814	7.36
1826	10	8698	65.28	30.22	27.65	27.28	13.91	7.51	6.82	6.72	0.661	0.465	30.35
1827	10	7718	27.61	19.70	18.83	18.63	7.71	5.39	5.33	5.30	0.658	0.729	20.13
18008	33	10	1.07	0.64	0.53	0.52	0.39	0.15	0.12	0.12	0.837	0.605	0.65
18012	28	1065	7.29	5.62	4.85	4.83	3.39	2.71	2.11	2.10	0.681	0.831	6.06
18016	14	121	0.71	0.78	0.65	0.63	0.83	0.67	0.55	0.53	0.730	1.608	1.14
18017	15	316	2.02	1.59	1.51	1.47	0.86	0.77	0.83	0.75	0.681	0.909	1.84
18018	21	136	2.29	2.79	2.51	2.47	1.42	1.39	1.30	1.27	0.505	1.326	3.03
18019	21	619	11.21	9.12	7.71	7.66	4.67	3.35	3.14	3.10	0.521	0.818	9.18
18022	15	98	2.04	2.13	1.81	1.79	1.19	0.84	0.78	0.75	0.505	1.081	2.21
18023	18	24	0.43	0.49	0.39	0.38	0.40	0.40	0.37	0.33	0.281	1.478	0.64
18027	11	1833	3.82	2.58	2.51	2.50	1.35	1.09	0.97	0.97	0.748	0.753	2.88
18032	11	752	4.10	2.93	2.69	2.67	1.54	1.29	1.25	1.23	0.756	0.778	3.19
basit	ort	3006.3	27.59	21.15	17.62	17.50	11.74	10.60	8.70	8.52	0.659	0.900	22.09
	s_q	3987.4	45.53	37.03	29.61	29.44	20.18	19.72	15.58	15.21	0.137	0.258	37.50
ağırlıklı	ort	3260.4	32.07	24.96	20.72	20.59	13.93	12.79	10.39	10.22	0.676	0.884	26.10
	s_q	3841.1	43.70	34.55	27.74	27.59	19.06	18.31	14.53	14.22	0.129	0.222	35.24

Çeşitli ölçeklendirme parametreleri ile havza alanı arasındaki doğrusal ve üstel ilişkilerin klasik en küçük kareler (OLS), ağırlıklı en küçük kareler (WLS), doğrusal olmayan en küçük kareler (NLS) ve doğrusal olmayan ağırlıklı en küçük kareler (NWLS) yöntemleriyle hesaplanan regresyon istatistikleri Tablo 3'te sunulmuştur.

Örnek olarak, Şekil 1'de yıllık ortalama akışın (μ_i), havza alanına (A_i), bağlı kestirimi amacıyla kurulan regresyon bağıntıları gösterilmiştir.

Tablo 3 incelendiğinde ölçeklendirme parametreleri ile havza alanı arasındaki regresyon bağıntılarının genelde % 80' ler civarında bir determinasyon katsayısına sahip olduğu görülmektedir.



Şekil 1. Yıllık ortalama akışın (μ) yağış alanına (A) bağlı kestirimi

Tablo 3. Ölçeklendirme parametreleri ile havza alanları arasındaki ilişkiler

regresyon parametreleri	Bağımlı değişkenler (Y)											
	ortalama				standart sapma							
	\bar{q}_i	$c_{1,i}^q$	$s_{q,i}$	$s_{\hat{q},i}$	\bar{q}_i	$c_{1,i}^q$	$s_{q,i}$	$s_{\hat{q},i}$	$\bar{I}_{1,i}$	$C_{v,i}$	S_i	
doğrusal (OLS)	a	-4.145	-2.994	-1.993	-1.997	-1.406	-1.613	-1.101	-1.062	0.632	0.975	-2.533
Y = a + b.A	b	1.06E-02	8.03E-03	6.52E-03	6.48E-03	4.37E-03	4.06E-03	3.26E-03	3.19E-03	8.74E-06	-2.49E-05	8.19E-03
	R ²	0.854	0.748	0.771	0.771	0.746	0.675	0.696	0.698	0.064	0.148	0.758
doğrusal (WLS)	a	-2.717	-1.059	-0.394	-0.414	-0.589	-0.530	-0.345	-0.291	0.657	0.948	-0.662
Y = a + b.A	b	1.07E-02	7.98E-03	6.47E-03	6.44E-03	4.45E-03	4.08E-03	3.29E-03	3.22E-03	5.92E-06	-1.96E-05	8.21E-03
	R ²	0.879	0.785	0.802	0.802	0.803	0.732	0.756	0.756	0.031	0.113	0.799
üstel (OLS)	a	0.049	0.059	0.049	0.048	0.044	0.030	0.027	0.025	0.431	1.437	0.071
ln(Y) = a+b*.ln(A)	b*	0.768	0.709	0.714	0.716	0.673	0.697	0.693	0.699	0.057	-0.072	0.695
	R _{ln} ²	0.839	0.791	0.817	0.817	0.777	0.751	0.780	0.783	0.182	0.224	0.807
üstel (WLS)	a	0.059	0.060	0.051	0.050	0.040	0.023	0.021	0.020	0.496	1.171	0.069
ln(Y) = a + b*.ln(A)	b*	0.761	0.726	0.727	0.728	0.704	0.757	0.749	0.754	0.040	-0.043	0.717
	R _{ln} ²	0.854	0.818	0.840	0.840	0.822	0.813	0.836	0.837	0.103	0.100	0.838
üstel (NLS)	a	1.78E-05	1.15E-06	5.08E-06	4.95E-06	4.35E-07	4.09E-09	2.01E-08	3.39E-08	4.79E-01	1.48E+00	2.77E-06
Y = a.A ^b	b	1.682	1.944	1.765	1.767	1.983	2.468	2.277	2.220	0.045	-0.072	1.853
	R ²	0.912	0.821	0.830	0.830	0.820	0.773	0.785	0.782	0.138	0.241	0.823
üstel (NWLS)	a	7.42E-04	1.07E-03	1.40E-03	1.38E-03	5.51E-04	4.80E-04	4.19E-04	4.92E-04	5.48E-01	1.24E+00	1.50E-03
Y = a.A ^b	b	1.286	1.216	1.166	1.167	1.225	1.231	1.223	1.203	0.029	-0.047	1.184
	R ²	0.898	0.796	0.809	0.810	0.816	0.743	0.767	0.766	0.064	0.128	0.808

Doğrusal modeller istatistiksel açıdan anlamlı olmakla birlikte, özellikle küçük yağış alanlarında negatif kesitirimler verebilme riski taşımaktadırlar.

Üstel modellere logaritmik dönüşüm yapılarak doğrusal en küçük kareler yaklaşımı uygulandığında küçük havzalarda ortaya çıkan negatif kestirimlerin önüne geçilmekle birlikte, özellikle büyük debili istasyonlarda kestirim hataları aşırı ölçüde yükselmektedir.

Üstel model parametreleri doğrusal olmayan en küçük kareler (NLS) yaklaşımıyla kestirildiğinde, gözlem değerleriyle daha uyumlu kestirimler elde edildiği, ağırlıklandırma (NWLS) uygulandığında kısa süreli gözlemlerden kaynaklanan örnekleme yanlıklarının azaltılabildiği tesbit edilmiştir. Ayrıca, ortalama otokorelasyon katsayılarının (\bar{r}_1) ve genel değişkenlik katsayıları-

nın (C_v) havza alanından (A) bağımsız olduğu saptanmıştır.

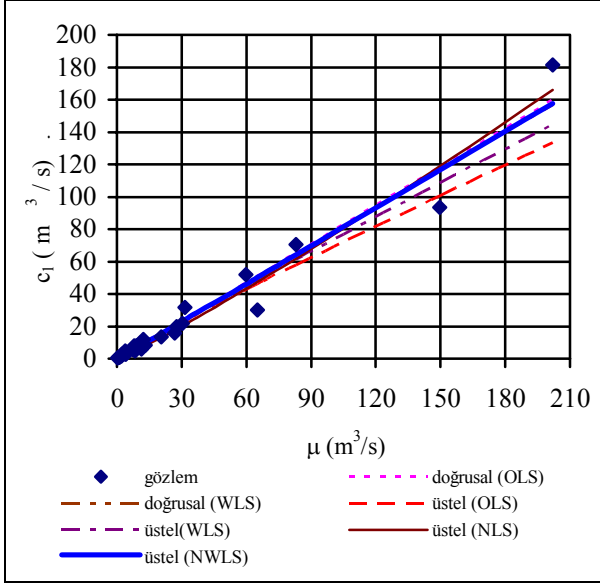
Diğer taraftan aylık akışlar genellikle pozitif çarpıklığa sahip olduğundan, varyans (veya standart sapma) ile ortalama istatistikleri birbirine bağlıdır (Yevjevich, 1972a). Ayrıca, $s_{\hat{q},i}$ ve $c_{l,i}^q$ ölçeklendirme parametreleri, $s_{q,i}$ parametresiyle doğrudan ilişkili olduğundan, bu parametrelerle havza alanı veya genel ortalama akış arasında da güçlü ilişkiler beklenmektedir. Bu nedenle, ölçeklendirme parametrelerinin genel ortalamadan dolayı kestirimi seçeneği kuramsal açıdan da destek görmektedir.

Ölçeklendirme parametreleriyle genel ortalama akışlar arasında (14) yapısındaki ilişkilere ait regresyon istatistikleri Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. Ölçeklendirme parametrelerinin genel ortalama akışla ilişkileri

regresyon parametreleri	Bağımlı değişkenler (Y)										
	ortalama			standart sapma				$\bar{r}_{1,i}$	$C_{v,i}$	S_i	
	$c_{l,i}^q$	$s_{q,i}$	$s_{\hat{q},i}$	\bar{q}_i	$c_{l,i}^q$	$s_{q,i}$	$s_{\hat{q},i}$				
doğrusal (OLS)	a	-0.795	-0.002	-0.018	-0.249	-0.857	-0.409	-0.377	0.644	0.938	-0.201
Y = a + b.μ	b	7.96E-01	6.39E-01	6.35E-01	4.34E-01	4.15E-01	3.30E-01	3.22E-01	5.49E-04	-1.37E-03	8.08E-01
	R ²	0.957	0.964	0.964	0.961	0.920	0.932	0.932	0.033	0.059	0.962
doğrusal (WLS)	a	0.128	0.732	0.711	0.154	-0.183	0.028	0.081	0.667	0.922	0.697
Y = a + b.μ	b	0.774	0.623	0.620	0.429	4.04E-01	0.323	0.316	3.01E-04	-1.18E-03	7.92E-01
	R ²	0.957	0.962	0.962	0.968	0.929	0.942	0.941	0.010	0.053	0.963
üstel (OLS)	a	0.913	0.803	0.790	0.591	0.461	0.423	0.403	0.560	1.072	1.072
ln(Y) = a+b*.ln(μ)	b*	0.939	0.933	0.936	0.891	0.911	0.893	0.901	0.059	-0.090	0.910
	R _{ln} ²	0.973	0.977	0.977	0.956	0.901	0.909	0.913	0.133	0.245	0.970
üstel (WLS)	a	0.876	0.773	0.762	0.547	0.400	0.363	0.349	0.587	1.007	1.007
ln(Y) = a + b*.ln(μ)	b*	0.962	0.952	0.954	0.929	9.81E-01	0.958	0.965	4.56E-02	-6.08E-02	9.39E-01
	R _{ln} ²	0.974	0.976	0.977	0.969	0.925	0.926	0.930	0.089	0.133	0.974
üstel (NLS)	a	0.460	0.484	0.479	0.275	0.146	0.145	0.150	0.597	1.157	0.562
Y = a.μ ^b	b	1.109	1.056	1.057	1.091	1.207	1.164	1.152	0.041	-0.114	1.073
	R ²	0.961	0.966	0.966	0.964	0.931	0.940	0.939	0.090	0.325	0.964
üstel (NWLS)	a	0.731	0.702	0.697	0.419	0.334	0.286	0.296	0.626	1.083	0.848
Y = a.μ ^b	b	1.012	0.978	0.978	1.006	1.039	1.026	1.014	0.029	-0.080	0.988
	R ²	0.957	0.961	0.961	0.968	0.930	0.943	0.942	0.048	0.200	0.963

Örnek olarak, Şekil 2’de aylık ortalamanın ana harmonik genliği ($c_{1,i}^H$) ile genel ortalama (μ_i), arasındaki ilişkiler gösterilmiştir.



Şekil 2. Ortalamaya ait ana harmonik genliği ile genel ortalama arasındaki ilişkiler

Aylık ortalamaların ve standart sapmaların bölgesel kestirimi için gerek duyulan ölçeklendirme parametrelerinin ve genel standart sapmanın %95 mertebesinde bir determinasyon katsayısıyla genel ortalamaya bağlı olarak tanımlanabildiği saptanmıştır

Otokorelasyon katsayılarının ve genel değişim katsayısının ise genel ortalamadan bağımsız olduğu, bu parametrelerin büyük debili akış kesitleri için sabit değerlere yaklaştıkları belirlenmiştir.

Sonuçlar

Çalışma sonucunda, aylık akışların periyodik bileşenlerinin modellenmesi için gerek duyulan ölçeklendirme parametrelerinin havza alanına bağlı olarak % 80’ ler civarında, genel ortalama akışa bağlı olarak ise % 95’ in üzerinde bir determinasyon katsayısıyla kestirilebileceği saptanmıştır. Birinci otokorelasyon katsayıları ortalamasının ve genel değişim katsayısının havza alanından ve yıllık ortalama debiden bağımsız olduğu; ancak, havza alanı ve yıllık ortalama

debi arttıkça sabit bir değere yaklaştıkları belirlenmiştir. Bu nedenle, yıllık ortalama akışların fizyografik ve iklimsel faktörlerden yararlanarak kestirilmesi veya komşu istasyonların akış gözlemlerinden yararlanmak suretiyle yeterli doğrulukta elde edilebilmesi durumunda, otokorelasyon katsayılarının ortalaması ve genel değişim katsayısı dışındaki ölçeklendirme parametrelerinin yıllık ortalama akışa bağlı olarak oldukça iyi şekilde kestirilebileceği anlaşılmaktadır.

Alana bağlı kestirimlerin, hem fiziksel hem de istatistiksel açıdan üstel modellerden yapılması daha uygun olacaktır. Regresyon katsayıları doğrusal en küçük kareler yaklaşımıyla elde edilen üstel modellerin, özellikle düşük debili akış kesitleri için elverişli olduğu, ancak yüksek debili akış kesitlerinde hataların büyüdüğü; buna karşılık, doğrusal olmayan en küçük kareler kestirimleriyle elde edilen üstel modellerin büyük drenaj alanına sahip akış kesitleri için daha uygun kestirimler verdiği belirlenmiştir.

Yıllık ortalama akışa bağlı doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin genelde yakın sonuçlar verdiği, üstel regresyon modellerinin negatif kestirim problemlerini ortadan kaldırdığı ve yüksek debili akış kesitleri için de daha uygun olduğu saptanmıştır.

Ağırlıklandırmanın gözlem uzunluğundan kaynaklanan örnekleme yanlılıklarını nispeten azaltması nedeniyle uygulamada ölçeklendirme parametrelerinin kestiriminde doğrusal olmayan ağırlıklı en küçük kareler (NWLS) parametrelerine sahip üstel modellerin kullanılması önerilebilir.

Genel ortalamının herhangi bir şekilde güvenilir biçimde kestirilmesi halinde ölçeklendirme parametrelerinin genel ortalama akışa bağlı modellerden oldukça iyi kestirilebileceği anlaşılmaktadır.

Kaynaklar

Bayazıt, M., (1981). *Hidrolojide istatistik yöntemler*, İstanbul Teknik Üniversitesi Matbaası, Sayı: 1197, İstanbul

- Bayazıt, M., (1996). *İnşaat mühendisliğinde olasılık yöntemleri*, İstanbul Teknik Üniversitesi İnşaat Fakültesi Matbaası, Sayı: 1573, İstanbul
- Bayazıt, M., (1998). *Hidrolojik modeller*, İstanbul Teknik Üniversitesi İnşaat Fakültesi Matbaası, 1602, İstanbul.
- Bayazıt, M. (2004). Bölgesel Hidrolojik Analiz, IV. Ulusal Hidroloji Kongresi, Hidrolojik Yöntemler Semineri, İTÜ İnşaat Fak., 105-121, İstanbul,
- Benzeden, E., (1979a). Keban ve Kemaliye akımları örneğinde kısa süreli gözlemlerle kurulan matematik modellerin uzun süre için düzeltilmesi, *Ege Üniversitesi İnşaat Fakültesi Dergisi*, **3**, 1.1-1.10, İzmir
- Benzeden, E. (1979b). Hidrolojik süreçlerde deterministik bileşen parametrelerinin ortalamayla ilişkisi, Birinci Ulusal Hidroloji Kongresi tebliğleri, 176-185. İstanbul.
- Benzeden, E. (1981). Kısa süreli aylık akış dizileri ile kurulan matematik modellerin periyodik bileşen yapısının iyileştirilmesi, *Doçentlik Tezi*, Ege Üniversitesi İnşaat Fakültesi İnşaat Mühendisliği Bölümü, İzmir.
- Chow, V. T., (1964). Section 8-I: *Sequential Generation of Hydrologic Information*, in V.T. Chow, ed., *Handbook of Hydrology*, McGraw-Hill, Newyork.
- DSI (1966-2000). Akım gözlem yıllıkları, 1962 - 1995, Devlet Su İşleri, Ankara.
- EIE (1955-2003) Akım gözlem yıllıkları, 1936 - 2000, Elektrik İşleri Etüd İdaresi, Ankara.
- Fuller, G. A., (1978). Generation of ungaged streamflow data, *ASCE Journal of the Hydraulics Div.*, **104**, nHY3, p.377-384.
- Gulliver, J. ve Arndt, R. E. A., (1991). *Hydropower Engineering Handbook*, McGraw-Hill, Newyork.
- Gupta, V.K. ve Waymire, E. (1990). Multiscaling properties of spatial rainfall and river flow distributions, *Journal of geophysical research*, **95**, D3, 1999-2009.
- Gustard, A., Ballock, A. ve Dixon, J. M., (1992). Low flow estimation in the United Kingdom, Report No:108, Institute of Hydrology, Wallingford.
- Helsel. D. R. ve Hirsch, R. M., (1992). *Statistical Methods in Water Resources*, Elsevier.
- Kirkby, M. J. (1993). *Network hydrology and geomorphology in Remote Sensing*, in Schultz G. A. ve Engman E. T, eds, *Hydrology and Water Manegement*, Wiley, Chichester.
- Özçelik C. (2007). Aylık akışlar için Genelleştirilmiş Periyodik Bileşen Modelleri, *Doktora tezi* (Danışman: E. Benzeden), Dokuz Eylül Üniversitesi FBE, İzmir.
- Rossi, F. ve Villani P., (1994). *Regional flood estimation methods*, in Rossi, G., Harmancıoğlu, N., Yevjevich, V., eds, *Coping with floods*, 135-169, Kluwer Academic Publishers, Colorado.
- Salas, J. D., Delleur, J. W., Yevjevich, J. ve Lane, W. L., (1980). *Applied modeling of hydrologic time series*, 2. edition, Water Resources Publications, Michigan.
- Schultz, G. A., (1993). Hydrological modeling based on remote sensing information, *Advances in Space Research*, **13**, 149-166.
- Seibert, J., (1999). Regionalization of parameters for a conceptual rainfall-runoff model, *Agriculture Forest Meteorology*, **98**, 99, 279-293.
- Seyhan, E., (1976). Calculation of runoff from basin physiography (CRBP), *Ph. D. Thesis*, Delft Technological University.
- Stedinger, J. R. ve Tasker, G. D., (1986). Regional hydrologic analysis, 1: Ordinary weighted and generalized least squares compared, *Water Resources Research*, **21**, 9, 1421-1432.
- Tasker, G. D., (1980). Hydrologic regression and weighted least squares, *Water Resources Research*, **16**, 6, 1107-1113.
- Van der Linden S. ve Woo, M. K., (2003). Transferability of hydrological model parameters between basins in data sparse areas, subarctic, *Journal of Hydrology*, **270**, 182-194.
- Yevjevich, V., (1964). Section 8-II: *Regression and Correlation Analysis*, in V.T. Chow, ed., *Handbook of Hydrology*, McGraw-Hill, Newyork.
- Yevjevich, V., (1972a). *Probability and statistics in hydrology*, Water Resources Publications, Colorado.
- Yevjevich, V., (1972b). *Stochastic process in hydrology*, Water Resources Publications, Colorado.
- Yevjevich, V. ve Karplus A. K. (1973). *Area time structure of the monthly precipitation process*, Colorado State University, Hydrology papers, FortCollins.
- Yevjevich, V. ve Harmancıoğlu N. B. (1989). Description of periodic variation in parameters of hydrologic time series, *Water Resources Research*, **25**, 3, 421-428.