

AYLIK AKIŞLAR İÇİN BÖLGESEL BİRİNCİ MERTEBE PERİYODİK OTOREGRESİF MODELLER

Ceyhan ÖZÇELİK

Dokuz Eylül Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, 35160 - Buca/İZMİR

Geliş Tarihi :19.09.2007

ÖZET

Birinci mertbe periyodik otoresif modeller, hidrolojik akış süreçlerinin iç bağımlılık yapısını modellemede en sık kullanılan modellerden birisidir. Bu modellerde akış sürecinin iç bağımlılığının yanında, korelogramın periyodikliği de korunmaktadır. Ancak, model parametreleri (aylararası 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları) yüksek mertbe momentler içeren istatistikler olması nedeniyle, eldeki kısa süreli gözlem kayıtlarından çoğu zaman yanlış bir biçimde kestirilebilmektedir. Bu nedenle, bölgesel bir model oluşturmak, daha tutarlı ve güvenilir kestirimler yapabilecek ve havza içerisinde gerek duyulan her noktada model ve model parametreleri türetebilecek bir çözüm olarak ortaya çıkmaktadır. Bu çalışmada, aylarası 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları için homojen bölge tanımları yapılmakta, parametrik ve parametrik olmayan 5 adet bölgesel model seçeneği önerilmektedir. Bölgesel modeller Seyhan ve Ceyhan havzalarında yer alan 30 akım gözlem istasyonunun gözlemleri kullanılarak, görel mutlak yanlışlık, basit ve görel ortalama karesel yanlışlıkların karekökü ölçütleriyle sınımlanmaktadır.

Anahtar Kelimeler : Bölgesel analiz, Otokorelogram, Otoresif model.

REGIONAL FIRST ORDER PERIODIC AUTOREGRESSIVE MODELS FOR MONTHLY FLOWS

ABSTRACT

First order periodic autoregressive models is of mostly used models in modeling of time dependency of hydrological flow processes. In these models, periodicity of the correlogram is preserved as well as time dependency of processes. However, the parameters of these models, namely, inter-monthly lag-1 autocorrelation coefficients may be often estimated erroneously from short samples, since they are statistics of high order moments. Therefore, to constitute a regional model may be a solution that can produce more reliable and decisive estimates, and derive models and model parameters in any required point of the basin considered. In this study, definitions of homogeneous region for lag-1 autocorrelation coefficients are made; five parametric and non parametric models are proposed to set regional models of lag-1 autocorrelation coefficients. Regional models are applied on 30 stream flow gauging stations in Seyhan and Ceyhan basins, and tested by criteria of relative absolute bias, simple and relative root of mean square errors.

Key Words : Regional analysis, Autocorrelogram, Autoregressive model.

1. GİRİŞ

Hidrolojik akış dizilerinin ortalama, standart sapma, otokorelasyon katsayısı gibi temel istatistikleri mevsimsel, aylık, haftalık, günlük vb. periyodik unsurlar içermektedir (Thomas ve Fiering, 1962; Yevjevich, 1963; Salas v.d., 1980). Akış dizilerinin

toplam varyansının önemli bir kısmı bu periyodik unsurlardan kaynaklanmaktadır (Yevjevich, 1972; Benzedem, 1981). Başka bir deyişle, akış dizilerinin periyodik bileşenleri yeterli doğrulukta modellenemediğinde, toplam süreç varyansının büyük bir kısmı tanımlanmış olmaktadır (Özçelik, 2007). Bunun dışında, özellikle zaman aralığı kısalıdıkça akış dizilerinin iç bağımlılıkları da önemli

ölçüde artmakta, dolayısıyla kısa süreli akışların modellenmesi sırasında bu bağımlılık yapısının da gözönünde bulundurulması gerekmektedir (Beard, 1967).

Thomas ve Fiering (1962), aylık akışların periyodik davranışlarını koruyan modeller konusunda yaptıkları kapsamlı çalışmalar sonucunda, aylık akış dizilerinin gözlemsel ortalamalarını, standart sapmalarını ve otokovaryans yapısını koruyan, literatürde yazarların adlarıyla anılan ve güncel olarak kullanılan bir model önermişlerdir. Bu model aylık ortalama ve standart sapmaların yanında otokorelogramın da periyodikliğini korumaktadır. Söz konusu model kullanılarak, akış dizisinin toplam varyansına önemli katkısı bulunan bu üç parametredeki periyodik davranışın yanında, dizi iç bağımlılığı da korunmuş olmaktadır. Ancak zaman serisi parametrelerinin ve yapısının bölgesel değerlerinin daha tutarlı ve güvenilir olacağı; bölgesel bilgiler sayesinde, gerek duyulan her noktada model ve model parametreleri elde edilebileceği; taşkın ve kuraklık gibi uç olayların analizi, noktasal verilere dayanan modellere kıyasla, bölgesel modellerle daha kolay ve doğru yapılabileceği; bölgesel bilgiler kullanılarak, gözlem yapılan veya yeni seçilen noktalarda noktasal zaman serilerinin daha doğru bir şekilde türetileceği gibi nedenlerle, noktasal akış gözlemlerinin alansal bazda değerlendirilmesi daha uygundur (Yevjevich ve Karplus, 1973). Literatürde, bu amaca yönelik bir çok çalışma vardır (Chow, 1964; Becker, 1992; Rossi ve Villani, 1994). Ancak, bölgesel analiz çalışmalarının çok büyük bir bölümü ortalama ve uç nitelikteki yağışlar ve akışlarla (taşkınlarla) ilgilidir (Chow, 1964; Salas, 1978; Rossi ve Villani, 1994). Özçelik (2007), aylık akışların, aylık ortalama ve standart sapma gibi temel istatistiklerinin yıl içi periyodik davranışlarının bölgeselleştirilmesi için, aylık periyodik parametrelerin standardize (veya normalize) değerleri veya bu parametrelerin uyarlanmış boyutsuz harmonik fonksiyonları cinsinden Öklidyen metrik uzaklıkların kullanılmasını önermiştir, fonksiyonel (parametrik) ve fonksiyonel olmayan yaklaşımlar olarak adlandırdığı bölgesel modeller geliştirmiştir.

Bu çalışmada amaç, aylar arası 1-aralıklı otokorelasyon katsayısı istatistiklerinin periyodik davranışlarının benzer (homojen) olduğu bölgeleri belirlemek ve bu bölgeler için, birinci mertebe bölgesel periyodik otoregresif "RPAR(1)" modeller oluşturmaktır. Homojen bölgeler, otokorelasyon katsayısı istatistiklerinin periyodik standardize (veya normalize) değerleri veya boyutsuz uyarlanmış harmonik fonksiyonları kullanılarak tanımlanmakta, bu bölgelerde uygulanabilecek fonksiyonel olmayan ve fonksiyonel model yaklaşımları önerilmektedir.

Bölgeselleştirme yaklaşımlarının noktasal ve bölgesel performansları Seyhan ve Ceyhan havzalarında yer alan 30 istasyonun gözlemleri örneğinde görece mutlak yanlışlık, basit ve görece karesel ortalama yanlışlıkların karekökü ölçütleri yardımıyla irdelenmektedir.

2. YÖNTEM

Pratikte, kısa süreli hidrolojik süreçler oldukça kuvvetli iç bağımlılıklar içermektedir. Bu nedenle, aylık akışlar modellenirken hemen her zaman bu iç bağımlılık yapısı dikkate alınmalıdır (Bayazit, 1981). Stokastik zaman serilerinin iç bağımlılığının modellenmesi için uygulamada en sık kullanılan modeller birinci mertebe doğrusal kararlı (AR(1) gibi) ve birinci mertebe periyodik (PAR(1) gibi) otoregresif süreç modelleridir. Sürecin otokorelasyon katsayılarının yıl içinde anlamlı biçimde değiştiği durumlarda, birinci mertebe periyodik otoregresif "PAR(1)" modeller, seri iç bağımlılığının yanında örnek korelogramının periyodikliğini de koruduğu için ön plana çıkmaktadır.

Gözlemsel bir serinin $\rho_{1,i}(\tau)$ aylararası 1-aralıklı otokorelasyon katsayılarına dayanan "PAR1" matematik modeli aşağıdaki gibi verilebilir (Thomas ve Fiering, 1962; Yevjevich, 1972; Salas ve ark., 1980; Bayazit, 1996):

$$\varepsilon_i(p, \tau) = \rho_{1,i}(\tau)\varepsilon_i(p, \tau - 1) + \left[1 - \rho_{1,i}^2(\tau)\right]^{\frac{1}{2}} \xi_i(p, \tau) \quad (1)$$

Burada, p yıl, τ ay ve i istasyon indislerini, $\xi_i(p, \tau)$ rastgele bağımsız gürültü bileşeni göstermek üzere, bir $x_i(p, \tau)$ hidrolojik zaman serisi için standardize $\varepsilon_i(p, \tau)$ süreci, parametrik olmayan yaklaşımda $\mu_i(\tau)$ aylık ortalamaları ve $\sigma_i(\tau)$ aylık standart sapmaları kullanılarak

$$\varepsilon_i(p, \tau) = \left[x_i(p, \tau) - \mu_i(\tau)\right] / \sigma_i(\tau) \quad (2)$$

eşitliğindeki gibi hesaplanabilir (Yevjevich, 1972; Salas ve ark., 1980). $\mu_i(\tau)$ ortalama ve $\sigma_i(\tau)$ standart sapmaları sırasıyla $\hat{\mu}_i(\tau)$ ve $\hat{\sigma}_i(\tau)$ periyodik fonksiyonlarıyla yeterli doğrulukta tanımlanabildiğinde ise (parametrik yaklaşım), yaklaşık standardize stokastik bileşenler, $\hat{\varepsilon}_i(p, \tau)$, (2) eşitliğinde $\mu_i(\tau)$ ve $\sigma_i(\tau)$ yerine $\hat{\mu}_i(\tau)$ ve $\hat{\sigma}_i(\tau)$ periyodik fonksiyonları yazılarak elde edilebilir. $\varepsilon_i(p, \tau)$ veya $\hat{\varepsilon}_i(p, \tau)$ stokastik süreçlerinin matematik modeli, bu süreç tam anlamıyla rastgele ve bağımsız ise $\varepsilon_i(p, \tau)$ dizisinin olasılık dağılım fonksiyonundan ibarettir.

(1) eşitliğinde iç bağımlılığı ifade eden periyodik $\rho_{1,i}(\tau)$ istatistikleri ya da parametrik yaklaşımda bunları yeterince temsil edebildiği düşünülen $\hat{\rho}_{1,i}(\tau)$ harmonik fonksiyonları, bir bölgede istasyondan istasyona değişen boyutlu değerlerdir. Bu istatistikler veya harmonik fonksiyonlar uygun şekilde boyutsuzlaştırılabilirse, sözkonusu bölge genelinde yıl içinde benzer periyodik salınımlar gösteren istasyonlar saptanabilir ve benzerlik düzeylerine göre kümelendirilebilirler. Bu bağlamda, $\rho_{1,i}(\tau)$ ve $\hat{\rho}_{1,i}(\tau)$ parametrelerini boyutsuzlaştırmak için en uygun yol, bu parametrelerin örnek istatistikleri olan $r_{1,i}(\tau)$ ve $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ dizilerini standardize etmek veya genel ortalamalardan arındırılmış $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ periyodik parametrelerini, $c_{1,i}$ ana harmonik genliği ile bölerek normalize etmektir (Özçelik, 2007). Bu çalışmada, $r_{1,i}(\tau)$ veya $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ periyodik parametreleri açısından homojen bölgelerin belirlenebilmesi için çeşitli yaklaşımlar sınanmıştır. i ve j sırasıyla istasyon ve harmonik numarasını; m , anlamlı harmonik sayısını; τ ayları; $\bar{r}_{1,i}$, $S_{r_{1,i}}$, ham $r_{1,i}(\tau)$ dizisi için hesaplanan ortalama ve standart sapmaları; $\bar{r}_{1,i}$, $S_{\hat{r}_{1,i}}$, Fourier serisi uyarlanmış $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ dizisi için hesaplanan ortalama ve standart sapmaları; $Z_{r_{1,i}}(\tau) = \frac{r_{1,i}(\tau) - \bar{r}_{1,i}}{S_{r_{1,i}}}$ ve $Z_{\hat{r}_{1,i}}(\tau) = \frac{\hat{r}_{1,i}(\tau) - \bar{r}_{1,i}}{S_{\hat{r}_{1,i}}}$ sırasıyla $r_{1,i}(\tau)$ ve $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ dizileri için elde edilen noktasal standardize değişkenleri; $\theta_{j,i}$ açısal fazları; $\ell_{j,i} = c_{j,i}/c_{1,i}$ boyutsuz genlikleri; $\psi_{j,i} = A_{j,i}/S_{r_{1,i}}$ ve $\eta_{j,i} = B_{j,i}/S_{\hat{r}_{1,i}}$ temel Fourier katsayılarının ($A_{j,i}$ ve $B_{j,i}$) periyodik unsurun tanımlı standart sapması $S_{r_{1,i}}$ kullanılarak boyutsuzlaştırılmış değerlerini; $\alpha_{r_{1,i}}(\tau) = \sum_{j=1}^m \ell_{j,i} \cos\left(\frac{2\pi j\tau}{w} + \theta_{j,i}\right)$ ana harmonik genliğiyle boyutsuzlaştırılmış harmonik fonksiyonu; $\vartheta_i = c_{1,i}/S_{\hat{r}_{1,i}}$ ana harmonik genliğinin periyodik unsurun tanımlı standart sapmasına oranını göstermek üzere, bu yaklaşımlarda kullanılan parametreler Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1. Homojen Bölge Analizinde Kullanılan Parametreler.

Fonksiyonel olmayan yaklaşım	Fonksiyonel Yaklaşım				
	(1a)	(1b)	(2)	(3)	(4)
parametreler: $Z_{r_{1,i}}(\tau)$ ($\tau=1,2,\dots,12$)	$Z_{r_{1,i}}(\tau)$ ($\tau=1,2,\dots,12$)	$\psi_{j,i}, \eta_{j,i}$ ($j=1,2,\dots,m$)	$\alpha_{r_{1,i}}(\tau)$ ($\tau=1,2,\dots,12$)	$\ell_{j,i}, \theta_{j,i}$ ($j=1,2,\dots,m$)	$\ell_{j,i}, \theta_{j,i}, \vartheta_i$ ($j=1,2,\dots,m$)

Homojen ($\rho_{1,i}(\tau)$ veya $\hat{\rho}_{1,i}(\tau)$ istatistikleri açısından benzer davranış gösteren) bölgelerin belirlenmesi sırasında farklı boyuttaki parametrelerin aynı anda değerlendirilmesi yanıtıcı olacaktır. Bu nedenle, fonksiyonel (3) ve (4) yaklaşımlarında doğrudan

$\theta_{j,i}$, $\ell_{j,i}$ ve ϑ_i parametrelerinin kullanılması yerine, bu parametrelerin çalışma alanındaki istasyonlar bazında standardize edilmiş değerleri $\theta_{j,i}$, $\ell_{j,i}$ ve ϑ_i dikkate alınmıştır. Örnek olarak, i , ii , iii ... gibi N adet alt havzanın akışlarına ait $\theta_{1,i}$, $\theta_{1,ii}$, ... parametreleri yerine $\bar{\theta}_1 = (\theta_{1,i} + \theta_{1,ii} + \dots)/N$ ve $S_{\theta_1} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{k=i}^N (\theta_{1,k} - \bar{\theta}_1)^2}$ olmak üzere $\theta_{1,i} = (\theta_{1,i} - \bar{\theta}_1)/S_{\theta_1}$, $\theta_{1,ii} = (\theta_{1,ii} - \bar{\theta}_1)/S_{\theta_1}$... değerleri kullanılmıştır.

$r_{1,i}(\tau)$ veya $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ istatistikleri açısından benzer istasyonların istatistiksel olarak belirlenebilmesi için, Tablo 1’de önerilen yaklaşımlar uyarınca $Z_{r_{1,i}}(\tau)$, $Z_{\hat{r}_{1,i}}(\tau)$, $\alpha_{r_{1,i}}(\tau)$, $\theta_{j,i}$, $\ell_{j,i}$, $\psi_{j,i}$, $\eta_{j,i}$, ϑ_i parametrelerinin örnekleme özelliklerinin bilinmesi gerekir. Ancak, sözkonusu istatistiklerin örnekleme özelliklerini belirlemek ve her bir parametre ve istasyonun aynı toplumdaki geldiğini istatistiksel testlerle sınamak oldukça karmaşık ve zor bir problemdir. Diğer taraftan benzer istasyonları Küme analizi ile belirlemek, kullanılacak yaklaşıma göre seçilecek parametrelerin $\tau=1,2,\dots,12$ aylarına veya $j=1,2,\dots,m$ harmonik sayılarına göre değişen özelliklerini tüm istasyonlar boyunca aynı anda değerlendirmeye imkan sağlayacağı için oldukça caziptir. Çalışma kapsamında $r_{1,i}(\tau)$ veya $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ istatistikleri açısından benzer istasyonlar küme analizi ile belirlenmiştir. Uzaklık ölçüsü olarak “Öklid” uzaklıkları, gruplama yöntemi olarak da hiyerarşik gruplandırma yöntemlerinden kümeler arası ortalama uzaklığı dikkate alan “Ortalama Bağlama” yöntemi kullanılmıştır (Bayazıt, 2006; Johnson, 1998). Örneğin, fonksiyonel olmayan yaklaşım için dikkate alınacak $Z_{r_{1,i}}(1)$, $Z_{r_{1,i}}(2)$, $Z_{r_{1,i}}(\tau)$, ..., $Z_{r_{1,i}}(12)$ özelliklerinin e ve p istasyonları için benzer olup olmadıkları

$$d_{e,p} = \sqrt{\sum_{\tau=1}^{12} \left([Z_{r_{1,e}}(\tau) - Z_{r_{1,p}}(\tau)]^2 \right)} \quad (3)$$

eşitliğiyle hesaplanan Öklidyen uzaklıklar yardımıyla saptanmıştır. p istasyonunun, f ve g istasyonlarından oluşan bir b kümesine mi ait olduğu, yoksa e istasyonuyla farklı bir küme mi oluşturacağına karar verilir. $d_{e,p}$ uzaklığıyla, (4) eşitliğiyle hesaplanan b ve p küme ve istasyonları arasındaki $d_{b,p}$ ortalama uzaklığının karşılaştırılması sonucunda verilmiştir.

$$d_{b,p} = \frac{N_f \cdot d_{f,p} + N_g \cdot d_{g,p}}{N_b} \quad (4)$$

$d_{b,p} > d_{e,p}$ ise p istasyonu e istasyonu ile yeni bir küme oluşturmakta, $d_{b,p} < d_{e,p}$ ise p istasyonu b

kümesine dahil edilmektedir. Burada, N_b , N_f , N_g , sırasıyla b kümesi ve f, g alt küme veya istasyonlarının eleman sayılarını; $d_{f,p}$, $d_{g,p}$ ise sözkonusu f ve g alt kümeleri ile p istasyonu arasındaki Öklid uzaklıklarını göstermektedir.

Küme analizi öncesi N istasyon (N adet bir elemanlı küme) bulunup, her bir gruplama aşamasında (her bir hesap adımında) küme sayısı 1 azalmaktadır, yani ilk hesap adımında (N-1) olan küme sayısı, her aşamada birer azalarak (N-1) inci adımda 1'e düşmektedir. Pratikte benzer kümeler elde etmek için, gruplama işlemi belirli bir referans uzaklığına kadar sürdürülmelidir (Bayazıt, 2006). Çalışma kapsamında, referans uzaklığı yerine kümeler arası benzerliğin boyutsuz bir ölçüsü olan benzerlik indisi $Sl_k = 100(1 - \frac{d_k}{d_{maks}})$ kullanılmıştır (Johnson, 1998). Burada, d_k , k inci gruplama aşamasında küme ve/veya istasyonlar arasındaki minimum Öklid uzaklığını; d_{maks} , ise gruplama öncesi istasyonlar arası maksimum Öklid uzaklığını ifade etmektedir. Nihai küme sayılarının belirlenebilmesi için her bir k aşamasında saptanan benzerlik indisi, o aşamadaki küme sayısı ile karşılıklı noktalanmış, benzerlik indisinin küme sayısı ile değişimi eğrileri elde edilmiştir. Söz konusu eğrilerin yataylaşmaya başladığı (önceki ve sonraki gruplamalar arası benzerlik oranlarının anlamlı ölçüde değişmediği) andaki benzerlik indisine (Sl_{kr}) karşılık gelen küme sayıları nihai küme sayıları ve o anki kümeler nihai kümeler olarak kabul edilmiştir.

Elde edilen kümelerden anlamlı istasyon sayısına sahip olanların kapsadığı bölgeler aşağıdaki varsayımlar uyarınca aylar arası 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları bakımından homojen kabul edilmiştir (Özçelik, 2007).

- Bir havzanın yeterince küçük veya kendi içinde beslenme şartları ve jeomorfolojik özellikler bakımından homojen olması durumunda, fonksiyonel olmayan ve fonksiyonel yaklaşımlarda önerilen parametreler havza genelinde tüm akış kesitlerinde benzerdir ve havza 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları bakımından homojendir.
- Fonksiyonel olmayan ve fonksiyonel yaklaşımlarda önerilen parametrelerin, bir havzanın (a), (b), (c),...gibi ardışık alt havza akışları için benzer olması durumunda, sözkonusu havza kendi içinde 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları bakımından homojendir.
- İki ayrı H ve G havzasının H_1 ve G_1 alt havza akışları için fonksiyonel olmayan ve fonksiyonel yaklaşımlarda önerilen parametrelerin benzer olması ve H_1 , G_1 havzalarının kendi içinde beslenme ve jeomorfolojik özellikler bakımından homojen kabul edilebilmesi durumunda, H_1 ve G_1 havzaları 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları bakımından homojendir.

Bu varsayımlar uyarınca homojen bölgeler ve sınırları belilendikten sonra, herhangi bir I bölgesi kapsamındaki $i=1,2,...,N_1$ istasyonlarına ait gözlemsel $Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{f_1,i}(\tau)$, $\alpha_{r_1,i}(\tau)$, $\psi_{j,i}$, $\eta_{j,i}$, $l_{j,i}$, $\theta_{j,i}$, ϑ_i parametrelerinin, gözlem uzunlukları "n_i" ile ağırlıklı ortalaması alınarak $\tilde{Z}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{Z}_{f_1}(\tau)$, $\tilde{\psi}_j$, $\tilde{\eta}_j$, $\tilde{\alpha}_{r_1}(\tau)$, \tilde{l}_j , $\tilde{\theta}_j$, $\tilde{\vartheta}$ bölgesel kestirimleri hesaplanmıştır. Bu bölgesel kestirimler doğrudan ya da dolaylı olarak bölgesel parametreler olarak kullanılmıştır. Herbir yaklaşım için önerilen bölgesel parametre ve modeller Tablo 2'de sunulmaktadır.

Tablo 2. Aylararası 1-Aralıklı Otokorelasyon Katsayıları İçin Bölgesel Model Yaklaşımları.

	fonksiyonel olmayan yaklaşım		fonksiyonel yaklaşım	
	(1a)	(1b)	(2)	(3)
bölgesel parametreler	$\tilde{Z}_{r_1}(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} n_i Z_{r_1,i}(\tau)}{\sum_{i=1}^{N_1} n_i}$	$\tilde{Z}_{f_1}(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} n_i Z_{f_1,i}(\tau)}{\sum_{i=1}^{N_1} n_i}$	$\tilde{Z}_{r_1}(\tau) = \sum_{j=1}^m \tilde{\psi}_j \cos(\frac{2\pi j \tau}{w} + \tilde{\eta}_j) \sin(\frac{2\pi j \tau}{w})$	$\tilde{\alpha}_{r_1}(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} n_i \alpha_{r_1,i}(\tau)}{\sum_{i=1}^{N_1} n_i}$
			veya	$\tilde{\theta}_j = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} n_i \theta_{j,i}}{\sum_{i=1}^{N_1} n_i}$
			$\tilde{\alpha}_{r_1}(\tau) = \sum_{j=1}^m \tilde{\psi}_j \cos(\frac{2\pi j \tau}{w} + \tilde{\theta}_j)$	$\tilde{\beta}_{r_1}(\tau) = \tilde{\theta}_{r_1} \sum_{j=1}^m \tilde{\psi}_j \cos(\frac{2\pi j \tau}{w} + \tilde{\theta}_j)$
standardize bölgesel parametreler	$\tilde{Z}_{r_1}(\tau) = \frac{\tilde{z}_{r_1}(\tau)}{S_{\tilde{z}_{r_1}}}$	$\tilde{Z}_{f_1}(\tau) = \frac{\tilde{z}_{f_1}(\tau)}{S_{\tilde{z}_{f_1}}}$	$\tilde{Z}_{f_1}(\tau) = \frac{\tilde{z}_{f_1}(\tau)}{S_{\tilde{z}_{f_1}}}$	$\tilde{\beta}_{r_1}(\tau) = \frac{\tilde{\beta}_{r_1}(\tau)}{S_{\tilde{\beta}_{r_1}}}$
bölgesel modeller	$\tilde{r}_{1,i}(\tau) = \tilde{r}_{1,i} + \tilde{S}_{r_1,i} \cdot \tilde{Z}_{r_1}(\tau)$	$\tilde{f}_{1,i}(\tau) = \tilde{f}_{1,i} + \tilde{S}_{f_1,i} \cdot \tilde{Z}_{f_1}(\tau)$	$\tilde{f}_{1,i}(\tau) = \tilde{f}_{1,i} + \tilde{S}_{r_1,i} \cdot \tilde{Z}_{r_1}(\tau)$	$\tilde{r}_{1,i}(\tau) = \tilde{r}_{1,i} + \tilde{c}_{1,i} \cdot \tilde{\alpha}_{r_1}(\tau)$ $\tilde{r}_{1,i}(\tau) = \tilde{r}_{1,i} + \tilde{c}_{1,i} \cdot \tilde{\alpha}_{r_1}(\tau)$ $\tilde{r}_{1,i}(\tau) = \tilde{r}_{1,i} + \tilde{S}_{r_1,i} \cdot \tilde{\beta}_{r_1}(\tau)$

$Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{f_1,i}(\tau)$ ve $\beta_{r_1,i}(\tau)$ boyutsuz parametreleri tam standardize parametreler olmasına rağmen, $\tilde{Z}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{Z}_{f_1}(\tau)$ ve $\tilde{\beta}_{r_1}(\tau)$ bölgesel kestirimleri

ağırlıklandırmanın etkisiyle tam standardize değildir. Bu nedenle fonksiyonel olmayan (1), fonksiyonel (1a), (1b) ve (4) yaklaşımlarında model varyansının

korunması için, $\tilde{Z}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{Z}_{\hat{r}_1}(\tau)$ ve $\tilde{\beta}_{r_1}(\tau)$ bölgesel kestirimleri yerine bunların τ ayları boyunca hesaplanan standardize halleri $\tilde{Z}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{Z}_{\hat{r}_1}(\tau)$ ve $\tilde{\beta}_{r_1}(\tau)$ kullanılmıştır.

Tablo 2’de verilen $S_{\tilde{z}_{r_1}}$, $S_{\tilde{z}_{\hat{r}_1}}$, $S_{\tilde{\beta}_{r_1}}$ istatistikleri sırasıyla $Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{\hat{r}_1,i}(\tau)$, ve $\beta_{r_1,i}(\tau)$ dizilerinin standart sapmalarını; $\tilde{r}_{1,i}$, $\tilde{S}_{r_1,i}$, $\tilde{S}_{\hat{r}_1,i}$ ve $\tilde{c}_{1,i}$ parametreleri sırasıyla otokorelasyon katsayılarına ait ortalama $\bar{r}_{1,i}$, standart sapma $S_{r_1,i}$, periyodik fonksiyonlarla tanımlanabilen kısmın standart sapması $S_{\hat{r}_1,i}$, ve ana harmonik genliği $c_{1,i}$ istatistiklerinin kestirim değerlerini ifade etmektedir.

Bölgesel model yaklaşımlarını herhangi bir i akış kesitinde uygulayabilmek için, otokorelasyon katsayılarına ait $\tilde{r}_{1,i}$, $\tilde{S}_{r_1,i}$, $\tilde{S}_{\hat{r}_1,i}$ ve $\tilde{c}_{1,i}$ ölçeklendirme parametrelerinin herhangi bir yöntemle kestirilmesi gerekmektedir. Bu parametreler sözkonusu akış kesitine ait kısa süreli gözlemlerden elde edilebileceği gibi, havza fiziksel, iklimsel ve akış özellikleri kullanılarak da kestirilebilir. Aylararası 1- aralıklı otokorelasyon katsayılarının ortalamaları $\bar{r}_{1,i}$, büyük drenaj alanlarına sahip akış kesitleri için sabit bir değere yaklaşmaktadır (Özçelik 2007). Ancak, $\tilde{S}_{r_1,i}$, $\tilde{S}_{\hat{r}_1,i}$ ve $\tilde{c}_{1,i}$ gibi ölçeklendirme parametrelerinin herhangi bir akış kesiti için kestirilmesi zahmetli ve zaman alıcıdır. Sözkonusu kesit için kısa süreli kayıtlara ulaşılabilmesi durumunda ise ölçeklendirme parametreleri özellikle $\bar{r}_{1,i}$ parametresi kolay ve doğru biçimde kestirilebilmektedir. Bu çalışmada ölçeklendirme parametrelerinin örnek değerleri kullanılmıştır.

$\tilde{Z}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{Z}_{\hat{r}_1}(\tau)$, $\tilde{\alpha}_{r_1}(\tau)$ ve $\tilde{\beta}_{r_1}(\tau)$ gibi bölgesel parametrelerin noktasal performansları, bu parametrelerle $Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{\hat{r}_1,i}(\tau)$, $\alpha_{r_1,i}(\tau)$ ve $\beta_{r_1,i}(\tau)$ noktasal istatistikleri arasındaki $\tau = 1, 2, \dots, w$ ayları boyunca oluşan farklar veya bu farkların karesel toplamları esas alınarak ölçülebilir (Hosking ve Wallis, 1997). Çalışma kapsamında, bölgesel parametrelerin performansları (5)-(7) eşitlikleriyle verilen, sırasıyla görel mutlak yanlılık (GABIAS), basit (RMSE) ve görel (GRMSE) karesel ortalama yanılığın karekökü ölçütleri ile ölçülmüştür.

$$GABIAS_{R_{r_1}}(i) = \frac{1}{w} \sum_{\tau=1}^w \left| 1 - \frac{R_{r_1,i}(\tau)}{\tilde{R}_{r_1}(\tau)} \right|; \tilde{R}_{r_1}(\tau) \neq 0 \quad (5)$$

$$RMSE_{R_{r_1}}(i) = \left[\frac{1}{w} \sum_{\tau=1}^w (R_{r_1,i}(\tau) - \tilde{R}_{r_1}(\tau))^2 \right]^{1/2} \quad (6)$$

$$GRMSE_{R_{r_1}}(i) = \left[\frac{1}{w} \sum_{\tau=1}^w \left(1 - \frac{R_{r_1,i}(\tau)}{\tilde{R}_{r_1}(\tau)} \right)^2 \right]^{1/2}; \tilde{R}_{r_1}(\tau) \neq 0 \quad (7)$$

Burada $\tilde{R}_{r_1}(\tau)$ seçilen yaklaşıma göre $\tilde{Z}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{Z}_{\hat{r}_1}(\tau)$, $\tilde{\alpha}_{r_1}(\tau)$ ve $\tilde{\beta}_{r_1}(\tau)$ gibi bölgesel parametreleri; $R_{r_1,i}(\tau)$ ise bu parametrelerin $Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{\hat{r}_1,i}(\tau)$, $\alpha_{r_1,i}(\tau)$, $\beta_{r_1,i}(\tau)$ gibi noktasal istatistiklerini ifade etmektedir.

Bu ölçütlerden ilki bölgesel parametre kestirimlerinin devamlı daha küçük ya da daha büyük olma eğilimini; ikincisi kestirimlerin gözlem değerlerine göre ortalama karesel sapmasını; üçüncüsü ise kestirimlerin gözlem değerlerine göre ortalama görel sapmasını ölçmektedir. Her üç ölçüt açısından da en küçük değerlere sahip olan bölgesel parametre seçeneği en etkin, dolayısıyla performansı en yüksek seçenektir.

Aynı ölçütlerden bölgeselleştirme yaklaşımlarının homojen bölge genelindeki yani alansal performanslarının ölçülmesinde ve birbirleriyle karşılaştırılmasında da yararlanılabilir. Bu ölçütler bölgesel bazda aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$VGABIAS_{R_{r_1}} = \frac{1}{N_i} \sum_{i=1}^{N_i} GABIAS_{R_{r_1}}(i) \quad (8)$$

$$VRMSE_{R_{r_1}} = \left[\frac{1}{N_i} \sum_{i=1}^{N_i} (RMSE_{R_{r_1}}(i))^2 \right]^{1/2} \quad (9)$$

$$VGRMSE_{R_{r_1}} = \left[\frac{1}{N_i} \sum_{i=1}^{N_i} (GRMSE_{R_{r_1}}(i))^2 \right]^{1/2} \quad (10)$$

Bölgesel model performansları da, bölgesel parametrelerin noktasal performanslarına benzer şekilde hesaplanmıştır. Bunun için, (5) ~ (7) eşitliklerinde, $\tilde{R}_{r_1}(\tau)$ bölgesel parametreleri yerine fonksiyonel olmayan yaklaşımda $\hat{r}_{1,i}(\tau)$, fonksiyonel yaklaşımlarda $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ bölgesel model kestirimleri; $R_{r_1,i}(\tau)$ noktasal değerleri yerine fonksiyonel olmayan yaklaşım için $r_{1,i}(\tau)$ ve fonksiyonel yaklaşımlar için $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ gözlem istatistikleri kullanılmıştır.

Ayrıca, bölgesel modellerin kısa süreli gözlem değerleri karşısındaki etkinliğini sınavabilmek için, örnek bir istasyonun kısa süreli alt gözlem dönemlerine ait $Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{\hat{r}_1,i}(\tau)$, $\alpha_{r_1,i}(\tau)$ ve $\beta_{r_1,i}(\tau)$ aylık boyutsuz noktasal istatistikleri kullanılmıştır. Herbir kısa dönem ve bölgesel model için GABIAS, RMSE ve GRMSE performansları hesaplanmıştır. Kısa dönemlere ait performanslar, (5)-(7) eşitliklerinde $R_{r_1,i}(\tau)$ parametreleri yerine, kısa dönem noktasal istatistikleri ve $\tilde{R}_{r_1}(\tau)$ yerine uzun dönem noktasal istatistikleri konularak; bölgesel modellere ait performanslar, $R_{r_1,i}(\tau)$ parametreleri yerine bölgesel parametreler, $\tilde{R}_{r_1}(\tau)$ yerine yine uzun dönem noktasal istatistikleri konularak

belirlenmiştir. Kısa dönem için hesaplanan performans ölçütlerinin, bölgesel parametreler için hesaplanan performans ölçütlerine oranla yüksek çıkması durumunda bölgesel parametrelerin kısa süreli gözlemlere oranla etkin olduğu kabul edilmiştir.

3. UYGULAMA

1-aralıklı otokorelasyon katsayılarının bölgesel olarak modellenmesi için önerilen yaklaşımların etkinliklerini sınamak amacıyla, Seyhan ve Ceyhan havzalarında yeterli uzunlukta (en az on yıl) akım gözlem kayıtları bulunan 33 istasyonun aylık akım verileri kullanılmıştır.

Söz konusu istasyonlar ve özellikleri Tablo 3' te verilmiş, konuları ise Şekil 3' te gösterilmiştir.

Tablo 3. Akım Gözlem İstasyonları ve Özellikleri.

Ist no	Gözlem uz. (yıl)	Gözlem periyodu	İstasyon adı	Drenaj alanı (km ²)	Kot (m)
2001	50	1941-1990	Ceyhan nehri - Kılavuzlu	8484,0	450
2004	29	1971-2000	Ceyhan nehri - Misis	20466	15
2005	27	1954-1980	Ceyhan nehri - Kabaagaç (Akciil)	4219,6	1115
2006	46	1955-2000	Göksu - Karahmetli	739,2	1324
2007	27	1971-2000	Sonbos çayı - Çukurköprü	623	35
2008	31	1970-2000	Savrun deresi - Kadırlı	444	75
2009	30	1971-2000	Göksun Nehri	1387,2	1040
2010	30	1961-1990	Aksu-Kürtleravşarı	3498,8	414
2015	39	1957-1995	Hurman suyu - Tanır	915,2	1180
2020	30	1966-2000	Ceyhan nehri - Aslantaş	14708,4	90
2022	28	1973-2000	Söğütlü suyu - Hanköy	428	1349
1801	65	1936-2000	Göksu - Himmetli	2596,8	665
1805	60	1940-2000	Göksu - Gökdere	4242,8	312
1817	14	1871-1984	Çakıt suyu - Arapalı	1582,4	150
1818	35	1966-2000	Seyhan nehri - Üçtepe	13846	130
1820	10	1991-2000	Körkün suyu - Hacılıköprü	1440,8	167
1821	16	1971-1986	Eğlence deresi - Sarımehtemli	628,8	75
1822	32	1969-2000	Zamanti nehri - Fraktin Köprüsü	6334,8	1270
1823	24	1974-1999	Zamanti suyu - Emeğil	2756	1453
1824	16	1979-1994	Göksu nehri - Çukurkişla	1526,4	1200
1825	10	1991-2000	Eğlence deresi- Eğribük	602	222
1826	10	1991-2000	Zamanti nehri - Ergenusağı	8698,1	360
1827	10	1991-2000	Zamanti nehri - Değirmen	7718	740
18008	33	1965-1998	Tacın suyu - Tacin	9,9	1536
18012	28	1971-1999	Körkün çayı - Kamışlı	1065	1109
18016	14	1978-1991	Üçerge suyu - Nergizlik	121	400
18017	15	1983-1998	Sarız suyu - Darı dere	315,6	1542
18018	21	1983-2003	İnderesi çayı - Hasaçağuşlar	136	1400
18019	21	1983-2003	Asmaca çayı-Feke	619	550
18022	15	1986-2003	Aksu çayı-Büyüksöfözü	98	960
18023	18	1986-2003	Yağdeğleme deresi - Yeniköy	23,5	870
18027	11	1987-1989	Ecemiş çayı - Elekgözü köprüsü	1833	1550
18032	11	1989-1999	Sarıs deresi - Şarköy	752,4	1400

Bölgedeki bazı biriktirme hazneleri, gözlem periyotlarına bağlı olarak, çeşitli akım gözlem istasyonlarındaki akım gözlemlerini kısmen veya tümüyle etkilemektedir. Çalışmada temel amaç, aylar arası 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları benzer periyodik yapıdaki (homojen) istasyonları ortaya çıkartmak olduğundan, düzenlemeden etkilenen istasyonların saptanması; doğallığını tamamen yitirmiş istasyonların analizlerden çıkarılması; doğallığını belirli bir yıldan sonra yitirmiş istasyonlara ait akış kayıtlarının, niteliği bozulan dönem kayıtları çıkarılarak yeniden düzenlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla, Seyhan ve

Ceyhan havzalarındaki biriktirme yapıları ve işletmeye alınma tarihleri göz önünde bulundurularak, akım gözlem istasyonlarına ait debi-gidiş eğrileri incelenmiş ve komşu istasyon kayıtlarıyla karşılaştırmak suretiyle doğallığını kısmen ya da tamamen yitirmiş istasyonlar saptanmıştır. Yapılan inceleme sonucunda 2004, 2007 ve 1817 nolu istasyon akımlarının doğallığının tamamen bozulduğu belirlendiği için, bu istasyonlar analiz dışı bırakılmıştır. Diğer taraftan, 2001 ve 2020 nolu istasyonların düzenleme etkisinde kalan yıllardaki akışları kullanılmamıştır.



Şekil 1. Havza, akım gözlem istasyonları ve barajların konumu.

İlk olarak, dikkate alınan 30 akım gözlem istasyonunun akışları için aylar arası 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Yapılan inceleme sonunda otokorelasyon katsayıları açısından ancak 10 ~ 15 kadar istasyonda bir veya daha fazla harmonikle tanımlanabilen anlamlı periyodik bileşenlere rastlanmıştır. Çalışma kapsamında otokorelasyon katsayılarındaki periyodik davranışın harmonik fonksiyonlarıyla tanımlandığı yaklaşımlarda anlamlı harmonik sayısı 3 olarak dikkate alınmıştır. Bu varsayım, bölgesel model analizlerini kolaylaştırmakla birlikte, küme analizinin harmonik sayısı yanlışlığı saptanan istasyonu homojen bölge kapsamı dışına çıkarma yeteğine sahip olduğundan sakıncalı değildir.

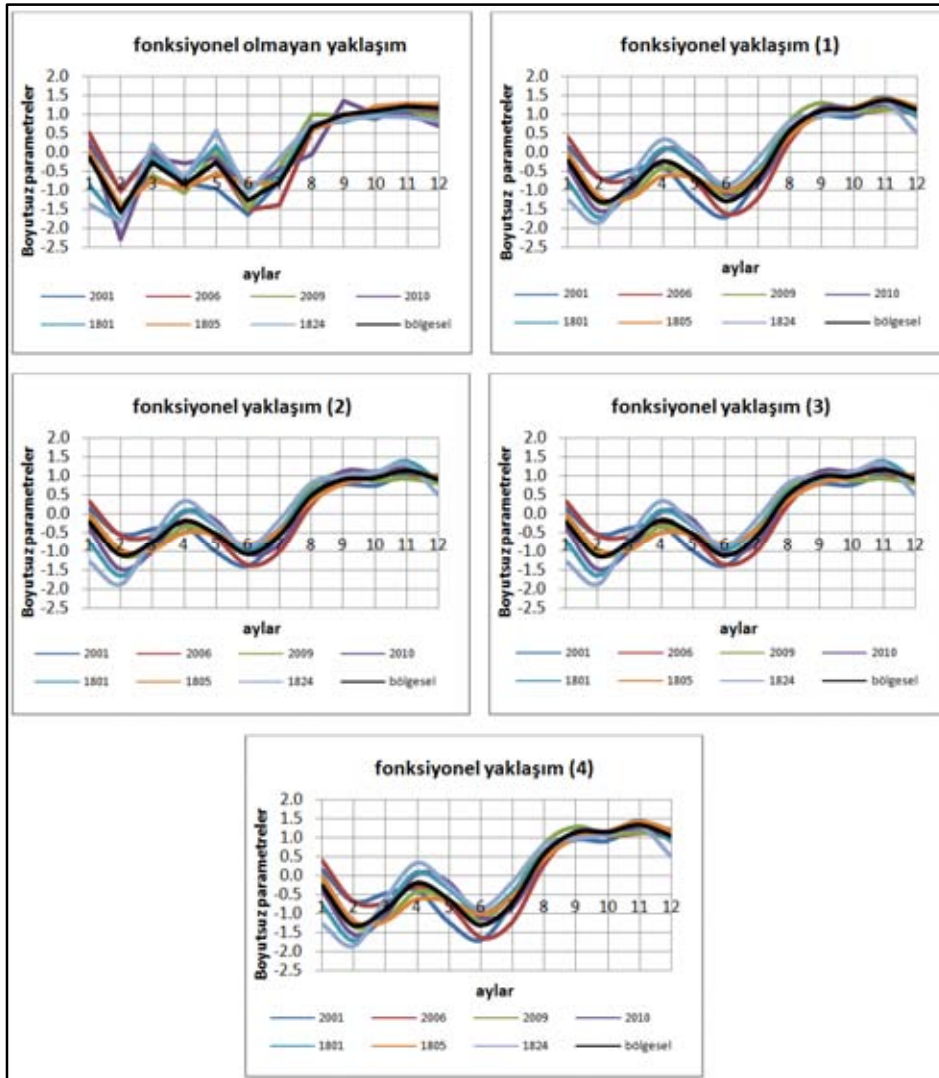
1-aralıklı otokorelasyon katsayıları açısından homojen bölgelerin belirlenebilmesi için, her bir yaklaşımda önerilen parametrelerin (Tablo 1) benzer olduğu istasyonlar küme analizi kullanılarak araştırılmıştır. Nihai küme sayıları her bir yaklaşım için benzerlik indisinin küme sayısı ile değişimi eğrilerden elde edilmiştir. Analiz sonucunda, anlamlı istasyon sayısına sahip bir kümenin oluştuğu saptanmıştır.

Önerilen parametreler açısından benzer periyodik davranış gösteren istasyonlar Tablo 4’te verilmiştir. Bu tabloda Sl_{kr} sözkonusu yaklaşımda nihai küme sayısının belirlenmesinde kullanılan kritik benzerlik indisini; d_{maks} ise gruplama öncesi istasyonlar arasındaki maksimum uzaklık değerini göstermektedir.

Tablo 4. 1-Aralıklı Otokorelasyon Katsayıları Açısından Benzer Periyodik Davranış Gösteren İstasyonlar.

Bölge no	fonksiyonel olmayan yaklaşım	fonksiyonel yaklaşım			
		(1)	(2)	(3)	(4)
*	2001		2001	2001	2001
				2005	2005
*	2006		2006	2006	2006
*	2009	2009	2009	2009	2009
*	2010	2010	2010		
				2015	2015
				2020	2020
I	*	1801	1801		
	*	1805	1805	1805	1805
		1818			
				1822	1822
				1823	1823
*	1824	1824	1824		
			18017	18017	
küme sayısı	12	12	12	12	12
d_{maks}	2,377	1,911	1,998	1,334	1,374
Sl_{kr}	59,252	70,200	79,743	81,110	83,872

* tüm yaklaşımlarda homojen kabul edilebilecek istasyonlar



Şekil 2. Boyutsuz noktasal istatistiklerle bölgesel parametrelerin karşılaştırılması.

Bölgesel modellerin etkinliklerinin sınanabilmesi için daha kolay bir ortam sağlamak açısından, önerilen yaklaşımların çoğunluğunda homojen kabul edilebilecek istasyonlar belirlenmiştir. Bölgesel modeller, bu istasyonları kapsayan bölge için kurulmuştur. Bu bölge Seyhan havzasında Yedigöze barajının menbasında kalan sağ kol akışlarını ve Ceyhan havzasında Sır barajının menbasında kalan üst havza akışlarını kapsamaktadır.

Belirlenen homojen bölgede her bir yaklaşım için bölgesel parametreler ($\bar{Z}_{r_1}(\tau)$, $\bar{Z}_{r_1}(\tau)$, $\bar{\alpha}_{r_1}(\tau)$ veya $\bar{\beta}_{r_1}(\tau)$) hesaplanmıştır (Tablo 5). Boyutsuz noktasal $Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{r_1,i}(\tau)$, $\alpha_{r_1,i}(\tau)$ ve $\beta_{r_1,i}(\tau)$ parametreleriyle karşılaştırmalı olarak Şekil 2' de sunulmuştur.

Tablo 5. Bölgesel Periyodik Parametreler.

yaklaşım	$\tau=1$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
fonksiyonel olmayan	-0,123	-1,582	-0,260	-0,843	-0,269	-1,257	-0,786	0,654	1,000	1,099	1,209	1,156
fonksiyonel (1)	-0,212	-1,282	-0,919	-0,238	-0,647	-1,281	-0,682	0,562	1,093	1,132	1,367	1,107
fonksiyonel (2)	-0,207	-1,094	-0,765	-0,178	-0,520	-1,057	-0,561	0,472	0,910	0,946	1,143	0,912
fonksiyonel (3)	-0,218	-1,118	-0,771	-0,164	-0,536	-1,120	-0,607	0,500	0,978	0,990	1,154	0,912
fonksiyonel (4)	-0,253	-1,296	-0,894	-0,190	-0,622	-1,299	-0,704	0,580	1,134	1,148	1,339	1,058

Bölgesel parametrelerin performansları Tablo 6' daki gibi elde edilmiştir. Otokorelasyon katsayısı kestirimlerine, bölgesel periyodik parametrelerin (ilgili bölgesel model kullanılarak) ölçeklendirilmesi suretiyle geçilmiştir.

Tablo 6. Bölgesel Parametrelere Göre Performanslar

Performans indisi	İst. no.	gözlem uzunluğu (yıl)	yaklaşım				
			fonksiyonel olmayan	fonksiyonel (1)	fonksiyonel (2)	fonksiyonel (3)	fonksiyonel (4)
GABIAS	2001	48	0,656	0,430	0,434	0,439	0,457
	2006	46	0,682	0,470	0,468	0,457	0,466
	2009	30	0,403	0,219	0,241	0,257	0,263
	2010	30	0,665	0,334	0,367	0,346	0,305
	1801	65	0,777	0,490	0,494	0,483	0,446
	1805	60	0,461	0,330	0,346	0,385	0,405
	1824	16	1,431	0,913	0,992	0,963	0,857
RMSE	2001	48	0,325	0,329	0,284	0,289	0,340
	2006	46	0,328	0,331	0,288	0,287	0,337
	2009	30	0,251	0,166	0,139	0,146	0,168
	2010	30	0,414	0,212	0,212	0,198	0,196
	1801	65	0,291	0,276	0,258	0,255	0,264
	1805	60	0,234	0,187	0,163	0,186	0,212
	1824	16	0,515	0,490	0,468	0,465	0,472
GRMSE	2001	48	1,191	0,646	0,633	0,635	0,666
	2006	46	1,561	0,888	0,822	0,792	0,809
	2009	30	0,603	0,302	0,345	0,382	0,408
	2010	30	1,077	0,495	0,521	0,505	0,471
	1801	65	1,802	0,877	0,872	0,833	0,751
	1805	60	0,775	0,571	0,619	0,684	0,741
	1824	16	3,080	1,624	1,756	1,697	1,441
VGABIAS			0,725	0,455	0,477	0,476	0,457
VRMSE			0,349	0,303	0,278	0,278	0,301
VGRMSE			1,635	0,868	0,902	0,884	0,817

Otokorelasyon katsayısı kestirimlerine ait performanslar Tablo 7' de verilmiştir.

Tablo 7. Otokorelasyon Katsayısı Kestirimlerinin Performansları.

Performans indisi	İst. no.	gözlem uzunluğu (yıl)	yaklaşım				
			fonksiyonel olmayan	fonksiyonel (1)	fonksiyonel (2)	fonksiyonel (3)	fonksiyonel (4)
GABIAS	2001	48	0,068	0,072	0,078	0,080	0,075
	2006	46	0,058	0,055	0,058	0,058	0,057
	2009	30	0,066	0,037	0,037	0,041	0,038
	2010	30	0,051	0,023	0,023	0,022	0,021
	1801	65	0,122	0,112	0,097	0,101	0,109
	1805	60	0,082	0,066	0,074	0,088	0,076
	1824	16	1,591	0,361	0,274	0,282	0,358
RMSE	2001	48	0,058	0,057	0,061	0,062	0,059
	2006	46	0,052	0,049	0,051	0,051	0,050
	2009	30	0,050	0,031	0,031	0,033	0,031
	2010	30	0,046	0,021	0,022	0,020	0,019
	1801	65	0,076	0,066	0,065	0,064	0,063
	1805	60	0,055	0,043	0,046	0,053	0,048
	1824	16	0,195	0,163	0,153	0,152	0,157
GRMSE	2001	48	0,094	0,095	0,106	0,107	0,097
	2006	46	0,081	0,073	0,077	0,076	0,075
	2009	30	0,079	0,043	0,043	0,049	0,045
	2010	30	0,061	0,028	0,029	0,028	0,026
	1801	65	0,168	0,149	0,142	0,143	0,146
	1805	60	0,118	0,087	0,098	0,117	0,096
	1824	16	4,465	0,476	0,391	0,400	0,479
VGABIAS			0,291	0,104	0,092	0,096	0,105
VRMSE			0,091	0,075	0,073	0,074	0,074
VGRMSE			1,691	0,198	0,170	0,175	0,199

Performans değerleri gözönünde bulundurulduğunda boyutsuz bölgesel parametreler açısından, aylararası 1-aralıklı otokorelasyon katsayılarının istasyonu bazındaki noktasal performansını ölçen GABIAS ölçütünün bölge genelinde $0,219 \leq GABIAS \leq 1,431$ aralığında; RMSE ölçütünün $0,139 \leq RMSE \leq 0,515$ aralığında ve GRMSE ölçütünün $0,302 \leq GRMSE \leq 3,08$ aralığında kaldığı görülmektedir. Noktasal ölçeklendirilmiş kestirimler (otokorelasyon katsayısı kestirimleri) açısından ise, GABIAS ölçütünün $0,021 \leq GABIAS \leq 1,591$ aralığında; RMSE ölçütünün $0,019 \leq RMSE \leq 0,195$ aralığında ve GRMSE ölçütünün $0,026 \leq GRMSE \leq 4,465$ aralığında kaldığı belirlenmiştir.

Bölgesel VGABIAS, VRMSE ve VGRMSE ölçütleri değerlendirildiğinde,

- Fonksiyonel yaklaşımların performanslarının daha yüksek olduğu,
- VGABIAS ölçütü bakımından boyutsuz bölgesel parametreler kullanılarak yapılan karşılaştırmada, en yüksek performansa sahip yaklaşımın fonksiyonel (1); noktasal ölçeklendirilmiş kestirimler kullanılarak

- yapılan karşılaştırmada ise fonksiyonel (2) olduğu,
- (iii) VRMSE ölçütü bakımından yapılan karşılaştırmada, fonksiyonel yaklaşımların hemen hemen eşit performansa sahip olduğu,
- (iv) VGRMSE ölçütü bakımından boyutsuz bölgesel parametreler kullanılarak yapılan karşılaştırmada, en yüksek performansa sahip yaklaşımın fonksiyonel (4) olduğu; noktasal ölçeklendirilmiş kestirimler kullanılarak yapılan karşılaştırmada ise fonksiyonel (2) olduğu saptanmıştır.

En yüksek performans (en düşük GABIAS, RMSE ve GRMSE değerleri), performans ölçütüne göre değişmekle birlikte, genel itibariyle, bölgesel parametreler açısından 2009 istasyonunda; ölçeklendirilmiş kestirimler (otokorelasyon katsayısı kestirimleri) açısından 2010 istasyonunda gerçekleşmektedir. En düşük performans (en büyük GABIAS, RMSE ve GRMSE değerleri) hem, bölgesel parametreler hem de ölçeklendirilmiş kestirimler açısından 1824 nolu istasyonda gerçekleşmektedir.

Diğer taraftan, bölgesel model etkinlikleri, uzun süreli gözlem kayıtları bulunan 2006 nolu akım gözlem istasyonu örneğinde, bölgesel parametrelerle ($\tilde{Z}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{Z}_{f_1}(\tau)$, $\tilde{\alpha}_{r_1}(\tau)$, $\tilde{\beta}_{r_1}(\tau)$) iki farklı alt gözlem dönemi için elde edilen boyutsuz noktasal istatistiklerin ($Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{f_1,i}(\tau)$, $\alpha_{r_1,i}(\tau)$ ve $\beta_{r_1,i}(\tau)$) karşılaştırılması suretiyle de saptanmıştır. Böylece, boyutsuz bölgesel modellerle, kısa dönem gözlemleriyle yapılabilecek kestirimlere oranla daha tutarlı kestirimler yapılabileceği yapılamayacağı araştırılmıştır. 2006 nolu istasyonun 46 yıllık gözlem periyodu içerisindeki, son 15 ve 30 yıllık alt dönemlere ait gözlem kayıtları kısa süreli gözlem kayıtları olarak kullanılmıştır.

Analiz için öncelikle, sözkonusu istasyonun 15 ve 30 yıllık alt dönem gözlemleri kullanılarak, aylık $r_{1,i}(\tau)$ ve $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ periyodik parametreleri ve $\tilde{r}_{1,i}$, $\tilde{S}_{r_1,i}$, $\tilde{S}_{f_1,i}$ ve $\tilde{c}_{1,i}$ ölçeklendirme parametrelerinin gözlenen değerleri hesaplanmıştır. Aylık gözlenen $r_{1,i}(\tau)$ ve $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ parametreleri Tablo 8’de, ölçeklendirme parametrelerinin örnek istatistikleri Tablo 9’da verilmiştir.

Tablo 8. 2006 İstasyonuna Ait $r_{1,i}(\tau)$ ve $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ Parametreleri.

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
tüm periyot (46 yıl)	ham	0,861	0,614	0,774	0,630	0,738	0,532	0,555	0,871	0,920	0,932	0,955	0,947
	periyodik	0,836	0,676	0,672	0,740	0,668	0,537	0,599	0,820	0,944	0,934	0,945	0,957
15 yıllık alt dönem	ham	0,932	0,594	0,583	0,671	0,762	0,639	0,473	0,930	0,946	0,964	0,955	0,944
	periyodik	0,896	0,628	0,543	0,708	0,757	0,589	0,570	0,826	1,011	0,957	0,921	0,988
30 yıllık alt dönem	ham	0,846	0,490	0,697	0,645	0,670	0,605	0,510	0,937	0,935	0,942	0,939	0,939
	periyodik	0,795	0,583	0,589	0,717	0,672	0,533	0,609	0,859	0,974	0,931	0,938	0,955

Tablo 9. Ölçeklendirme Parametrelerinin Gözlenen Değerleri.

gözlem periyodu	ölçeklendirme parametresi			
	$\tilde{r}_{1,i}$	$S_{r_1,i}$	$S_{f_1,i}$	$c_{1,i}$
tüm periyot (46 yıl)	0,777	0,159	0,148	0,178
15 yıllık alt dönem	0,783	0,182	0,173	0,191
30 yıllık alt dönem	0,763	0,179	0,165	0,193

Tablo 8’de verilen $r_{1,i}(\tau)$ ve $\hat{r}_{1,i}(\tau)$ parametreleri ve Tablo 9’da verilen $\tilde{r}_{1,i}$, $S_{r_1,i}$, $S_{f_1,i}$ ve $c_{1,i}$ ölçeklendirme parametreleri kullanılarak her bir yaklaşım için her iki alt döneme ait boyutsuz noktasal istatistikler ($Z_{r_1,i}(\tau)$, $Z_{f_1,i}(\tau)$, $\alpha_i(\tau)$ ve $\beta_{r_1,i}(\tau)$) hesaplanmıştır (Tablo 10).

Tablo 10. 2006’ nolu İstasyona Ait Boyutsuz Noktasal İstatistikler.

dönem	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
fonksiyonel olmayan (46 yıl)	0,522	-1,026	-0,018	-0,925	-0,249	-1,537	-1,393	0,588	0,892	0,968	1,116	1,063	
	(15 yıl)	0,823	-1,039	-1,099	-0,613	-0,113	-0,789	-1,703	0,807	0,897	0,995	0,946	0,887
	(30 yıl)	0,462	-1,529	-0,368	-0,662	-0,520	-0,882	-1,413	0,976	0,965	1,003	0,982	0,986
fonksiyonel (46 yıl)	0,397	-0,681	-0,713	-0,252	-0,738	-1,621	-1,199	0,291	1,126	1,055	1,128	1,209	
	(15 yıl)	0,654	-0,897	-1,389	-0,431	-0,150	-1,118	-1,231	0,249	1,318	1,008	0,798	1,189
	(30 yıl)	0,193	-1,092	-1,051	-0,280	-0,549	-1,391	-0,930	0,582	1,279	1,018	1,059	1,163
fonksiyonel (46 yıl)	0,332	-0,569	-0,596	-0,211	-0,617	-1,355	-1,002	0,243	0,941	0,882	0,943	1,010	
	(15 yıl)	0,591	-0,810	-1,254	-0,389	-0,136	-1,010	-1,112	0,225	1,191	0,911	0,721	1,074
	(30 yıl)	0,165	-0,937	-0,902	-0,240	-0,471	-1,194	-0,799	0,499	1,098	0,873	0,909	0,998
fonksiyonel (46 yıl)	0,332	-0,569	-0,596	-0,211	-0,617	-1,355	-1,002	0,243	0,941	0,882	0,943	1,010	
	(15 yıl)	0,591	-0,810	-1,254	-0,389	-0,136	-1,010	-1,112	0,225	1,191	0,911	0,721	1,074
	(30 yıl)	0,165	-0,937	-0,902	-0,240	-0,471	-1,194	-0,799	0,499	1,098	0,873	0,909	0,998
fonksiyonel (46 yıl)	0,397	-0,681	-0,713	-0,252	-0,738	-1,621	-1,199	0,291	1,126	1,055	1,128	1,209	
	(15 yıl)	0,654	-0,897	-1,389	-0,431	-0,150	-1,118	-1,231	0,249	1,318	1,008	0,798	1,189
	(30 yıl)	0,193	-1,092	-1,051	-0,280	-0,549	-1,391	-0,930	0,582	1,279	1,018	1,059	1,163

Sözkonusu istasyonda, boyutsuz bölgesel parametrelerin, kısa dönem noktasal istatistiklerine nazaran uzun dönem (tüm gözlem) noktasal istatistikleriyle, daha uyumlu olup olmadığını saptayabilmek için GABIAS, RMSE ve GRMSE performans ölçütleri kullanılmıştır. Elde edilen performans değerleri Tablo 11’ de verilmiştir

Tablo 11. Kısa Dönem Noktasal İstatistiklerinin ve Bölgesel Parametrelerin Performansları (2006 İstasyonu).

performans ölçütü	fonksiyonel olmayan yaklaşım	fonksiyonel yaklaşım				
		(1)	(2)	(3)	(4)	
15 yıllık alt dönem	gabias	5,237	0,368	0,414	0,414	0,368
	rmse	0,422	0,336	0,299	0,299	0,336
	grmse	17,305	0,482	0,544	0,544	0,482
30 yıllık alt dönem	gabias	1,898	0,300	0,303	0,303	0,300
	rmse	0,307	0,224	0,191	0,191	0,224
	grmse	5,613	0,411	0,429	0,429	0,411
bölgesel model	gabias	1,377	0,405	0,430	0,448	0,435
	rmse	0,328	0,331	0,288	0,287	0,337
	grmse	3,897	0,605	0,633	0,659	0,640

Kısa dönem boyutsuz noktasal istatistikler ve boyutsuz bölgesel parametrelerin performansları incelendiğinde, bölgesel parametre kestirimlerinin, genel itibarıyla, 15 yıllık kısa dönem kestirimlerine göre daha tutarlı olduğu (46 yıllık tüm gözlem dönemi için hesaplanan kestirimlere daha yakın olduğu), 30 yıllık kısa dönem kestirimlerle ise uyumlu olduğu saptanmıştır. Fonksiyonel yaklaşımların daha etkin ve birbirlerine oldukça benzer GABIAS, RMSE ve GRMSE performansları tırettiği belirlenmiştir.

4. SONUÇLAR VE ÖNERİLER

Türkiye'nin güneyindeki Seyhan ve Ceyhan havzalarında yer alan 30 adet akım gözlem istasyonunun verileriyle yapılan çalışmada, her iki tip bölgeselleştirme yaklaşımının da aylık gözlem kayıtlarının bulunmadığı veya özellikle kısa süreli olduğu akış kesimlerinde, aylar arası otokorelasyon katsayıları için güvenilir kestirimler verebildiği gösterilmiştir.

Dikkate alınan pek çok istasyonun aylararası 1-aralıklı otokorelasyon katsayılarında anlamlı bir periyodiklik bulunmadığı ($r_1(\tau)$ değerlerinin rastgele değiştiği) saptanmıştır. Diğer taraftan otokorelasyon katsayılarının aylık değişimlerinin periyodik fonksiyonlarla yeterince tanımlanabildiği istasyonlarda, aylararası 1-aralıklı otokorelasyon katsayıları, bölgesel modellerle tutarlı biçimde kestirilebilmektedir.

Benzerlik araştırmalarında boyutsuz parametrelerin ve ağırlıklı ortalamaların kullanılması nedeniyle, gözlem süresinin kısa olmasından kaynaklanan örnekleme yanlılıkları bölgesel parametrelerde daha azdır. Bununla birlikte, gözlem yanlılıkları ve/veya akış gözlemlerinin doğallığını yitirmiş olması gibi nedenlerle periyodik bileşenlerdeki olağan dışı bozulmalar, bölgesel model yaklaşımlarıyla belli ölçüde giderilebilmektedir. Ancak, ne yazık ki çoğu zaman geniş kapsamlı bir homojen bölge tanımlamak mümkün olmamaktadır. Genel itibarıyla, hangi yaklaşım uygulanırsa uygulansın, bölgesel modellerle kısa süreli gözlemlere göre daha etkin otokorelasyon katsayısı kestirimleri yapılabilmektedir. Fonksiyonel yaklaşımlar, harmonik açılımlarla örnekleme çalkantıları törpülediğinden, daha kullanışlı ve performansı daha yüksek yaklaşımlardır. Fonksiyonel olmayan yaklaşımlara oranla daha az parametreye gereksinim duyarlar. Bununla birlikte, uygulanan yaklaşıma göre homojen bölge tanımı ve model yapısı değişmektedir. Fonksiyonel olmayan, fonksiyonel (1) ve (4) yaklaşımları tam standardize bölgesel

kestirimler vermekte, dolayısıyla yıllık örnek varyansını garantilemektedir. Fonksiyonel (1)'deki yaklaşımlar aynı sonuçları ürettiği için, homojen bölge tanımında kolaylık sağlayan ve daha az parametre gerektiren (1b) modeli daha çekicidir. Fonksiyonel yaklaşım (2) ve (3)' te, ölçeklendirme parametresi olarak ana harmonik genliğinin kullanılması nedeniyle bölgesel modelin etkinliği sözkonusu parametrenin etkinliğine endekslenmektedir. Fonksiyonel yaklaşım (3) ve (4)' de, homojen bölgeler boyutsuz genliklerin ve açılmal fazların ağırlıklı olarak değerlendirilmesi suretiyle belirlendiğinden, parametre ekonomisi açısından daha iyidir; ancak boyutsuz genlik ve faz açılarının kısa süreli örneklerden kestirilmesi yanlılıkları bölgesel parametre türetilmesine sebep olabilmektedir. Bu yaklaşımların performansları gruplandırma sırasında farklı harmoniklere ait genliklere ve fazlara farklı ağırlıklar verilerek artırılabilir. Fonksiyonel yaklaşım (4), teorik olarak fonksiyonel yaklaşım (3)'e göre daha dar homojen bölgeler oluşturmakla birlikte, model yapısını kolaylaştırmaktadır. Diğer taraftan, faz farklarının ve genlik oranlarının farklı boyutta büyüklükler olması nedeniyle, küme analizi öncesi bu parametrelerin standardize edilmesi gerektiğinden kümeleme süreci zorlaşmaktadır.

1826, 1827, 18032, 1825 1826 ve 18017 istasyonlarındaki gözlemler kısa olup, otokorelasyon katsayıları açısından yaklaşımların hemen tümünde bu istasyonlar homojen bölge kapsamı dışındadır. Bunun nedeni otokorelasyon katsayısı istatistiğinin yüksek mertebe moment içeren bir istatistik olması, dolayısıyla kısa süreli örnek kestirimlerinin güvenilir olmayacağı biçiminde açıklanabilir.

Ölçeklendirme parametrelerinin havzanın fiziksel, fizyografik, iklimsel ve akış özellikleri kullanılarak etkin bir şekilde kestirilmesi, bölgesel modellerle yapılan noktasal kestirimlerin güvenilirliğini arttıracaktır. Ancak bu tür verileri oluşturmak pahalı ve zahmetli olduğundan, ölçeklendirme parametrelerinin istasyon kesitlerindeki kısa süreli gözlem değerleri kullanılabilir. İleride, ölçeklendirme parametrelerinin havza özelliklerinden daha etkin şekilde kestirilmesini sağlayacak çalışmalar yapılmalıdır. Böylece, bölgesel 1-aralıklı otokorelasyon katsayısı modellerinden yapılacak noktasal kestirimlerin güvenilirliği artacaktır. Bununla birlikte, önerilen bölgesel modellerin etkinliklerinin, homojen bölge genelinde deneysel istatistik yöntemle türetilen yapay akış dizileri kullanılarak sınanması ve bu tür modellerin su kaynakları sistemleri tasarımlarında kullanılmasına halinde ortaya çıkabilecek özel sorunlar üzerine ayrıntılı çalışma yapılması önerilmektedir.

5. KAYNAKLAR

- Bayazıt, M. 1981. Hidrolojide İstatistik Yöntemler. İstanbul: İTÜ Matbaası, Sayı: 1197.
- Bayazıt, M. 1996. İnşaat mühendisliğinde olasılık yöntemler. İstanbul: İstanbul Teknik Üniversitesi İnşaat Fakültesi Matbaası, Sayı : 1573.
- Bayazıt, M. 2006. Çok Değişkenli İstatistik Analiz ve Hidrolojide Uygulamaları, İstanbul: Su Vakfı.
- Beard, L. R. 1967. Hydrologic Simulation in Water Yield Areas. American Society of Civil Engineers. Journal of Irrigation and Drainage Div., 93, N. IRI.
- Becker, A. 1992. Criteria for a Hydrologically Sound Structuring of Large Scale Land Surface Process Models, Advances. in Theoretical Hydrology 22, 97-112.
- Benzeden, E. 1981. Kısa Süreli Aylık Akış Dizileri ile Kurulan Matematik Modellerin Periyodik Bileşen Yapısının İyileştirilmesi. Ege Üniversitesi, İnşaat Müh. Bölümü, İzmir.
- Chow, V. T. 1964. Sect. 8-I: Sequential Generation of Hydrologic Information, In Handbook of Hydrology, (Ed.: Chow V. T). Newyork: Mc.Hill.
- Hosking, J. R. M. ve Wallis, J. R. 1997. Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments. Cambridge University Press.
- Johnson, D. E. 1998. Applied Multivariate Methods for Data Analysis, USA: Kansas State University.
- Özçelik, C. 2007. Aylık Akış Dizileri İçin Genelleştirilmiş Periyodik Bileşen Modelleri. İzmir: DEÜ, FBE Doktora Tezi.
- Rossi, F. and Villani P. 1994. Regional Flood Estimation Methods, In Coping with Floods (Eds: Rossi, G., Harmancıoğlu, N. and Yevjevich, V.), (135-169) Colorado: Kuwer Academic Publications.
- Salas, J. D. 1978. Transfer of Information to Improve Estimate of Flood Frequencies. Hydrologic Analysis for Highway Engineering 22, 1-228.
- Salas, J. D. and Delleur, J. W., Yevjevich, J. and Lane, W. L. 1980. Applied Modeling of Hydrologic Time Series. Michigan, Water Resources Publications.
- Thomas, H. A. and Fiering, M. B. 1962. Mathematical Synthesis of Streamflow Sequences for the Analysis of River Basins by Simulation. Harvard University Press 459-493.
- Yevjevich, V. 1963. Fluctuations of Wet and Dry Years, Colorado: Fortcollins, Hydrology papers.
- Yevjevich, V. 1972. Stochastic Process in Hydrology. Colorado: Water Resources Publications, 276 p.
- Yevjevich, V. and Karplus A. K. 1973. Area Time Structure of the Monthly Precipitation Process, Fortcollins: Hydrology Papers.