

L–MOMENTLER YÖNTEMİYLE TÜRKİYE’YE AİT AÇIK YÜZEY BUHARLAŞMA DEĞERLERİNİN BÖLGESELLEŞTİRİLMESİ

Hatice ÇITAKOĞLU (ORCID: 0000-0001-7319-6006)*
Mehmet GÜNEY (ORCID: 0000-0003-0611-3690)

İnşaat Mühendisliği Bölümü, Mühendislik Fakültesi, Erciyes Üniversitesi, Kayseri, Türkiye

Geliş / Received: 26.01.2017

Düzeltilmelerin gelişi / Received in revised form: 24.05.2017

Kabul / Accepted: 29.05.2017

ÖZ

Bu çalışmada, Türkiye’deki 65 adet meteoroloji istasyonuna ait, 2015 yılına kadar olan açık yüzey buharlaşma (AYB) verileri kullanılarak L–Momentler yöntemiyle bölgeselleştirme yapılmıştır. Homojenlik ölçüsü (H_1) istatistiğine göre yedi iklim bölgesini kapsayan çalışma alanının tek başına homojen olmadığı tespit edilmiştir ($H_1=7,05 \gg 1,0$). Her bir iklim bölgesinin fizyografik ve hidrolojik özellikleri göz önüne alınarak, Türkiye H_1 kriterine göre 8 farklı homojen bölgeye ayrılmıştır. L–Momentler yönteminin Z^{DIST} uygunluk testi sonuçlarına göre %90 anlamlılık düzeyinde; 6., 7. ve 8. homojen bölgelerde Genelleştirilmiş Lojistik dağılımı uygunken diğer 5 homojen bölgenin literatürdeki dağılımlara uymadığı tespit edilmiştir. Bu sebeple, Hosking tarafından tavsiye edilen Wakeby dağılımı kullanılarak Türkiye’nin AYB verileri bölgeselleştirilmiştir. Bu dağılımla yapılan frekans analizleri sonucunda, 2 yıl ile 1000 yıl arası muhtelif tekerrür periyotlarında geoistatistiksel yöntem ile Türkiye’nin bölgesel AYB haritaları oluşturulmuştur.

Anahtar kelimeler: L–Momentler, açık yüzey buharlaşması, geoistatistik yöntem, Kriging, yarıvariogram

REGIONALIZATION OF OPEN SURFACE EVAPORATION VALUES OF TURKEY BY L–MOMENTS METHOD

ABSTRACT

In this study, regionalization was carried out by L–Moments method by using open–surface evaporation (OSE) data belongs to 65 meteorological stations in Turkey up to the year 2015. According to the homogeneity measure (H_1) statistic, study area covering seven climatic zones was found not to be homogeneous by itself ($H_1=7.05 \gg 1.0$). Considering physiographic and hydrological characteristics of each climate zone, Turkey is divided into 8 different homogeneous regions according to H_1 criteria. According to Z^{DIST} conformity test results of L–Moments method; at a level of 90% significance, it has been found that while Generalized Logistics distribution is acceptable for 6th, 7th, and 8th homogenous regions, distributions in literature are not comply for other 5 homogenous regions. For this reason, Turkey’s OSE data have been regionalized using Wakeby distribution recommended by Hosking. As a result of frequency analyzes made with this distribution, regional OSE maps of Turkey were formed by Geostatistics method at various recurring periods between 2-1000 years.

Keywords: L–Moments, open–surface evaporation, geostatistics method, Kriging, semivariogram

*Corresponding author / Sorumlu yazar. Tel.: +90 352 207 6666/7515; e-mail / e-posta: hcitakoglu@erciyes.edu.tr

1. GİRİŞ

Su doğada katı, sıvı ve gaz olmak üzere 3 halde ve yer küresinin farklı katmanları arasındaki bütün yollarda döngü halinde bulunmaktadır. Suyun doğada dolaştığı bu yolların tümüne birden hidrolojik çevrim denir. Hidrolojik çevrimin önemli parametrelerinden biri olan buharlaşma, su kaynaklarının planlanması ve işletilmesinde, su yapılarının tasarımı, planlanması ve işletilmesinde, sulama suyu miktarının belirlenmesinde, meteorolojik ve atmosferik çalışmalarda kullanılmaktadır. Herhangi bir sıcaklıkta yüzeyde olan sıvı moleküllerinden kinetik enerjisi yüksek olan taneciklerin, tanecikler arası çekim kuvvetini yenerek sıvı halden gaz haline geçme olayına buharlaşma denmektedir. Atmosferdeki buharlaşmanın yaklaşık %90'ı okyanuslar, denizler, göller ve nehirlerden meydana gelirken geri kalan %10'u ise toprak ve bitki yüzeyindeki buharlaşmadan meydana gelmektedir. Serbest su yüzeyinden meydana gelen buharlaşma, suyun atmosfere taşınmasının temel yoludur. Okyanus, deniz, göl ve nehirlerin geniş yüzey alanları çok büyük ölçüde buharlaşmaya sebep olmaktadır. Okyanus, deniz, göl ve nehirlerin yüzey alanlarında meydana gelen buharlaşma miktarını belirlemek için direkt ve indirekt ölçme metotlarından yararlanılmaktadır. A sınıfı tava metodu, Türkiye'de en çok kullanılan direkt ölçme metotlarından birisidir. Ayrıca; buharlaşma verileri diğer meteorolojik verilere bağlı olarak indirekt metotlarla da belirlenmektedir. İndirekt metotlar ise sıcaklığa bağlı Blaney Criddle formülü; sıcaklık ve radyasyona bağlı Priestley-Taylor formülü; sıcaklık, rölatif nem ve rüzgâr hızına bağlı Penman, Penman-Monteith formüllerinden oluşmaktadır. Buharlaşma verileri diğer meteorolojik verilerde kullanılarak direkt ve indirekt metotlarla pek çok araştırmacı tarafından belirlenmiştir [1-5]. Stewart ve Rouse [1], sıg bir gölden yaz aylarında meydana gelen buharlaşmayı belirlemek için su bütçesi ve ısı dengesi yaklaşımlarını kullanmışlardır. Ayrıca çalışmalarında hava sıcaklığına ve solar radyasyona bağlı basit model geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu modelin hata değerini %10 olarak belirlemişlerdir. Winter ve Rosenberry [4], ısı dengesi metodu ile Williams Gölü'nden meydana gelen buharlaşmayı belirlemişlerdir. Priestley-Taylor formülü ve modifiye edilmiş Penman denkleminin sonuçları ile ısı dengesi metodunun sonuçlarını kıyaslamış ve sonuçların birbirine yakın olduğunu belirtmiştir. Sartori [5], serbest su yüzeylerinden buharlaşma değerinin belirlenmesinde kullanılan denklemler için irdeleme yapmıştır. Çalışmasının sonucunda benzer formüllerin birbirine yakın sonuçlar verdiğini tespit etmiştir. Tava buharlaşmasının, yüzey uzunluğuna ve kütle transfer oranına bağlı olarak büyük yüzey buharlaşmasında farklılıklar meydana getireceğini belirtmiştir.

Son yıllarda pek çok ülkede su yapılarının öneminin artmasıyla birlikte istatistiksel açıdan yeteri kadar uzun meteorolojik veriye sahip olmayan noktalara da su yapıları inşa edilmektedir. Su yapılarının doğru ve güvenilir tasarlanabilmesi için her bir meteorolojik verinin istatistiksel açıdan yeterince uzun olması gerekmektedir. Fakat ülkemiz gibi gelişmekte olan pek çok ülkede yeteri sayıda meteoroloji istasyonu mevcut değildir. Bu sebeple son on yılda geoistatistik ve L-Momentler gibi yöntemler kullanılarak verisi olmayan veya yeteri uzunluğa sahip olmayan noktalara ait meteorolojik verilerin tahmin edilmesi ile ilgili çalışmalar yapılmıştır. Güler ve Kara [6], konumsal veri tabanı uygulamalarının vazgeçilmez bir parçası olan Coğrafi Bilgi Sistemlerinin (CBS) iklim çalışmalarında kullanılmasının kaçınılmaz bir hal aldığını belirtmiş ve giderek artan talepler karşısında alansal dağılım özelliği gösteren iklim veri katmanlarının CBS kapsamında üretilmesine ve kullanım imkânlarına genel bir bakış getirmeye çalışmışlardır. Aydoğan [7], Çoruh havzasının bölgesel frekans analizini L-Momentler yöntemi ile yapmıştır. Çalışmasında havzanın bir bütün olarak heterojen olduğunu tespit etmiş olup dört homojen bölgeye ayırmıştır. Ayrıca, uygunluk testi ile Yukarı ve Aşağı Çoruh havzaları için Pearson Tip 3, Yusufeli bölgesi için Ekstrem Değer ve Oltu Çayı bölgesi için Lojistik Değer dağılımların en uygun dağılımlar olduklarını belirtmiştir. Aydın ve Çiçek [8], 1975-2010 yılları arasındaki Ege Bölgesine ait 36 meteoroloji istasyonunun yıllık ortalama yağış değerlerine mekânsal enterpolasyon tekniklerinden Ordinary Kriging (Sıradan Kriging) ve Inverse Distance Weighted (Ters Mesafeli Ağırlıklı) tekniklerini kullanarak haritalar oluşturmuşlardır. Çalışmalarının sonucunda, Ordinary Kriging yönteminin yağışın genel mekânsal desenini daha iyi yansıttığını belirtmişlerdir. Çıtakoğlu ve ark. [9], 20 ile 45 yıl arasındaki kayıt uzunluklarına sahip 200 adet meteoroloji istasyonunun A sınıfı tava aylık buharlaşma verilerinin mekânsal varyasyonlarına Geoistatistik yöntemi uygulamışlardır. Çalışmalarının sonucunda veri kullanılabilirliğinin sınırlı olduğu herhangi bir rezervuar idaresi veya sulama projesinde aylık buharlaşma oranının doğru bir şekilde hesaplanması için karar vericiler tarafından kullanılabileceğini önermektedirler. Seçkin ve Topçu [10], L-Momentler tekniği kullanılarak Meteoroloji Genel Müdürlüğü (MGM) ve Devlet Su İşleri (DSİ) tarafından işletilen, Adana ve çevresindeki illerde bulunan, 53 adet yağış gözlem istasyonlarına ait yıllık maksimum yağış değerlerine bölgesel frekans analizi uygulamışlardır. Çalışmalarının sonucunda Genelleştirilmiş Lojistik (GLO) dağılımının yıllık maksimum yağış değerlerine daha uygun olduğunu belirtmişlerdir. Çıtakoğlu ve ark. [11], geoistatistiksel yöntemle Türkiye sınırları içerisinde yer alan 200 adet yağış gözlem istasyonunun, 20 yıl veya daha fazla kayıt uzunluğunda Ocak-Aralık dönemine ait aylık ortalama yağış verilerinin mekânsal değişimlerini incelemişlerdir. Çalışmalarının sonucunda ise dört mevsim yağış haritalarının Gauss tip yarıvariogram ile temsil edilebileceği ve mevsimsel yağışların mekânsal değişiminin geoistatistik yöntem ile yeterli doğrulukta tahmin edilebileceğini belirtmişlerdir.

L-MOMENTLER YÖNTEMİYLE TÜRKİYE'YE AİT AÇIK YÜZEY BUHARLAŞMA DEĞERLERİNİN BÖLGESELLEŞTİRİLMESİ

Burada; $F = F(x)$, x rastgele değişkeninin kümülatif dağılım fonksiyonu (KDF); $x = x(F)$, değişken fonksiyonu olarak tanımlanan, KDF'nin inversi (tersi); ve β_j , j 'nci olasılık-ağırlıklı momenttir. $j = 0$ iken (1) eşitliğinden görülebileceği gibi 0'ıncı olasılık-ağırlıklı moment dağılımın genel ortalamasına eşittir. Konvansiyonel momentler yöntemine benzer biçimde, dağılımın parametreleri ile β_j 'ler arasındaki analitik ilişkiler kullanılarak parametreler hesap edilir. Dolayısıyla, 3-parametrelili dağılımlar için ilk üç β_j ($j = 0, 1, 2$), 4-parametrelili dağılımlar için (örneğin: Kappa dağılımı için) ilk dört β_j ($j = 0, 1, 2, 3$), 5-parametrelili Wakeby dağılımı için de ilk beş β_j ($j = 0, 1, 2, 3, 4$) eldeki mevcut gözlenmiş seriden tahmin edilir.

Linear Momentler (L-Momentler), (1) eşitliğiyle tanımlanan olasılık-ağırlıklı momentlerin linear kombinasyonları olarak aşağıdaki gibi ifade edilmektedir [14].

$$\lambda_1 = \beta_0 \tag{2a}$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \tag{2b}$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \tag{2c}$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \tag{2d}$$

Burada, λ_j dağılımın j 'inci L-Momentidir. L-Momentlerin oranlanmasıyla dağılımın L-Katsayıları aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır [14].

$$\tau \equiv \text{L-Varyasyon katsayısı} = \lambda_2 / \lambda_1 \tag{3}$$

$$\tau_3 \equiv \text{L-Çarpıklık katsayısı} = \lambda_3 / \lambda_2 \tag{4}$$

$$\tau_4 \equiv \text{L-Basıklık katsayısı} = \lambda_4 / \lambda_2 \tag{5}$$

L-Varyasyon katsayısı τ 'nın, konvansiyonel varyasyon katsayısının (standart sapma / μ) işlevini gördüğü, diğer bir deyişle olasılık yoğunluk fonksiyonunun darlığını veya genişliğini nicel olarak yansıttığı Hosking ve Wallis [14] tarafından açıklanmaktadır. Benzer biçimde, L-Çarpıklık Katsayısı τ_3 'ün olasılık yoğunluk fonksiyonunun çarpıklığını ve L-Basıklık Katsayısı τ_4 'ün de olasılık yoğunluk fonksiyonu mod bölgesinin basıklığını ve sivriliğini nicel olarak temsil ettiği açıklanmaktadır. Konvansiyonel katsayılar çok geniş aralıklarda değerler alabilirken, L-Katsayılar (-1, +1) aralığında kalmaktadır, ve bunun bir avantaj olduğu belirtilmektedir.

L-Momentler yöntemiyle yapılan bölgeselleştirme çalışmasının temeli her bir istasyonda gözlenmiş serilerden hesaplanan L-Momentler oranlarına dayanmaktadır. L-Varyasyon, L-Çarpıklık ve L-Basıklık katsayıları olarak tanımlanan bu oranların seri uzunluklarına oranlanarak hesaplanan ağırlıklı ortalamaları kullanılarak bölgesel olasılık dağılım parametreleri hesaplanmaktadır [14]. L-Momentler yönteminde de 1960'da Dalrymple'in sunduğu indeks-taşkın modeli kullanıldığı için baştan her bir kaydedilmiş serinin bütün elemanları kendi ortalama değerine bölünmekte, bölgesel frekans analizinde kullanılabilecek potansiyel olasılık dağılımlarının parametreleri böylece standardize edilen serilerden elde edilen L-Momentler oranları ile hesaplanmaktadır [16]. Aday olasılık dağılımlarından, Z^{DIST} uygunluk testi olarak adlandırılan test ile L-Basıklık'a karşılık L-Çarpıklık katsayıları ilişkisi teorik ilişkiye en yakın olanı bölgeye en uygun dağılım olarak seçilmektedir. Homojen bölgede herhangi bir noktadaki herhangi ortalama tekerrürlü bir AYB değeri, 'büyüme eğrisi' olarak da adlandırılan standardize frekans eğrisinin veya bu eğriyi tanımlayan standardize değişken fonksiyonunun verdiği değerin o noktada tahmin edilen ortalama AYB ile çarpılmasıyla elde edilmektedir. Frekans analizi açısından homojen olduğu belirlenen bir bölge için bölgeselleştirilmiş frekans analizinde herhangi bir ortalama tekerrür periyotlu AYB'nın hesaplanmasında aşağıdaki eşitlik kullanılmaktadır:

$$Q_T = q(F) \times \mu \tag{6}$$

Bu eşitlikte, Q_T , söz konusu coğrafik noktada ortalama tekerrür periyodu T yıl olan AYB değeri; F , ortalama tekerrür periyoduna $F = 1-1/T$ [veya, $T = 1/(1-F)$] ifadesi ile ilişkili olan T -yıl ortalama tekerrürlü AYB'nın küçük-kalma (aşılmama) olasılığı; $q(F)$, ortalaması bire eşit olan ($\mu = 1$) standart AYB değerine homojen bölge için uygun görülen olasılık dağılımı kümülatif fonksiyonunun inversi (değişken fonksiyonu); μ , o coğrafik noktada AYB'ların ortalamasıdır. Bölgesel indeks-taşkın yönteminin aslını teşkil eden (6) nolu eşitlik Dalrymple ve Hosking-Wallis yöntemlerinde ortaktır.

2.3. L-Momentler Yöntemine Göre Uyumsuzluk Ölçütü

Uyumsuzluk ölçütü, homojen kabul edilen bölgede, L-Katsayıları, uyumlu istasyonların L-Katsayılarının ortalamasından kabul edilemeyecek kadar uzakta olabilen istasyonların belirlenmesi amacı ile kullanılmaktadır. Uyumsuzluk ölçüsü bölgedeki istasyon sayısına bağlıdır. Uyumsuz çıkan bir istasyon söz konusu homojen bölgedeki L-Momentlere dayalı bölgeselleştirme analizlerinden çıkarılmaktadır. Uyumsuzluk ölçütü, istasyon verilerinin L-Katsayıları ile hesaplanmakta olup aşağıdaki formülle ifade edilir:

$$D_i = (1/3) \cdot N \cdot (u_i - \bar{u})^T \cdot A_H^{-1} \cdot (u_i - \bar{u}) \quad (7)$$

Burada; u_i , L-Varyasyon, L-Çarpıklık, L-Basıklık katsayılarının matris hali; T_i , matrisin transpozu; \bar{u} , ağırlıksız grup ortalaması; A_H , karelerinin toplamının matrisi ve çapraz çarpımı ve D_i , i istasyonu için uyumsuzluk ölçüsüdür. Homojen bölgedeki istasyon adedi 15'ten büyük ise hesaplanan D_i değeri 3 den büyük olan istasyonun uyumsuz (discordant) olduğu kabul edilmektedir.

2.4. L-Momentler Yöntemine Göre Homojenlik Testi

Noktasal istasyonlarda kaydedilen serilerin homojen bölge içinde genel homojenlik kriterine uyumlu olup olmadığını belirlemek amacıyla, Hosking ve Wallis [14] tarafından geliştirilmiş olan ve aşağıda verilen H_k istatistikleriyle sembolize edilen L-Momentlere dayalı homojenlik testi uygulanmaktadır.

$$H_k = (V_k - \mu_v) / \sigma_v \quad (8)$$

Bu eşitlikte; $k = 1, 2, 3$ ile üç farklı H_k tanımlanmakta, Hosking [12] tecrübelerine göre ve L-Varyasyon katsayısına bağlı olduğu için bunlardan H_1 daha belirleyicidir. Burada, V_k k'nıncı L-katsayısının ağırlıklı standart sapması, μ_v ve σ_v 500 adet sentetik seriden elde edilen V_k değerlerinin ortalama ve standart sapmasıdır. Homojenlik istatistiğinin değeri 1 den küçükse ($H_k < 1$) bölge kesin homojen, $1 < H_k < 2$ ise bölge homojen varsayılabilir ve $H_k > 2$ ise bölge kesinlikle heterojen olarak kabul edilmektedir.

2.5. L-Momentler Yöntemine Göre En Uygun Dağılımın Seçilmesi

Homojen bölgeyi temsil edecek en uygun olasılık dağılımının tespiti için önce, parametreleri bölgesel ortalama L-Katsayılarından hesaplanan Kappa dağılımı ile uzunlukları kayıtlı serilerin ortalama uzunluğuna eşit 500 adet sentetik seriler üretilmektedir. Bu serilerden hesaplanan L-Çarpıklık katsayılarına karşılık işaretlenen L-Basıklık katsayıları noktalarının, aday dağılımların teorik L-Çarpıklık katsayısına karşılık L-Basıklık katsayısı eğrilerinden olan nicel farkları belirli bir güven aralığı içinde olan dağılımlar homojen bölgeyi temsil edebilecek potansiyel dağılımlar olarak kabul edilmektedir [14]. Standart normal dağılımlı bir rastgele değişken olduğu varsayılan, Z^{DIST} ile sembolize edilen ve aşağıdaki ifadelerle hesaplanan bu istatistiğin nümerik değeri, % 90 güven aralığı sınırları olan $-1,64 < Z^{DIST} < +1,64$ eşitsizliğini sağlayan dağılımlar homojen bölgedeki AYB'ların bölgesel dağılımını temsil edebilecek dağılımlardır. Bu aralıkta kalanlardan, Z^{DIST} değeri sifıra en yakın olan dağılım bölge için en uygun dağılım olarak kabul edilebilir.

Z^{DIST} istatistiği aşağıda verilen eşitlikler yardımıyla hesaplanır:

$$\beta_4 = Nsim^{-1} \cdot \sum_{m=1}^{Nsim} (\tau_4^{[m]} - \tau_4^R) \quad (9)$$

$$\sigma_4 = \left\{ (Nsim - 1)^{-1} \cdot \left[\sum_{m=1}^{Nsim} (\tau_4^{[m]} - \tau_4^R)^2 - Nsim \cdot \beta_4^2 \right] \right\}^{0.5} \quad (10)$$

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - \tau_4^R + \beta_4) / \sigma_4 \quad (11)$$

Bu eşitliklerde; τ_4^R ve $\tau_4^{[m]}$ kayıtlı serilerden ve m'inci simülasyonda hesaplanan bölgesel L-Basıklık katsayıları; β_4 , bölgesel ortalama L-Basıklık katsayısı tahminindeki yanlılık için düzeltme terimi; σ_4 , kayıtlı

L-MOMENTLER YÖNTEMİYLE TÜRKİYE'YE AİT AÇIK YÜZEY BUHARLAŞMA DEĞERLERİNİN BÖLGESELLEŞTİRİLMESİ

serilerden hesaplanan bölgesel ortalama L-Basıklık katsayısının standart sapması; τ_4^{DIST} , aday olasılık dağılımının teorik L-Basıklık katsayısıdır. N_{sim} , Kappa dağılımı ile yapılan simülasyon (sentetik seri) adedidir. Hosking ve Wallis [14] tarafından tavsiye edildiği üzere bu çalışmada N_{sim} 500 alınmıştır.

Bir homojen bölgede AYB verilerine uygun dağılımı seçmek için Z^{DIST} testinin yanı sıra görsel bir test de geçerlidir. Burada, bütün potansiyel dağılımlara ait L-Basıklık (τ_4) ile L-Çarpıklık (τ_3) katsayıları arasındaki teorik ilişkiler çizilmekte ve homojen bölge içindeki istasyonlarda gözlenmiş serilerden hesaplanan L-Basıklık (t_4) ile L-Çarpıklık (t_3) katsayıları aynı grafikte işaretlenmektedir. İşaretlenen noktaların, dağılımların teorik eğrilerine en yakın olduğu dağılım genelde Z^{DIST} testi sonucuyla uyumlu olmaktadır.

Bu çalışmada Hosking tarafından geliştirilen bilgisayar programı kullanılmıştır. Bu program web sitesinde [17] mevcuttur.

Bulgular ve tartışma bölümünde izah edilmekte olup bu çalışmada diğer dağılımların uygun bulunmaması nedeniyle Wakeby dağılımı kullanılmaktadır. Wakeby dağılımına dağılımının değişken fonksiyonu (quantile function) aşağıdaki eşitlik ile verilmiştir:

$$q(F) = \zeta + \frac{\alpha}{\beta} \cdot [1 - (1 - F)^\beta] - \frac{\gamma}{\delta} \cdot [1 - (1 - F)^{-\delta}] \quad (12)$$

Burada ζ (Konum parametresi), α , β , γ ve δ dağılımın parametreleridir. F değeri ise T dönüş aralığına bağlı aşılma olasılığıdır.

2.6. Geoistatistik Analiz

Geoistatistik yöntemler; doğa olaylarının mekansal değişimlerinin açıklanmasında, eksik verilerin tamamlanmasında gibi amaçların gerçekleştirilmesinde litaretürde en sık kullanılan yöntemlerden biridir [18-20]. Geoistatistiksel analizin ilk aşaması yarıvariogram analizlerinin yapılarak uzaysal bağımlılık yapılarının modellenmesidir.

Yarıvariogram; örnek olan çiftler arasındaki h uzaklığına bağlı bir fonksiyon olarak irdelenen değişkenin uzaysal bağımlılık derecesini göstermektedir [21-24]. x_i ve x_j sırasıyla i ve j gözlem noktalarının koordinatlarını; $z(x_i)$ ve $z(x_j)$ ise i ve j gözlem noktalarında gözlenen değerleri göstermek üzere; N sayıdaki gözlemden oluşan yöresel (yersel) değişken Z' nin deneysel yarıvariogramı, gözlemler arasındaki uzaklık olan Öklid uzaklığı h' ye bağımlı olarak şu şekilde deyimlenmektedir [22-29].

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \text{var}[Z(x_i) - Z(x_j)]; i, j = 1, N \quad (13)$$

$$\gamma(h) = \sigma^2 - C(h) \quad (14)$$

Populasyon varyansı σ^2 ve populasyon kovaryansı C(h) değerleri ile yarıvariogram değerleri arasında sıkı bir bağ olmakla birlikte, bu ilişki Eşitlik 14 ile verilmektedir [30]. Gözlem çiftleri arasındaki vektörel uzaklık h, koordinatlara bağlı olarak Eşitlik 15 ile hesaplanır [29, 31].

$$h = |u_i - u_j| = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2}; u_i = (x_i, y_i), u_j = (x_j, y_j) \quad (15)$$

Gözlem değerlerinden yararlanılarak hesapla oluşturulan yarıvariograma deneysel yarıvariogram, deneysel yarıvariograma matematiksel bir fonksiyon uydurularak elde edilen yarıvariogram modeline de teorik yarıvariogram denir.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N (x_i - x_j)^2; i, j = 1, N \quad (16)$$

Eşitlik 16 ile deyimlenen deneysel yarıvariogram değerlerinin hesaplanabilmesi için gözlemlerin ikili kombinasyonlarının [32] oluşturulması ve gözlem çiftleri arasındaki h uzaklığının koordinatlar kullanılarak hesaplanması yapılmalıdır. h uzaklıklarına denk gelen yarıvaryans değerleri karşılıklı olarak grafiğe döküldüğünde, deneysel yarıvariogram elde edilmektedir. Elde edilmiş olan deneysel yarıvariograma teorik bir

H. ÇITAKOĞLU, M. GÜNEY

model tanımlanması ve model parametrelerinin belirlenerek uygunluk testinin yapılması ile yarıvariogram analizi tamamlanmaktadır [33]. Hidrolojik ve hidrometeorolojik çalışmalarda genel olarak kullanılmakta olan teorik yarıvariogram modellerinin matematiksel formülleri aşağıda verilmiştir [21].

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= C \left[\frac{3}{2} \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \frac{h^3}{a^3} \right] + C_o \quad h \leq a && \text{Küresel Tip Model} \\ \gamma(h) &= C + C_o \quad h > a \end{aligned} \tag{17}$$

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-3 \left(\frac{h}{a} \right)^2} \right) \text{ Gauss Model} \tag{18}$$

$$\gamma(h) = C_o + C_1 \left(1 - e^{-\frac{3h}{a}} \right) \text{ Üstel Model} \tag{19}$$

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= C(h/a) + C_o \quad h \leq a \\ \gamma(h) &= C + C_o \quad h > a \end{aligned} \text{ Lineer-Sill Model} \tag{20}$$

Burada; C_o , kontrolsüz etki varyansı; C , yapısal varyansı; h , gözlem çiftleri arasındaki Öklid uzaklığını; a , küresel modelde etki uzaklığını, Gauss ve üstel modelde pratik etki uzaklığını göstermektedir. İncelenen yöresel değişkenin teorik yarıvariogram yapısı matematiksel olarak belirlendikten sonra, çalışma alanı üzerinde gözlemi olmayan ya da eksik gözlemlenilen yörelerin noktasal ya da alansal değerleri sıradan Kriging (Ordinary Kriging) tekniği (Eşitlik 21) ile tahmin edilebilir [22].

Sıradan Kriging, bir çeşit doğrusal regresyon eşitliği gibidir. Fakat, regresyon kat sayıları olarak bilinen ağırlık kat sayıları tahmin edildiği noktadan noktaya farklılık göstermektedir.

$$Z^*(X_1) = \sum_{i=1}^N \lambda_j \cdot Z(x_i) \tag{21}$$

Burada; λ_j ağırlık katsayılarını, $Z(X_i)$ gözlenen değerleri, $Z^*(X_1)$, X_1 noktasındaki tahmin edilen değeri gösterir. Ağırlık katsayılarını, yansızlık (Eşitlik 22) ve minimum tahmin varyansı (Eşitlik 24) koşullarını sağlayacak şekilde, Kriging denklem sisteminin (Eşitlik 15 ve 23) çözümüyle elde edilirler:

$$\sum_{j=1}^N \lambda_j = 1 \tag{22}$$

$$\sum_{j=1}^N \lambda_j \cdot \gamma_{ij} + \mu = \gamma_{io}; i = 1, 2, \dots, N \tag{23}$$

Kriging tahmin hatası, tahminin hata varyansının (Eşitlik 23) karekökü olup; yapılan tahminlerin güvenilirliği hakkında objektif bilgi verirler.

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^N \lambda_j \cdot \gamma_{io} + \mu \tag{24}$$

Burada, γ_{io} , i . gözlem ile tahmin yapılan, o noktası arasındaki uzaklığa bağlı olarak elde edilen yarıvaryans değerini; μ Lagrange çarpanını; σ^2 Kriging tahmin varyansını ve n tahminde kullanılan gözlem sayısını göstermektedir [34].

2.7. Çoklu Lineer Regresyon Analizi ile AYB Serisi Ortalamasının Tahmini

Çoklu lineer regresyon analizi basit lineer regresyon yönteminin, tek bağımsız değişken yerine m adet bağımsız değişkene genellemesidir [34, 35, 36] Basit doğrusal regresyondaki benzer hesap yöntemleri her bir bağımsız değişken için uygulanmaktadır. Bu yöntemde birden fazla değişkenin olması regresyon doğrusunun iki boyutlu düzlemsel bir grafikte gösterilememesine neden olacaktır [35]. Çoklu lineer regresyon analizinde, y bağımlı değişkenini m adet bağımsız değişkene iliştiren analitik ifade aşağıdaki gibidir:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot x_1 + \alpha_2 \cdot x_2 + \dots + \alpha_t \cdot x_t + \dots + \alpha_m \cdot x_m + \varepsilon \quad (25)$$

Regresyon analizi eşitliğindeki bağımsız değişkenlere ait katsayıların ($\alpha_1, \dots, \alpha_m$) aldığı pozitif veya negatif değerler, bağımlı değişkenin o bağımsız değişken ile arasındaki ilişkinin arttıkça-artan veya arttıkça-azalan yapıda olduğunu göstermektedir. Denklemdaki ε , ortalaması sıfır (0) olan ve y bağımlı değişkenin değiştiği alt sınırı ile üst sınırı arasında sabit bir varyans ile normal dağılımlı bir rastgele değişken olan, regresyon modelinin y'yi tahminindeki hata terimidir. Bu çalışmada uygulanan ve yaygınlıkla kullanılan 'en küçük kareler' prensibine göre yapılan regresyon analizinde, (25) ifadesindeki regresyon katsayıları, gözlenen ile hesaplanan y'ler arasındaki farkların karelerinin toplamını, eldeki mevcut ölçülmüş kaydedilmiş datalar ile minimize edecek biçimde hesaplanır.

Bu çalışmada AYB serilerinin ortalamalarını, meteorolojik ölçümü bulunmayan herhangi bir coğrafik noktada mümkün mertebe sağlıklı tahmin edebilmek için anlamlı regresyon modelleri aranmıştır. Bu amaçla,

- 1- Önemli çoklu-kolineriteye sahip olmayan,
- 2- t değerleri anlamlı katsayılara sahip olan,
- 3- Ortalamaların tahmininde ilave edildiği vakit çoklu determinasyon katsayısının boyutu önemli katkı sağlayan açıklayıcı bağımsız değişkenler seçilmiştir. Bundan dolayı, açık yüzey buharlaşma serilerinin ortalamalarının tahmininde, enlem, boylam, kot, maksimum sıcaklık, minimum sıcaklık, ortalama sıcaklık, maksimum rölatif nem, minimum rölatif nem, ortalama rölatif nem ve ortalama rüzgâr hızı verileri bağımsız değişken olarak alınmıştır. Aşamalı regresyon analizi:

- 1- katsayıların t istatistiği büyüklükleri,
- 2- her bir açıklayıcı değişkenin varyans enflasyon faktörü (VIF), ve
- 3- determinasyon katsayısının büyüklüğü (R^2) değerlendirilerek yapılmıştır.

3. BULGULAR VE TARTIŞMA

Türkiye sınırları içerisinde yer alan 20 yıl ve daha büyük kayıt uzunluğuna sahip 65 adet meteoroloji istasyonuna (Şekil 1) ait aylık ortalama AYB verileri kullanılmıştır. Bu çalışmada, buharlaşmanın ülkemizde en çok olduğu ağustos ayı göz önüne alınmıştır. L-Momentler yöntemiyle yapılan bölgeselleştirme çalışmasının temeli her bir istasyonda gözlenmiş serilerden hesaplanan L-Momentler oranlarına dayanmaktadır. Bu sebeple çalışmanın başında her bir istasyona ait L-Varyasyon, L-Çarpıklık ve L-Basıklık katsayıları olarak tanımlanan bu oranlar hesaplanmıştır. Her bir istasyon için hesaplanan L-Momentler oranlarıyla 65 adet meteoroloji istasyonuna uyumsuzluk ölçütü ve homojenlik testi yapılmış olup Türkiye'nin yedi iklim bölgesini kapsayan bu tek bölgenin homojen olmadığı ve büyük bir H_1 değeriyle bariz heterojen olduğu tespit edilmiştir ($H_1 = 7,05$). Dolayısıyla, çalışma alanının H_1 kriterine göre homojen bölgelere ayrılması gerekmektedir. Tablo 1'de görüleceği üzere her birinin H_1 değeri 1'den küçük olacak biçimde Türkiye 8 homojen alt bölgeye ayrılmıştır. Çalışma alanının homojen bölgelere ayrılmasında, her bir iklim bölgesinin fizyografik ve hidrolojik özellikleri göz önüne alınmıştır. Tablo 1'de 8 homojen alt bölge ve bu bölgelerde yer alan akım ölçüm istasyonları verilmektedir. Bölgeselleştirme çalışmasında homojenlik testi dışında, en başta uygulanan bir de uyumsuzluk ölçüsü mevcut olup bu çalışma alanı için de baştan uyumsuzluk testi yapılmıştır. Buna göre hiçbir istasyon uyumsuz çıkmamış olup 65 istasyon ile çalışmaya devam edilmiştir.

Uyumsuzluk ve homojenlik testi aşamalarından sonra, noktasal katsayıların, tek seri uzunluğunun toplam seriler uzunluğuna oranlanmasıyla elde edilen ağırlık katsayılarıyla ortalamaları alınarak, bölgesel L-Varyasyon (t_2^R), L-Çarpıklık (t_3^R), L-Basıklık (t_4^R) katsayıları hesaplanmıştır. Genel bir ana dağılım olduğu ve 3-parametrelili potansiyel dağılımların onun özel biçimleri olduğu gerçeğinden hareketle, parametre değerleri bölgesel L-katsayılar kullanılarak belirlenen 4 parametrelili Kappa dağılımı ile sentetik seriler türetilmiştir. 500 sentetik seri simülasyonu yapıldıktan sonra Z^{DIST} istatistiği bütün aday dağılımlar için (11) nolu eşitlik ile hesaplanmaktadır. Tablo 2'de Genelleştirilmiş Normal (GNO), Genelleştirilmiş Ekstrem Değerler (GEV),

H. ÇITAKOĞLU, M. GÜNEY

Pearson Tip 3 (PE3), Genelleştirilmiş Lojistik (GLO) ve Genelleştirilmiş Pareto (GPA) dağılımlarına ait Z^{DIST} istatistiği değerleri mevcuttur.

Tablo 1. Homojenlik Testi ve 8 homojen bölgeye ait istasyonlar

Bölgeler	İstasyonlar	Homojenlik Testi
		H_1 istatistiği
Bölge 1	Kocaeli, Kırklareli, Tekirdağ, Yalova, Edirne, Sakarya, Bursa, Çanakkale, Balıkesir, İstanbul, Düzce	0,98<1
Bölge 2	İzmir, Aydın, Uşak, Denizli, Burdur, Isparta, Afyonkarahisar	0,91<1
Bölge 3	Mersin, Antalya, Muğla, Karaman, Konya	-0,95<1
Bölge 4	Kırıkkale, Çankırı, Yozgat, Ankara, Niğde, Aksaray, Sivas, Bolu, Bilecik, Kırşehir, Kayseri, Kahramanmaraş, Adana, Antakya, Eskişehir	0,78<1
Bölge 5	Diyarbakır, Siirt, Mardin, Batman, Tunceli, Elazığ, Van, Iğdır, Kars, Ağrı, Hakkari	0,63<1
Bölge 6	Malatya, Erzincan, Erzurum, Muş, Adıyaman, Gaziantep, Şanlıurfa, Kilis	0,20<1
Bölge 7	Sinop, Samsun, Amasya, Kastamonu	-0,23<1
Bölge 8	Bayburt, Trabzon, Gümüşhane, Çorum	-0,04<1

Bir olasılık dağılımının homojen bölgeyi temsil edebilmesi için Z^{DIST} istatistiği $-1,64 < Z^{DIST} < +1,64$ aralığında olmalıdır. Bu şartı sağlayan dağılımlar arasında Z^{DIST} istatistiği değeri en küçük olan en uygun dağılımdır. Dolayısıyla, farklı homojen bölgeler için farklı olasılık dağılımlarının daha uygun olacağı yorumu da yapılabilir. Tablo 2’de görüleceği üzere 6. ve 7. homojen alt bölgeler için Z^{DIST} istatistiği $-1,23$ ve $-0,76$ değerleri ile GLO dağılımı en uygun dağılımdır. 8. Homojen Bölge için Z^{DIST} istatistiği, diğerlerine göre sıfıra en yakın olan $-0,55$ değeri ile GLO dağılımı en uygun dağılımdır. Bu üç bölgeye GLO dağılımı en uygun dağılım olup diğer 5 bölgenin ise GLO, GEV, GNO, PE3 ve GPA dağılımlarına uygun olmadığı tespit edilmiştir. Bu sebeple, Hosking tarafından tavsiye edilen Wakeby dağılımı kullanılarak Türkiye’nin AYB verileri için bölgeselleştirme çalışmasına devam edilmiştir.

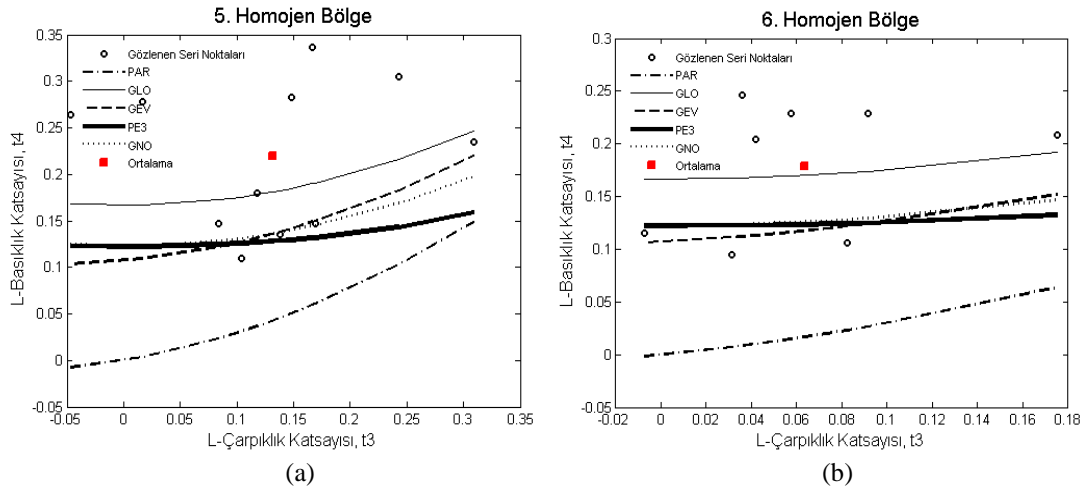
Tablo 2. Z^{DIST} uygunluk testlerinin özeti

Bölgeler	Potansiyel Dağılımların Z^{DIST} İstatistikleri				
	GLO	GEV	GNO	PE3	GPA
Bölge 1	-5,21	-7,60	-7,41	-7,67	-12,39
Bölge 2	-3,58	-6,10	-5,62	-5,68	-10,85
Bölge 3	-2,08	-3,89	-3,69	-3,83	-7,46
Bölge 4	-7,85	-11,40	-10,72	-10,82	-18,10
Bölge 5	-3,87	-5,92	-5,92	-6,32	-10,17
Bölge 6	<i>-1,23*</i>	-3,70	-3,30	-3,41	-8,43
Bölge 7	<i>-0,76*</i>	-2,85	-2,22	-2,25	-6,50
Bölge 8	<i>-0,55*</i>	-0,75	-0,82	-1,16	-3,52

*İtalik değerler sıfıra en yakın olduğu için en uygun dağılıma aittir değerlendirilmiştir.

Z^{DIST} istatistiği yanı sıra $t_4 \leftrightarrow t_3$ noktaları ve bu noktasal değerlerin ortalama noktası kullanılarak oluşturulan şekil 2 ile de görsel olarak uygun dağılım belirlenmiştir. Şekil 2’de, 5. ve 6. homojen bölgelerin AYB verileri için, dağılımlara ait $\tau_4 \leftrightarrow \tau_3$ eğrileri bölgedeki istasyonların verilerinden hesaplanan $t_4 \leftrightarrow t_3$ noktaları ve bu noktasal değerlerin ortalama noktası verilmektedir. Bu şekillerden görülebileceği üzere serilere ait $t_4 \leftrightarrow t_3$ noktalarının ortalamaları hangi dağılıma ait $\tau_4 \leftrightarrow \tau_3$ eğrisine daha yakınsa o dağılımın en uygun dağılım olduğu yorumu yapılmaktadır. 5. homojen bölgede AYB verilerininin GLO, GEV, GNO, PE3 ve GPA dağılımlarına uygun olmadığı tespit edilmiştir. 6. homojen bölgede ise AYB verileri için en uygun dağılımın GLO dağılımı olduğu bu şekilde de görsel olarak belirlenmektedir.

L-MOMENTLER YÖNTEMİYLE TÜRKİYE'YE AİT AÇIK YÜZEY BUHARLAŞMA DEĞERLERİNİN BÖLGESELLEŞTİRİLMESİ



Şekil 2. (a) 5. homojen bölgenin AYB verileri için dağılımların teorik $\tau_4 \leftrightarrow \tau_3$ eğrileri ve serilerin $t_4 \leftrightarrow t_3$ değerleri, (b) 6. homojen bölgenin AYB verileri için dağılımların teorik $\tau_4 \leftrightarrow \tau_3$ eğrileri ve serilerin $t_4 \leftrightarrow t_3$ değerleri

Tablo 3’te her bir homojen bölge ile bölgesel L-katsayılar kullanılarak hesaplanan Wakeby dağılımına ait bölgesel istatistik parametreleri verilmektedir. Bu parametrelere göre belirli dönüş periyotlarına karşılık boyutsuz verilere uydurulan ortak bölgesel olasılık dağılımının değişken fonksiyonu (quantile function) hesaplanarak açık yüzey buharlaşma serilerinin ortalamalarının tahmini için geliştirilen regresyon eşitliği ile çarpılarak bölgeselleştirme çalışması tamamlanır.

Tablo 3. Wakeby dağılımının parametreleri (%90 anlamlılık düzeyinde)

Homojen Alt Bölgeler	Konum Parametresi (ζ)	Alfa (α)	Beta (β)	Gamma (γ)	Delta (δ)
Bölge 1	0,639	2,465	9,523	0,122	0,034
Bölge 2	0,625	2,950	10,849	0,138	-0,096
Bölge 3	0,411	8,308	20,098	0,227	-0,159
Bölge 4	0,621	2,957	10,234	0,117	-0,015
Bölge 5	0,563	2,458	8,221	0,159	0,066
Bölge 6	0,673	1,529	6,481	0,126	-0,030
Bölge 7	0,666	2,034	7,920	0,124	-0,177
Bölge 8	0,582	2,879	13,169	0,245	-0,142

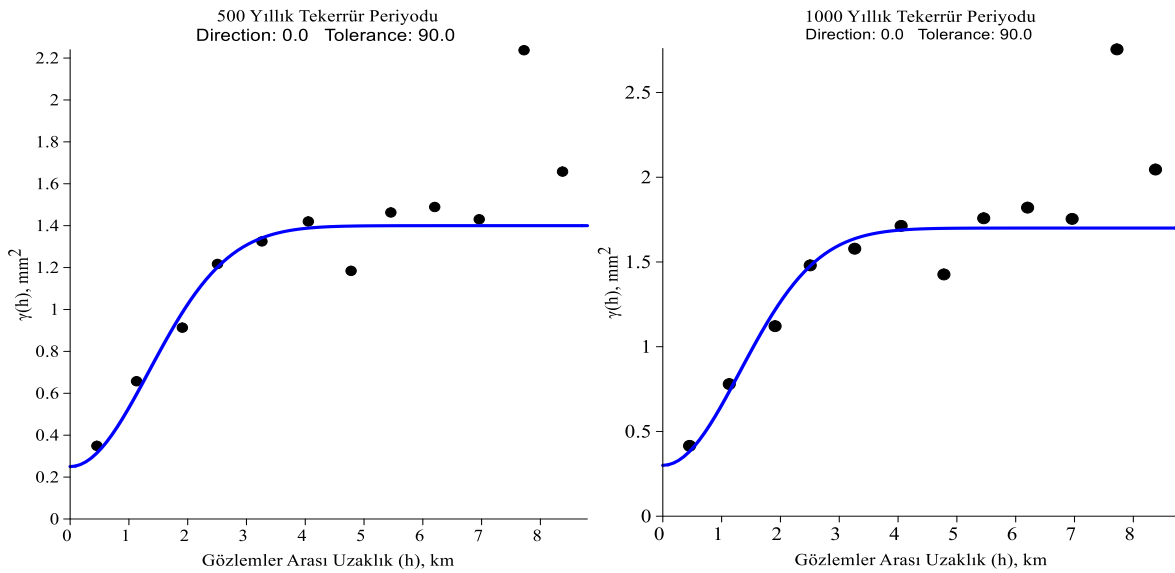
Bu çalışmada, aşamalı regresyon analizi yapılarak ve birçok denemeden sonra, açık yüzey buharlaşma verilerinin ortalamalarının tahmininde 8 homojen bölgenin tamamı için bir regresyon eşitliği elde edilmiştir. Tablo 4’da AYB verilerinin ortalamaları için elde edilen regresyon ifadeleri ve ilgili istatistiksel özellikler özetlenmiştir. Regresyon eşitliklerinde bağımsız değişkenin bağımlı değişkeni ifade edebilmesi için $t \geq t_{krit}$ olması gerekmektedir. Tablo 4 görüleceği üzere bütün bağımsız değişkenlerin t değerleri t_{krit} den büyük bulunmuş olup AYB değerlerini bulmada regresyonda kullanılabileceği anlamına gelmektedir. Regresyon eşitliğinde determinasyon katsayısının anlamlılığını test etmek için % 90 anlamlılık düzeyinde $F \geq F_{krit}$ olması gerekmektedir. Tablo 4 görüleceği üzere F değeri (50,27) F_{krit} (1,976) den büyük olduğu için çalışmamızda geliştirilen regresyon eşitliği % 90 güven aralığında anlamlıdır.

Tablo 4 da görüleceği üzere, regresyon eşitliklerindeki açıklayıcı değişkenlerin az olması oldukça önemlidir: 1- F değerinin kritik F değerinden daha büyüktür, 2- Açıklayıcı değişkenlerin VIF değerleri, mümkün en küçük değer olan 1’e yakın çıkmıştır, 3- Katsayıların t değerleri, kritik t değerinden daha büyüktür. Regresyonda da enlem, boylam ve kot (yükseklik) yoktur. Bunların sebebi t değerlerinin kritik t değerinden daha küçük kalmasıdır. Ayrıca maksimum sıcaklık, minimum sıcaklık, ortalama sıcaklık ve ortalama nem değişkenleri de yoktur. Çünkü VIF değerleri 5 den daha büyük çıkmıştır.

Tablo 4. Türkiye’deki 8 Homojen Bölgede açık yüzey buharlaşma serilerinin ortalamaları için regresyonların özeti

Serbestlik derecesi =61, %90 Anlamlılık düzeyi için $t_{krit} = 1,999$			
Açıklayıcı Değişken	Katsayının Büyüklüğü	Katsayının t Değeri	Açıklayıcı Değişkenin VIF Değeri
Sabit	14,214	9,76	
Maksimum Rölatif Nem	-0,120	-7,33	1,235
Minimum Rölatif Nem	-0,042	-5,11	1,257
Rüzgâr Hızı	0,293	4,13	1,021
$R^2 = 0,712$	F değeri=50,27	$F_{krit} = 1,976$	

Gözlem çiftleri arasındaki uzaklık olan Öklid uzaklıkları h ve bu uzaklıklara ait deneysel yarıvaryans değerleri $[\gamma(h)]$ her bir varyant için yönsüz olarak hesaplama yapılmıştır. 500 ve 1000 yıllık tekerrür periyotlarında AYB verileri için çiftler arasındaki h uzaklığı sınıflandırılarak ortalama uzaklık (\bar{h}) ve buna karşılık gelen ortalama deneysel yarıvaryans ($\gamma(\bar{h})$) değerleri yeniden oluşturulmuş; ortalama $\bar{h} - \gamma(\bar{h})$ değerleri karşılıklı olarak grafiklenerek varyansların deneysel yarıvariogramları elde edilmiştir (Şekil 3).



Şekil 3. AYB değerlerinin ait deneysel ve teorik yarıvariogramlar

Wakeby dağılımına göre 500 ve 1000 yıllık tekerrür periyotları için hesaplanan AYB verilerine en iyi deneysel yarıvariogram yapıları Tablo 5’te verilmiştir. Saptanan deneysel yarıvariogram şekillerine uygun olarak 2 ile 10^3 yıllık tekerrür periyotlarında AYB verin de gauss model seçilmiştir.

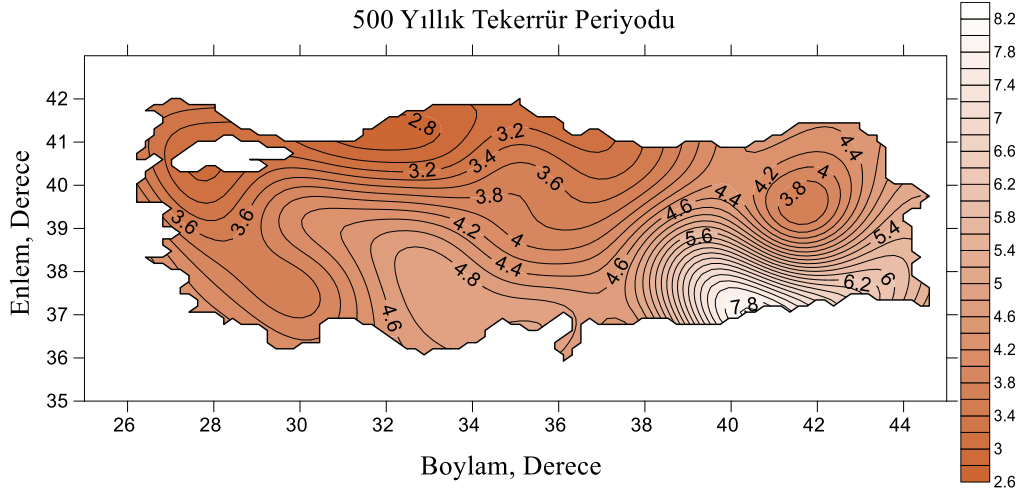
AYB verileri, diğer doğa olayları gibi rastgele karakter taşımaktadır. Bu yüzden, belirlenen yarıvariogram modelleri kontrolsüz etki varyansı (C_0) içermiştir [38]. 2 ile 10^3 yıllık tekerrür periyotlarında AYB verin de bu varyansın toplam varyansa (C_0+C) oranı %18 ile %31 arasında değişmektedir. Genellikle kontrolsüz etki varyansı (ortalaması yaklaşık %22,5) artmalar gözlenmiştir. 2 ile 10^3 yıllık tekerrür periyotlarında AYB verin de yarıvariogram modelleri için hesaplanan yapısal varyansların toplam varyans içindeki oranı %68,4 ile %82,35 arasında değişmektedir.

İncelenen değişkenin gözlem yapılmayan noktalardaki alacağı değerlerinin tahmin edilmesinde geoistatistik teknikler kullanılmaktadır. Bu amaçla, Kriging tahmin yöntemi ile örneklenmiş yüzeyin istenilen özellikleri tahmin edilmekte ve tahmin sırasında yarıvariogram testi aşamasında belirlenen tahmin parametrelerinden faydalanılmaktadır. Kriging tahmin SURFER [39] paket programı Kriging yardımıyla, AYB verilerinde kullanılarak, Gauss tip yarıvariogram modeli yardımı ile Kriging tahmin haritaları hazırlanmıştır. Şekil 4 ve 5’te 500-1000 yıllık tekerrür periyotlarına ait Kriging tahmin haritaları verilmiştir.

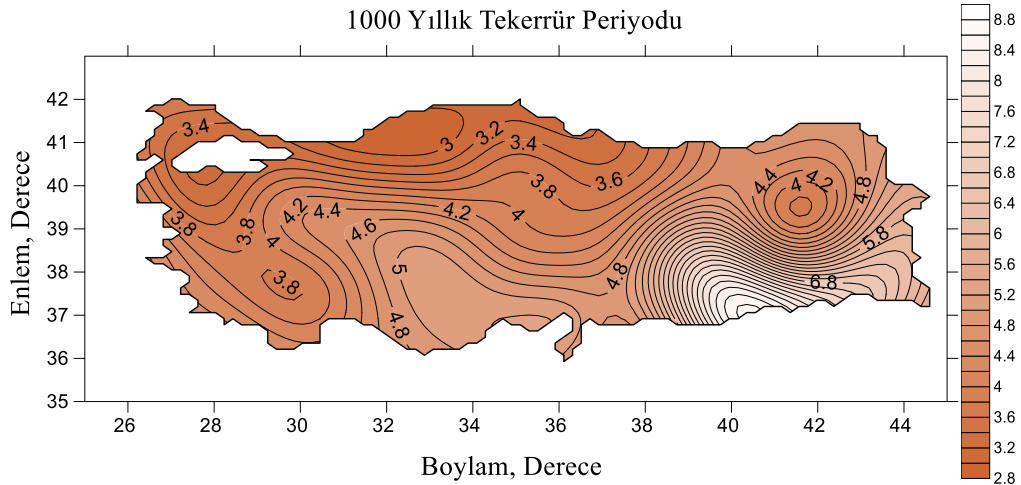
L-MOMENTLER YÖNTEMİYLE TÜRKİYE'YE AİT AÇIK YÜZEY BUHARLAŞMA DEĞERLERİNİN BÖLGESELLEŞTİRİLMESİ

Tablo 5. 2-1000 yıl tekerrür periyodunda AYB değerlerine ait yarıvariogram değerleri

Tekerrür Periyodu	Arama Tarama Yarıçapı (km)	Model	Külçe (Nugget) C_0	Kısmi eşik (Partial Sill) C_1	Aralık (Range)
2	8,8	Gauss	0,08	0,20	2,00
5	8,8	Gauss	0,12	0,26	2,20
10	8,8	Gauss	0,10	0,38	2,00
25	8,8	Gauss	0,13	0,49	1,90
50	8,8	Gauss	0,16	0,59	1,95
100	8,8	Gauss	0,18	0,72	1,89
200	8,8	Gauss	0,22	0,90	1,95
500	8,8	Gauss	0,25	1,15	1,89
1000	8,8	Gauss	0,30	1,40	1,85



Şekil 4. 500 Yıllık tekerrür periyodunda AYB değerlerinin Kriging tahmin haritaları



Şekil 5. 1000 Yıllık tekerrür periyodunda AYB değerlerinin Kriging tahmin haritaları

Haritalardan da görüleceği gibi wakeby dağılımı için 500-1000 yıl tekerrür periyodunda AYB verilerinin tahminleri benzer özellik göstermektedir. Bütün haritalarda Güneydoğu Anadolu bölgesinde buharlaşma artarken, batı tarafından ise buharlaşma azalmaktadır. Bu özellikler Türkiye'nin coğrafi konumlarından kaynaklanmaktadır. Ayrıca Kriging haritaları üzerinde yüksek ve düşük buharlaşma bölgeleri belirlenmiştir.

4. SONUÇLAR

Türkiye’deki 65 adet meteoroloji istasyonlarına, 2015 dâhil 30 yıldan daha uzun bir dönem boyunca ölçülmüş kaydedilmiş AYB serilerine L–Momentler Metodu uygulanmıştır. Bu çalışmada ulaşılan sonuçlar şu şekildedir:

- AYB serilerine, L–Momentler yönteminin homojenlik testi yapılmış ve bunun sonucunda Türkiye’nin tamamının tek bir homojen bölge olmadığı tespit edilmiştir.
- L–Momentler yöntemi ile AYB değerlerine ait aday olasılık dağılımlarının orijinal parametre değerleri hesaplanmıştır. Bu parametreler kullanılarak AYB değerleri için L–Momentler yönteminin uygunluk testine göre Z^{DIST} istatistiği hesaplanmıştır Z^{DIST} istatistiği değerlerine göre 6., 7., ve 8. Homojen alt bölgelerde GLO dağılımı en uygun dağılımdır.
- Yapılan analizler sonucunda, GLO, GEV, GNO, PE3 ve GPA dağılımlarına ait Z^{DIST} istatistiğine homojen bölgelerin çoğunluğunun uymadığı tespit edilmiştir.
- Bu sebeple, ileri dönemlerde literatürdeki diğer dağılımlar için L–Momentler metodunun geliştirilmesi gerekmektedir.
- Türkiye’deki herhangi bir coğrafik konumda, AYB değerlerinin ortalamalarının tahmininde, maksimum rölatif nem, minimum rölatif nem ve rüzgâr hızı bağımsız değişkenler olarak kullanılmış olup, determinasyon katsayısı: $R^2=0,712$ olan bir eşitlik geliştirilmiştir.
- AYB verilerine wakeby olasılık dağılım fonksiyonu ile elde edilen tahminler kullanılarak Türkiye’ ye ait buharlaşma haritaları geoistatistiksel yöntem ile elde edilmiştir. Türkiye’ ye ait AYB verilerinin gauss tip yarıvariogram ile temsil edilebileceği görülmüştür. Haritalar incelendiğinde ile Güneydoğu Anadolu bölgesinde buharlaşma artarken, batı tarafından ise buharlaşma azalmaktadır.

KAYNAKLAR

- [1] STEWART, R.B., ROUSSE, W.R., “A Simple Method for Determining the Evaporation From Shallow Lakes and Ponds”, Water Resources Research, 12, 623–627, 1976.
- [2] DE BRUIN, H.A.R., “A Simple Method for Shallow Lake Evaporation”, Journal of Applied Meteorology, 17, 1132–1134, 1978.
- [3] MORTON, F.I., “Climatological Estimates of Lake Evaporation”, Water Resources Research, 15(1), 64–76, 1979.
- [4] WINTER, T.C., ROSENBERRY, D.O., “Evaluation of 11 Equations for Determining Evaporation for A Small Lake in The North Central Unites States”, Water Resources Research, 31(4), 983–993, 1995.
- [5] SARTORI, E., “A Critical Review on Equations Employed for the Calculation of the Evaporation Rate from Free Water Surfaces”, Solar Energy, 68(1), 77–89, 2000.
- [6] GÜLER, M., KARA, T., “Alansal Dağılım Özelliği Gösteren İklim Parametrelerinin Coğrafi Bilgi Sistemleri ile Belirlenmesi ve Kullanım Alanları; Genel Bir Bakış”, O.M.Ü Ziraat Fakültesi Dergisi, 22(3), 322–328, 2007.
- [7] AYDOĞAN, D., L–Momentleri Yöntemiyle Çoruh Havzasının Bölgesel Frekans Analizinin Yapılması, Yüksek Lisans Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, 1–153. Trabzon, Türkiye, 2008.
- [8] AYDIN, O., ÇİÇEK, İ., “Ege Bölgesi’nde Yağışın Mekânsal Dağılımı”, Coğrafi Bilimler Dergisi CBD 11(2), 101–120, 2013.
- [9] ÇITAKOĞLU, H., COBANER, M., HAKTANIR, T., “Investigation of Monthly Pan Evaporation in Turkey with Geostatistical Technique”, 2nd International Balkans Conference on Challenges of Civil Engineering, 901-909. Tiran, Arnavutluk, 2013.
- [10] SECKIN, N., TOPCU, E., “Adana ve Çevre İllerde Gözlenen Yıllık Maksimum Yağışların Bölgesel Frekans Analizi”, Journal of the Faculty of Engineering and Architecture of Gazi University, 31(4), 1049–1062, 2016.
- [11] ÇITAKOĞLU, H., ÇETİN, M., COBANER, M., HAKTANIR, T., “Mevsimsel Yağışların Geoistatistiksel Yöntemle Modellenmesi ve Gözlemi Olmayan Noktalarda Tahmin Edilmesi”, İMO Teknik Dergi, 28(1), 7725–7745, 2017.
- [12] HOSKING, J.R.M., “L–Moments: Analysis and Estimation of Distributions Using Linear Combinations of Order Statistics”, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 52, 105–124, 1990.
- [13] STEDINGER, J.R., VOGEL, R.M., FOUFOULA–GEORGIOU, E., Frequency Analysis of Extreme Events, In: Maidment, D.R. (Eds.), Handbook of Hydrology, (pp. 18.1–18.66), McGraw–Hill, New York, USA, 1993.

L-MOMENTLER YÖNTEMİYLE TÜRKİYE'YE AİT AÇIK YÜZEY BUHARLAŞMA DEĞERLERİNİN BÖLGESELLEŞTİRİLMESİ

- [14] HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R., Regional Frequency Analysis An Approach Based on L-Moments (1st ed.), Cambridge University Press, London, UK, 1997.
- [15] GREENWOOD, J.A., LANDWEHR, J.M., MATALAS, N.C., WALLIS, J.R., “Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several Distribution Expressible in Inverse Form”, Water Resources Research, 15(5), 1049–1054, 1979.
- [16] DALRYMPLE, T., Flood Frequency Analysis (1st ed.), Geological Survey Water-Supply Paper 1543-A, Washington, D.C., USA, 1960.
- [17] <http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments> (erişim tarihi 02.07.2013)
- [18] ÇOBANER, M., ÇAKAR, A., ÇETİN, M., YURTAL, R., “Göksu Deltasında Bazı Yeraltı Suyu Kalite Ögelerinin Probabilistik ve Jeostatistik Yöntemlerle İrdelenmesi”, İMO Teknik Dergi, 341, 5259-5283, 2011.
- [19] BURGESS, T.M., WEBSTER, R., “Optimal Interpolation and Isarithmic Mapping of Soil Properties I, The Semivariogram and Punctual Kriging”, Journal of Soil Science, 31(3), 315–331, 1980.
- [20] BURGESS, T.M., WEBSTER, R., “Optimal Interpolation and Isarithmic Mapping of Soil Properties II Block Kriging”, Journal of Soil Science, 31(3), 333–341, 1980.
- [21] ÇETİN, M., Jeostatistiksel Yöntem ile Nokta ve Alansal Yağışların Saptanması ve Stokastik Olarak Modellenmesi Örnek Havza Uygulamaları, Doktora Tezi, Çukurova Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, 1-130. Adana, Türkiye, 1996.
- [22] TABIOS III, G.Q., SALAS, J.D., “A Comparative Analysis of Techniques for Spatial Interpolation of Precipitation”, Water Resources Bulletin, 21(3), 365-380, 1985.
- [23] ÇETİN, M., ÖZCAN, H., TÜLÜCÜ, K., Aşağı Seyhan Ovası (ASO) IV. Merhale Proje Alanında Toprak Ve Taban Suyuna İlişkin Bazı Fiziksel ve Kimyasal Özelliklerin Yersel Değişimlerinin Jeostatistik Yöntemle Araştırılması. Çukurova Üniversitesi Rektörlüğü Münferit Proje Araştırma Projesi Sonuç Raporu (Proje no:ZF/99/14), Adana, Türkiye, 2001.
- [24] OLEA, R.A., Measuring Spatial Dependence with Semivariograms (1st ed.), Kansas Geological Survey, Series on Spatial Analysis, No.3, Lawrence, Kansas, 1977.
- [25] KUTILEK, M., NIELSEN, D.R., Soil Hydrology (1st ed.), GeoEcology Textbook, Cremlingen-Destedt, Catena Verlag, Germany, 1994.
- [26] OLEA, R.A., Optimum Mapping Techniques Using Regionalized Variable Theory(1st ed.), Kansas Geological Survey, Series on Spatial Analysis, No.2, Lawrence, Kansas, 1975.
- [27] VAUCLIN, M., VIEIRA, S.R., VACHAUD, G., NIELSEN, D.R., “The Use of Cokriging with Limited Field Soil Observations”, Soil Sci. Soc. Am. J., 47, 175–184, 1983.
- [28] KİTANİDİS, P.K., Geostatistics. In Maidment, D.R. (Eds.), Handbook of Hydrology (Chapter 20), McGraw-Hill, New York, USA, 1993.
- [29] İSAAKS, E.H., SRIVASTAVA, R.M., Applied Geostatistics(1st ed.), Oxford University Press, Inc., Newyork, USA, 1989.
- [30] JOURNAL, A.G., HUIJBREGTS, C.H.J., Mining Geostatistics (7th ed.), Academic Press, London, UK, 1991.
- [31] WILLERDING, M.F., ENGELSOHN, H.S., Mathematics: The Alphabet of Science (3rd ed.), John Wiley & Sons, Inc, Canada, 1977.
- [32] CLARK, I., Practical Geostatistics (3rd ed.), Department of Mineral Resources Engineering, Royal School of Mines, Imperial College of Science and Technology, London, UK, 1979.
- [33] BAYRAKTAR, B., Zemin Özelliklerinin Coğrafi Bilgi Sistemi Ortamında Mesafenin Ters ve Kriging Yöntemleriyle Kestirimi, Yüksek Lisans Tezi, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, 1-115. Eskişehir, Türkiye, 2007.
- [34] HELSEL, D.R., HIRSCH, R.M., Statistical Methods in Water Resources (1st ed.), Techniques of Water-Resources Investigations of The United States, Book 4, Hydrologic Analysis and Interpretation, Chapter A3, <http://water.usgs.gov/pubs/twri/twri4a3/> 2002.
- [35] HEPERKAN, H., KESGIN, U., Mühendisler için Sayısal Yöntemler (dördüncü baskı), Chaapra, S.C., Canale, R.P., Literatür Kitabevi, No: 82, İstanbul, 2003.
- [36] MONTGOMERY, D., PECK, E., VINING, G., Introduction to Linear Regression Analysis (3rd ed.), John Wiley, New York, 2001.
- [37] ÇETİN, M., TÜLÜCÜ, K., “Doğu Akdeniz Bölgesinde Aylık Yağışların Yersel Değişimlerinin Jeostatistik Yöntemle İncelenmesi”, Tr. J. of Engineering and Environmental Science, TÜBİTAK, 279-288, 1998.
- [38] <http://www.goldensoftware.com> (erişim tarihi 02.11.2016)