

## Çok Değişkenli Kuraklık Frekans Analizi ve Risk Değerlendirmesi: Kahramanmaraş Örneği

Musa Eşit<sup>1</sup>, Mehmet İshak Yüce<sup>2,\*</sup>

<sup>1</sup>Adıyaman Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Adıyaman.

<sup>2</sup>Gaziantep Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Gaziantep.

### Özet

Kuraklık, mevsimsel veya daha uzun süreli yağış eksikliğinin bir sonucu olarak neredeyse tüm iklim bölgelerinde meydana gelen doğal bir afettir. Küresel ısınma, yağış yetersizliği, düşük yağış miktarı ve süresi, düşük bağıl nem ve diğer faktörlerin tümü, kuraklığın yaygınlaşmasına sebep olmaktadır. Bu çalışmada, Kahramanmaraş ilinin çok değişkenli kuraklık frekans analizi ve risk değerlendirilmesi kopula fonksiyonları kullanılarak yapılmıştır. Kuraklık parametreleri (süre ve şiddet), SPI (Standartlaştırılmış Yağış İndeksi) indeksi yöntemi ile elde edildikten sonra, her bir parametreye en uygun marjinal dağılımlar bulunmuştur. Son olarak, elde edilen en uygun marjinal dağılımlara bağlı olarak, en uygun kopula fonksiyonu hesaplandıktan sonra, Kahramanmaraş ilinin kuraklık parametrelerinin şartlı dönüş olasılıkları ve süreleri elde edilmiştir. Bu çalışma sonucunda, en yüksek şartlı kuraklık şiddeti dönüş periyodu Kahramanmaraş merkezde görülürken, en düşük dönüş periyoduna ise Elbistan ilçesinde saptanmıştır. En yüksek şartlı kuraklık süresi dikkate alındığında, Afşin ilçesi en yüksek dönüş periyoduna sahip iken (en az riskli), Elbistan ilçesi en kısa dönüş periyoduna sahip olduğu (riskli) gözlemlenmiştir. Elbistan ilinin hem şartlı kuraklık şiddeti hem de kuraklık süresi dönüş periyoduna göre diğer ilçelere ve merkeze göre daha fazla kuraklık riski taşıdığı gözlemlenmiştir. Bu çalışma, Kahramanmaraş ili için kuraklık risk değerlendirmesi yönetiminde karar vericilere faydalı bilgiler sağlamaktadır.

### Anahtar Sözcükler

Kuraklık, Kopula, SPI, Dönüş Periyodu, Kahramanmaraş

## Multivariate Drought Frequency Analysis and Risk Assessment: A case study for Kahramanmaraş Province

### Abstract

Drought is a natural disaster that occurs in nearly all climatic regions as a result of seasonal or longer-term lack of precipitation. Global warming, insufficient precipitation, low precipitation intensity and duration, low relative humidity and other factors all cause the prevalence of drought. In this study, multivariate drought frequency analysis and risk assessment of Kahramanmaraş province were analyzed by using copula functions. After the drought parameters (duration and severity) were obtained by the SPI (Standardized Precipitation Index) method, the most appropriate marginal distributions were found for each parameter. Finally, depending on the appropriate marginal distributions, the conditional return probabilities and periods of the drought parameters of Kahramanmaraş province were obtained after the most appropriate copula function was calculated. As a result of this study, the highest conditional return period of drought severity was observed in the center of Kahramanmaraş, while the lowest return period was found in the district of Elbistan. Considering the highest conditional drought duration period, Afşin district has the highest return period (least risky), while Elbistan district has the shortest return period (risky). It has been observed that the province of Elbistan has a higher drought risk compared to other districts and the center of Kahramanmaraş according to both the conditional drought severity and the drought duration return period. This study provides useful information to decision makers in the management of drought risk assessment for Kahramanmaraş province.

### Keywords

Drought, Copula, SPI, Return Period, Kahramanmaraş

### 1. Giriş

Kuraklık, yağışlarda keskin bir düşüşle sonuçlanan uzun süreli olağan dışı hidrolojik koşullardan sonra meydana gelmektedir. Temel olarak kuraklık, su mevcudiyetinde uzun süreli bir eksiklik nedeniyle meydana gelen, tekrarlayan, kaçınılmaz ve kalıcı bir olgudur. Hem kurak hem de nemli bölgeleri bir dereceye kadar etkilemektedir (Khan vd. 2018). Kuraklık, tarım, ekonomi ve toplum üzerinde yıkıcı bir hasar potansiyeline sahiptir.

2025 yılına kadar 4 milyar insanın, yani dünya nüfusunun yarısının, özellikle Afrika, Orta Doğu ve Güney Asya'da ciddi su krizi koşulları altında yaşayacağı tahmin edilmektedir (Diwan 2002). Küresel olarak yılda ortalama 6-8 milyar dolara neden olup, 1900'den 2004'e kadar geçen bir yüzyılda on milyondan fazla can kaybına yol açmıştır (Wilhite vd. 2000; Below vd. 2007).

Artan kuraklık olayları dünyanın farklı yerlerinde meydana gelmekte olup, tarım, ekonomi ve çevre üzerinde yıkıcı etkiler bırakmaktadır. Kuraklıklar genellikle (a) yağış miktarının yetersiz olduğu ay veya yıl içinde uzun bir zaman aralığı olan 'meteorolojik kuraklık' (b) toprak nemi normal seviyenin altına düştüğünde meydana gelen "tarımsal kuraklık" ve (c) su depolama, akarsu akışı ve yeraltı suyu seviyeleri gerekli seviyenin altında olduğunda meydana gelen 'hidrolojik kuraklık' olarak tanımlanmaktadır (Mishra ve Singh 2010). Kuraklık ayrıca zamanlama (yani kuraklığın ana mevsimde meydana gelmesi, musonların değişmesi) ve yağışın özellikleri (yağışın miktarı, toplam yağış olaylarının sayısı, vb.) ile de açıklanabilir (Mishra vd. 2016; Esit vd. 2021).

Kuraklık indeksleri, yağış, buharlaşma ve sıcaklık gibi hava değişkenlerini entegre ederek kuraklığı izlemek için oluşturulmuştur. Meteoroloji istasyonlarından elde edilen meteorolojik verilere dayanan kuraklık indeksleri, kuraklığın izlenmesinde özellikle etkilidir. Örneğin, Palmer Kuraklık Şiddet İndeksi (PDSI) (Palmer 1965), Standartlaştırılmış Yağış İndeksi (SPI) (McKee vd. 1993) ve Standartlaştırılmış Yağış Evapotranspirasyon İndeksi (SPEI) (Vicente-Serrano vd. 2010) meteorolojik kuraklığı izlemek için yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu indeksler arasında SPI, bilim camiası tarafından en yaygın olarak kullanılan (Park vd. 2017; Zhang vd. 2017; Yuce ve Esit 2021) ve basitliği nedeniyle sıklıkla diğer indekslerin kesinliğini değerlendirmek için kullanılır.

Kuraklık, süre ve şiddet olarak iki bileşenle karakterize edilir. Hidrolojik ve meteorolojik olayların frekans analizi temel olarak uygun dağılımın seçilmesi ve seçilen dağılım parametrelerinin tahmini olarak iki adımdan oluşur. Birçok çalışma, meteorolojik ve hidrolojik değişkenlerin tek değişkenli analizi için dağılım fonksiyonlarının kullanımını tartışmıştır. Gumbel, Weibull, Gamma ve Lognormal gibi iki parametrelili dağılımları, GEV (El Adlouni vd. 2007; Cannon 2010; Eris vd. 2019) ve Pearson tip III dağılımı gibi üç parametrelili dağılımları içeren hidrolojik çalışmalarda birçok olasılık dağılımı kullanılmıştır (Chen vd. 2015). Yaygın olarak kullanılan geleneksel çok değişkenli kümülatif dağılım fonksiyonu (CDF) Gauss olup, ancak marjinal dağılım işlevlerinin normal olması gereken kısıtlamalara sahiptir. Daha sonra, üstel iki değişkenli dağılım (Favre vd. 2002), iki değişkenli gama dağılımı (Yue vd. 2001) ve uç değerlerin iki değişkenli dağılımı (Adamson vd. 1999) gibi normal olmayan marjinal dağılım fonksiyonlarına sahip iki değişkenli dağılımlar önerilmiştir. Kuraklıklar karmaşık olaylar olduğundan, tek başına bir değişken kuraklıkların kapsamlı bir değerlendirmesini sağlayamaz (Shiau vd. 2006). Bu nedenle, tek değişkenli kuraklık özelliklerine dayalı bir analiz, kuraklık bileşenleri arasında önemli bir ilişki yakalayamaz. Öte yandan, kopulalar, çok değişkenli dağılımlar için genel bir form sağlayıp, marjinal dağılımlara ve çok çeşitli korelasyon yapılarına izin vermektedir. Kopula teorisi ilk olarak Sklar (1959) tarafından tanıtılmış ve daha sonra hidroloji alanında çok sayıda araştırmacı tarafından kullanılmıştır (Nabaei vd. 2019; Won vd. 2020; Das vd. 2020; Topçu 2022; Tosunoglu ve Can 2016; Afshar vd. 2020). Kopula fonksiyonları, geleneksel iki değişkenli dağılım fonksiyonlarının sınırlamalarına sahip değildir. Farklı tek değişkenli marjinal dağılım fonksiyonlarını birbirine bağlayarak çok değişkenli dağılım fonksiyonları oluşturabilir ve verilerin bağımlılık yapısını daha kesin olarak tanımlayabilirler. Şimdiye kadar hidroloji ve su kaynakları alanlarında kopula fonksiyonlarının kullanılması, yağışın frekans analizi (Qian vd. 2018; Li vd. 2019; Ramezani vd. 2019), taşkın kuraklık analizi (Zhou vd. 2019) ve kuraklık frekans analizi (Vo vd. 2020; Esit ve Yuce 2021) şeklinde özetlenebilir. Liu vd. (2011), Çin'in Guangdong eyaletinde kuraklık riskini değerlendirmek için iki değişkenli bir kopula kullanmış olup, kuraklık süresi için Üstel dağılımı ve kuraklık şiddeti için ise Gama dağılımı ile Clayton kopulası kullanmıştır. Mirabbasi vd. (2012) İran'ın kuzeybatısındaki Sharafkhaneh ölçüm istasyonunun meteorolojik kuraklık özelliklerinin analizine Galambos kopulalarını uygulamış ve Galambos kopulalarının iki değişkenli analizler için iyi performans gösterebileceğini açıklamıştır. Zhang vd. (2013), hidrolojik kuraklıkları Gumbel-Hougaard, Clayton, Plackett ve aşırı değerli kopulalar dahil olmak üzere dört farklı kopula ile modellemeye çalışmış ve kopulalar için uygunluk testleri Plackett kopulasının hidrolojik kuraklık serisine dört istasyonda iyi uyduğunu göstermiştir. Bu kopula, tüm hidrolojik istasyonların hidrolojik kuraklık için ikincil dönüş sürelerinin hesaplanmasında da kullanılmıştır. Reddy ve Ganguli (2013) Hindistan'ın batı Rajasthan bölgesindeki kuraklığın mekansal-zamansal analizi için Gumbel-Hougaard, Frank ve Plackett dahil üç kopula arasındaki üst kuyruk bağımlılığını incelemiştir. Ayrıca, kuraklığın hem süresi hem de şiddeti, kuraklığın değerlendirilmesinde ve yönetiminde önemli bir rol oynadığından, Shiau (2006) bu çalışmada yapılacak olan iki durum için kuraklıkların ortak geri dönüş süresini tanımlamıştır.

Bu çalışmada, Kahramanmaraş ilinin kopula fonksiyonlarını kullanarak çok değişkenli kuraklık frekans analizi ve risk değerlendirmesi yapılmıştır. Kuraklık süresi ve şiddeti dikkate alınarak şartlı olasılık özellikleri ve dönüş süreleri detaylı bir şekilde irdelenmiştir.

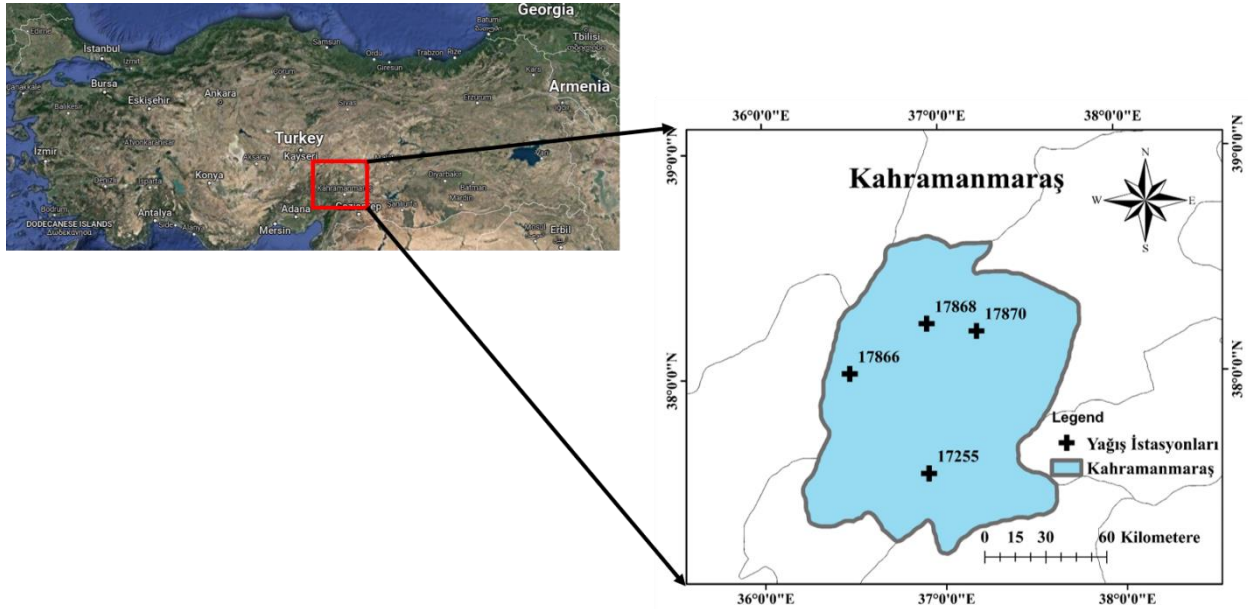
## 2. Çalışma Bölgesi ve Veri

Kahramanmaraş ilinin yüzölçümü 14.525 km<sup>2</sup>'dir. Kahramanmaraş'ın enlemi 37.57, boylamı 36.92'dir. İlin kuzey arazileri oldukça dağlıktır. Yer şekilleri genellikle Güneydoğu Toros Dağları'nın uzantısı olan dağlardan ve bunlar arasındaki yarık vadi alanlarından oluşur. Arazilerin yükseltisi 350 m ile 3000 m arasında değişmekte olup, il geniş ovalara sahiptir. Bu ovalar sırasıyla Gavur, Maraş, Göksun, Aşağı Göksun, Afşin, Elbistan, Andırın, Mizmilli, Narlı ve İnekli ovalarıdır.

İldeki başlıca dağlar Nurhak, Binboğa, Engizek, Uludaz ve Ahırdağı'dır. Başlıca su kaynakları Ceyhan Nehri ile Aksu, Bertiz, Erkenez, Göksu, Göksun, Hurman, Körsulu, Sarsap ve Söğütlü çaylarıdır. Kahramanmaraş, Akdeniz iklim kuşağındadır. Akdeniz İklimine tam olarak uyum sağladığı için kışları ılık ve yağışlı, yazları sıcak ve kuraktır. 1000 metreden yüksek seviyelerde kışlar soğuk ve kar yağışlı, yazlar ise nispeten serin Akdeniz dağ iklimidir. İlin Doğu Anadolu Bölgesi'ndeki arazilerde yaz ve kış arasındaki sıcaklık farkı daha fazla olup iklim karasal olup, yağışlar daha çok ilkbaharda görülür (URL-1 2021). Bu çalışmada kullanılan yağış verilerinin ortalama, standart sapma, değişim (Cv), çarpıklık (Cs) ve oto korelasyon (r1) katsayısı gibi istatistik bilgiler Tablo 1'de verilmiştir. 17866, 17868 ve 17870 istasyonları sırasıyla Göksun, Afşin, Elbistan ilçelerinde ve 17255 istasyonu ise Kahramanmaraş merkezde bulunmaktadır. Şekil 1'de meteoroloji gözlem istasyonlarının dağılımını göstermektedir.

Tablo 1: Kahramanmaraş meteoroloji gözlem istasyonu yağış verilerine ait istatistik bilgileri

İstasyon	İlk Gözlem Yılı	Son Gözlem Yılı	Enlem	Boylam	Ortalama	St. Sapma	Cv	Cs	r1
17866	1963	2011	38.0240	36.4823	51.19	46.29	0.90	1.07	0.39
17868	1970	2011	38.2405	36.9190	35.31	31.16	0.88	0.99	0.34
17870	1963	2011	38.2038	37.1982	33.30	28.87	0.87	0.97	0.33
17255	1963	2016	37.5760	36.9150	60.39	65.57	1.09	1.27	0.50



Şekil 1: Meteoroloji gözlem istasyonlarının şehir üzerindeki dağılımı

### 3. Metodoloji

#### 3.1 Standart Yağış İndeksi (SPI)

Bu çalışmada, SPI indeksini hesaplamak için gama dağılım fonksiyonu kullanılmıştır. Gama fonksiyonu Thom (1966) tarafından şu şekilde tanımlanır:

$$g(x) = \frac{1}{\beta \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}} \quad (1)$$

burada  $\alpha$  ve  $\beta$  sırasıyla şekil ve ölçek parametreleri olup,  $\Gamma$  sıradan bir gama fonksiyonudur. Bu  $\alpha$  ve  $\beta$  parametreleri Thom (Thom 1966) ve Edwards (Edwards 1997) izlenerek tahmin edilebilir. Gama fonksiyonunun Kümülatif Dağılım Fonksiyonu (CDF) şu şekilde elde edilebilir:

$$G(x) = \int_0^x g(t) dt \quad (2)$$

Gama fonksiyonunun zaman serilerine sıfır değerleriyle uyma sınırlamasının üstesinden gelmek için Thom (1951), karışım dağılım fonksiyonunu aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$H(x) = q + (1-q)G(x) \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemde, sıfır olasılığı,  $q = m/n$  olarak hesaplanır; burada  $m$  ve  $n$ , sırasıyla sıfır değerlerinin sayısı ve örnek zaman serisi sayısıdır. Son olarak, gama dağılımı, SPI'yi tahmin etmek için Abramowitz ve Stegun (Abramowitz ve Stegun 1965) tarafından açıklanan prosedür kullanılarak normalleştirilir. SPI'nin negatif değerleri yağış eksikliğini göstermekte olup, meteorolojik kuraklık olarak anlaşılır (Aksoy vd. 2018).

### 3.2 Kuraklık Parametreleri

Kuraklık parametreleri, Yevjevich (1967) tarafından önerilen “Runs teorisi” kullanılarak hesaplanmıştır. Sıfırdan küçük SPI değeri kuraklık olarak kabul edilir. Her kuraklık olayının  $D$  (süre) ve  $S$  (Şiddet) değerleri, denklem (4) yardımıyla runs teorisi kullanılarak çıkarılır; burada  $D$ , SPI'nin sıfırdan küçük olduğu ardışık ayların sayısıdır.  $S$ ,  $D$  dönemi boyunca kümülatif SPI'nin mutlak değeridir. Tablo 2’de SPI indeksine göre kuraklık kategorileri verilmiştir.

$$S = -\sum_{i=1}^D SPI_i \quad (4)$$

Tablo 2: SPI indeksine göre ıslak dönem ve kuraklık kategorileri

SPI	Kuraklık Kategorisi
$\geq 2$	Çok şiddetli yağışlı
1.50 ~ 1.99	Çok yağışlı
1.00 ~ 1.49	Orta şiddetli yağışlı
0.99 ~ 0	Normal
0 ~ -0.99	Hafif kuraklık
-1.00 ~ -1.49	Orta şiddetli kuraklık
-1.50 ~ -1.99	Şiddetli kuraklık
$\leq -2$	Çok şiddetli kuraklık

### 3.3 Tek Değişkenli Kuraklık Parametrelerin Dağılımlarının Bulunması

Kuraklık özelliklerinin ortak dağılımlarla modellenmesinde iyi bir performans, temel olarak,  $S$  ve  $D$  verilerine en iyi uyan marjinal dağılımların uygun seçimine bağlıdır. Burada Lognormal, Lojistik, Gamma, Üstel, Weibull ve Normal dağılımlar olmak üzere altı olasılık dağılımının uygunluğu test edilmiştir. Bu dağılımların yoğunluk dağılım fonksiyonlarına ait denklemler Tablo 3’te verilmiştir. Her kuraklık parametresi için kullanılan dağılımların uygunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Bayes Bilgi Kriteri (BIC) ile test edilmiştir. AIC ve BIC denklem 5 ve 6’ya göre hesaplanmaktadır.

$$AIC = -2(\ln(\text{likelihood})) + 2K \quad (5)$$

$$BIC = -2\log p(L) + p\log(n) \quad (6)$$

Burada  $p$ , tahmin edilen parametre sayısı ve  $n$ , gözlem sayısıdır. Burada minimum AIC ve BIC ile en iyi model olarak seçilmektedir.

Tablo 3: Kuraklık parametreleri için kullanılan marjinal dağılımlar

Dağılım	Denklem
Lognormal	$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_Y} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu_Y}{\sigma_Y}\right)^2}$ , $0 < x < \infty$
Lojistik	$f_X(x) = \frac{e^{-\frac{x-\mu}{s}}}{s\left(1 + e^{-\frac{x-\mu}{s}}\right)^2}$ , $-\infty < x < \infty$
Gamma	$f(x) = \frac{\left(\frac{x-\mu}{\beta}\right)^{\gamma-1} \exp\left(-\frac{x-\mu}{\beta}\right)}{\beta\Gamma(\gamma)}$ $x \geq \mu; \gamma, \beta > 0$
Üstel	$f(x) = \frac{1}{\beta} e^{-\frac{(x-\mu)}{\beta}}$ $x \geq \mu; \beta > 0$
Weibull	$f(x) = \frac{\gamma}{a} \left(\frac{x-\mu}{a}\right)^{\gamma-1} \exp\left(-\left(\frac{x-\mu}{a}\right)^\gamma\right)$ $x \geq \mu; \gamma, a > 0$
Normal	$f(x) = \frac{e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}}{\sigma\sqrt{2\pi}}$

### 3.4 Kopula Teorisi

Kopula fonksiyonları, tek değişkenli marjinal dağılımlardan çok değişkenli dağılımlar oluşturmak için kullanılır. Tekniğin teorik temeli Sklar (1959) tarafından tanımlanmıştır. Birçok kopula fonksiyonu olmasına karşın, Arşimet kopula fonksiyonları genel olarak hidrolojik ve meteorolojik alanlarda kullanılmaktadır. Kopula işlevleri, [0,1] aralığında düzgün dağılmış değişkenlerle çok değişkenli dağılım işlevleri,  $P(x_1, \dots, x_n)$  olarak tanımlanır. Sklar teoremine göre, iki rasgele değişken  $x$  ve  $y$  sırasıyla marjinal dağılım fonksiyonu  $F_X(x)$  ve  $F_Y(y)$  olarak düşünülürse, bu iki farklı marjinali birbirine bağlamak için modellenen  $F_{X,Y}(x, y)$  benzersiz bir kopula  $C$  vardır.  $C$  aşağıdaki formülle matematiksel olarak ifade edilir;

$$f_{X,Y}(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad (7)$$

Denklem 7'de görüldüğü gibi, bir kopula tek değişkenli bir dağılıma göre çok değişkenli bir dağılım ile tanımlanabilmektedir. Kullanılan Kopula fonksiyonlarına ait denklemler Tablo 4'de detaylı bir şekilde verilmiştir. Marjinal dağılımlara bağlı olarak kullanılacak en iyi kopula fonksiyonu AIC, BIC ve MLE (Maksimum olabilirlik yöntemi) yöntemleri ile performansları test edilmiştir

Tablo 4: Bu çalışmada kullanılan Kopula fonksiyonlarının tanımı

Copula	Function	Support
Gaussian copula	$C(u_1, u_2) = \int_{-\infty}^{\phi^{-1}(u_2)} \int_{-\infty}^{\phi^{-1}(u_1)} \frac{1}{2\pi(1-p^2)^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{x_1^2+x_2^2-2px_1x_2}{2(1-p^2)}\right\} dx_1 dx_2$	$x_1, x_2 \in \mathbb{R}$
Student t copula (t-copula)	$C(u_1, u_2) = \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_2)} \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_1)} \frac{1}{2\pi(1-p^2)^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{1 + \frac{x_1^2+x_2^2-2px_1x_2}{v(1-p^2)}\right\}^{-\frac{(v+2)}{2}} dx_1 dx_2$	$x_1, x_2 \in \mathbb{R}$
Clayton copula	$C(u_1, u_2) = (u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1)^{-\frac{1}{\theta}}$	$\theta \in [0, \theta)$
Gumbel copula	$C(u_1, u_2) = \exp\left\{-[(-\ln u_1)^\theta + (-\ln u_2)^\theta]^{\frac{1}{\theta}}\right\}$	$\theta \in [1, \infty)$
Frank copula	$C(u_1, u_2) = -\frac{1}{\theta} \ln\left[1 + \frac{(e^{-\theta u_1} - 1)(e^{-\theta u_2} - 1)}{e^{-\theta} - 1}\right]$	$\theta \in \mathbb{R}$
Joe copula	$C(u_1, u_2) = 1 - [(1 - u_1)^\theta + (1 - u_2)^\theta - (1 - u_1)^\theta(1 - u_2)^\theta]^{\frac{1}{\theta}}$	$\theta \in [0, \theta)$
BB1 copula	$C(u_1, u_2) = \left\{1 + [(u_1^{-\theta} - 1)^\delta + (u_2^{-\theta} - 1)^\delta]^{\frac{1}{\delta}}\right\}^{-\frac{1}{\theta}}$	$\theta > 0, \delta \geq 1$
BB6 copula	$C(u_1, u_2) = 1 - \left(1 - \exp\left\{-\left[(-\log(1 - (1 - u_1)^\theta))^\delta + (-\log(1 - (1 - u_2)^\theta))^\delta\right]^{\frac{1}{\delta}}\right\}\right)^{\frac{1}{\theta}}$	$\theta \geq 1, \delta \geq 1$
BB7 copula	$C(u_1, u_2) = 1 - \left(1 - \left[1 - \left[(1 - (1 - u_1)^\theta)^{-\delta} + (1 - (1 - u_2)^\theta)^{-\delta} - 1\right]^{\frac{1}{\delta}}\right]^{\frac{1}{\theta}}\right)$	$\theta \geq 1, \delta > 0$
BB8 copula	$C(u_1, u_2) = \delta^{-1} \left(1 - \left\{1 - \frac{[1 - (1 - \delta u_1)^\theta][1 - (1 - \delta u_2)^\theta]}{1 - (1 - \delta)^\theta}\right\}^{\frac{1}{\theta}}\right)$	$\theta \geq 1, \delta \in (0, 1]$

### 3.5 Şartlı (Conditional) Dönüş Aralığı Tahmini

Kuraklık süresi çeşitli eşik değerleri aşan kuraklık şiddetinin şartlı olasılığı d' ile gösterilir. Kuraklık şiddeti çeşitli eşik değerleri aşan kuraklık süresinin şartlı olasılığı s' ile gösterilir. Şartlı olasılıklar denklem 8 ve 9 kullanılarak elde edilir.

$$P(S \leq s | D \geq d) = \frac{P(D \geq d', S \leq s)}{P(D \geq d')} = \frac{F(s) + F(d', s)}{1 - F(d')} = \frac{F_S(s) - C(F_D(d'), F_S(s))}{1 - F_D(d')} \tag{8}$$

Benzer bir şekilde

$$P(D \leq d | S \geq s) = \frac{P(D \leq d, S \geq s)}{P(S \geq s)} = \frac{F(d) - F(d, s)}{1 - F(s)} = \frac{F_D(d) - C(F_D(d), F_S(s'))}{1 - F_S(s')} \tag{9}$$

Şartlı kuraklık süresi ve şiddet geri dönüş süresi, aşağıdaki iki durum için koşullu durumlar olarak türetilir.

$$T_{D|S \geq s} = \frac{T_S}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{[1 - F_S(s)][1 - F_D(d) - F_S(s) + C(F_D(d), F_S(s))]} \tag{10}$$

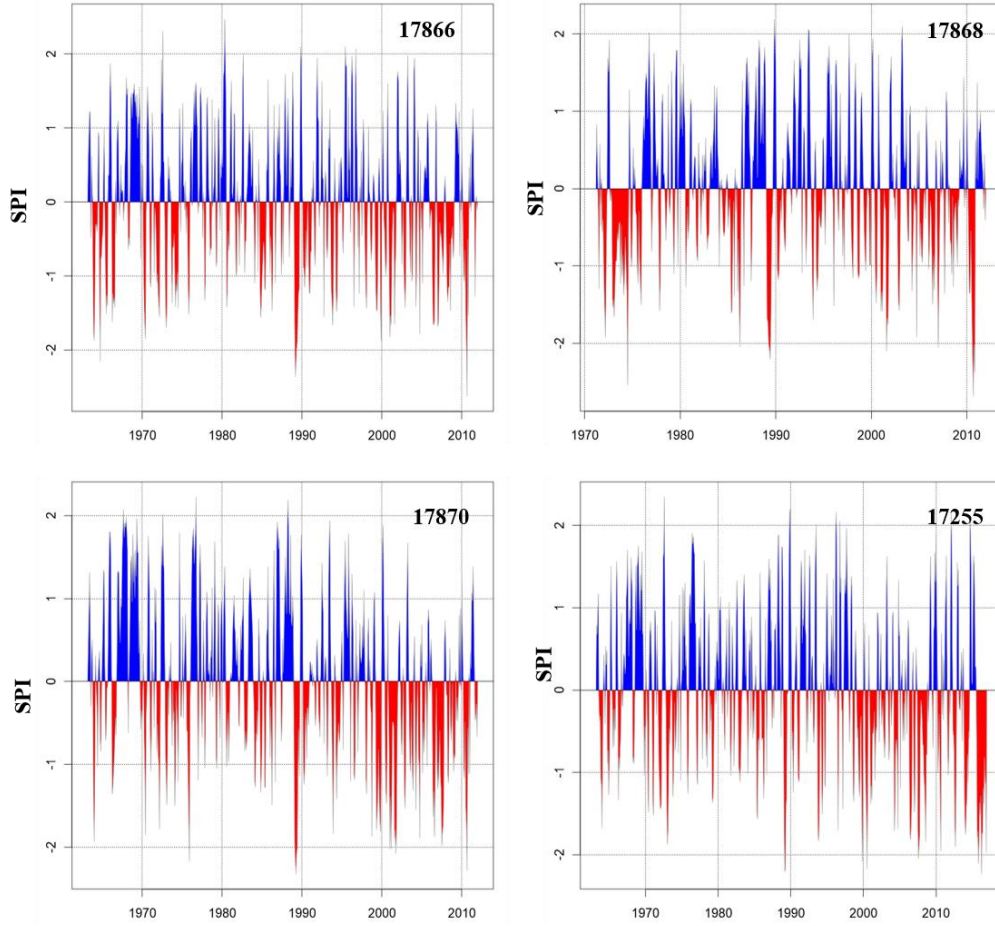
$$T_{S|D \geq d} = \frac{T_D}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{[1 - F_D(d)][1 - F_D(d) - F_S(s) + C(F_D(d), F_S(s))]} \tag{11}$$

## 4. Sonuçlar ve Tartışma

### 4.1 Kuraklık Süresinin ve Şiddetinin Marjinal Dağılımlarının Hesaplanması

Bu çalışmada, ilk olarak Kahramanmaraş bölgesinde belirlenen dört meteoroloji yağış istasyonunun verilerinden faydalanılarak SPI 3 aylık zaman ölçeği için hesaplama yapılmış olup, denklem 4'e göre kuraklık süresi ve şiddeti belirlenmiştir. SPI 3 aylık zaman serisi Şekil 2'de gösterilmiştir.





Şekil 2: Kahramanmaraş ilinde bulunan yağış istasyonlarının SPI 3 aylık zaman serisi

Kuraklık süresi ve şiddeti elde edildikten sonra, yaygın olarak literatürde kullanılan marjinal dağılımların hangisine uygunluğu AIC, BIC performans testleri ile ölçülmüştür. Test sonuçları Tablo 5’te verilmiştir. Performans test sonuçlarına göre, 17866 ve 17868 istasyonlarının kuraklık süreleri için en uygun dağılım Lognormal olarak hesaplanırken, kuraklık şiddeti için en uygun dağılım Gamma dağılımı olarak belirlenmiştir. Bu dağılımlar belirlenirken minimum AIC ve BIC değerleri dikkate alınmıştır. 17870 istasyonu için en uygun dağılım hem kuraklık süresi hem de kuraklık şiddeti için Weibull dağılımı bulunmuştur. 17255 istasyonu ise en uygun dağılımlar kuraklık süresi ve şiddeti için sırasıyla Weibull ve Üstel dağılımlar olarak hesaplanmıştır. Şekil 3, belirlenen en uygun dağılım için gözlemlenen kuraklık süresini ve şiddetinden elde edilen kümülatif dağılım fonksiyonunu göstermektedir. Bu çalışmada kullanılan dağılımların parametreleri MLE yöntemi ile hesaplanmıştır. Tablo 6’da bulunan en uygun marjinal dağılımların parametresi verilmiştir.

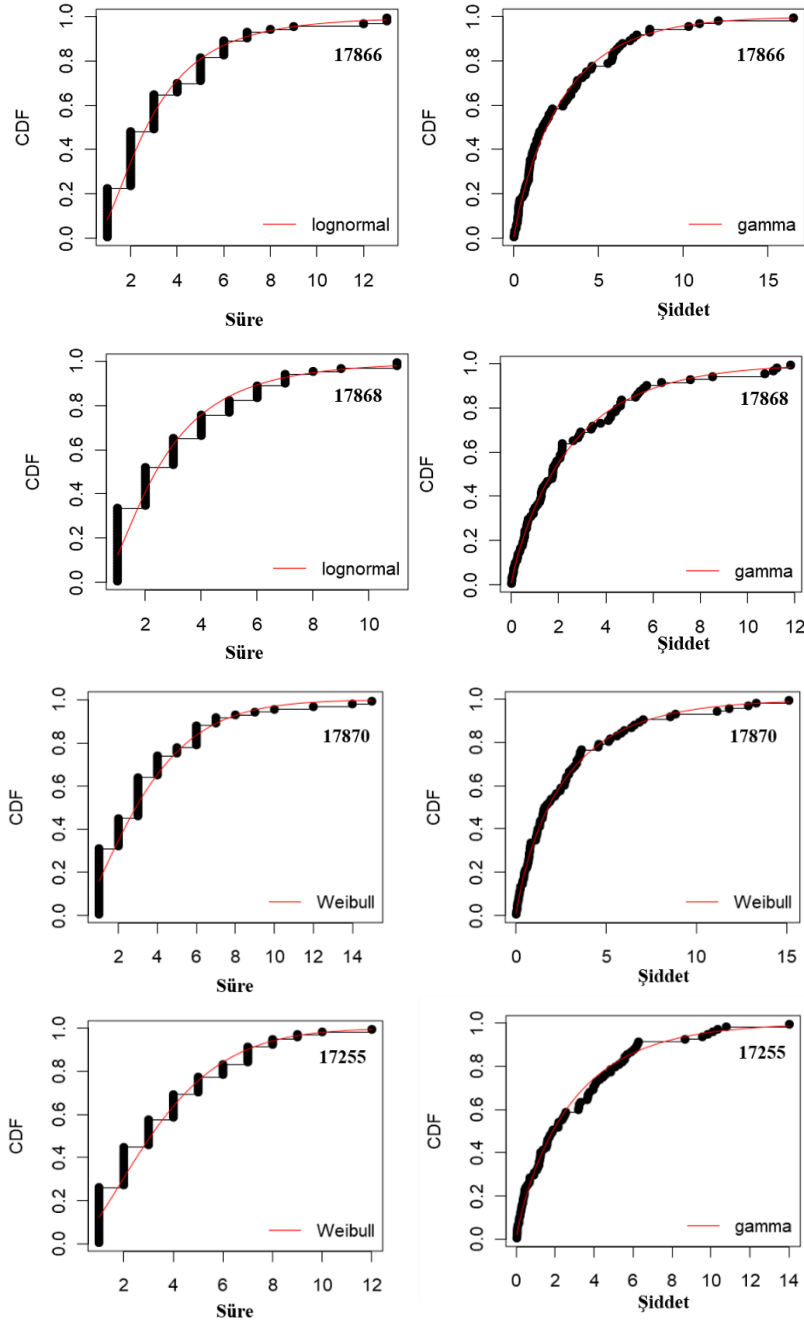
Tablo 5: Kuraklık parametreleri için en uygun dağılımın hesaplanması

İstasyon No	Parametre	Test	Lognormal	Lojistik	Gamma	Üstel	Weibull	Normal
17866	D(Süre)	AIC	<b>326.7158</b>	368.8175	333.7710	351.7072	338.8497	379.0244
		BIC	<b>331.4293</b>	373.5309	338.4844	354.0640	343.5631	383.7378
	S(Şiddet)	AIC	341.3825	395.0736	<b>329.3022</b>	328.5278	329.3079	404.7017
		BIC	346.0959	399.7871	<b>334.0157</b>	330.8846	334.0213	409.4151
17868	D(Süre)	AIC	<b>306.3870</b>	349.7716	312.9967	327.5137	316.7111	353.6000
		BIC	<b>311.0485</b>	354.4331	317.6582	329.8444	321.3725	358.2615
	S(Şiddet)	AIC	316.9227	365.9725	<b>302.1615</b>	301.6947	302.3172	375.7804
		BIC	321.5842	370.6339	<b>306.8230</b>	304.0254	306.9787	380.4418
17870	D(Süre)	AIC	338.1219	387.1144	350.5044	357.6506	<b>346.3982</b>	399.1462
		BIC	342.8608	391.8533	355.2433	360.0200	<b>351.1371</b>	403.8850
	S(Şiddet)	AIC	340.6663	405.4975	330.0006	330.8167	<b>329.7711</b>	418.5396
		BIC	345.4052	410.2364	334.7395	333.1862	<b>334.5100</b>	423.2785
17255	D(Süre)	AIC	376.0463	408.5607	373.5530	392.3089	<b>371.1694</b>	408.1369
		BIC	380.9550	413.4694	378.4617	394.7632	<b>376.0781</b>	413.0456
	S(Şiddet)	AIC	375.3956	428.1498	359.8330	<b>359.5771</b>	360.1429	434.5221
		BIC	380.3043	433.0585	364.4858	<b>362.2874</b>	365.0516	439.4308

Tablo 6: Belirlenen en uygun dağılımların parametresi

İstasyon No	Kuraklık Parametresi	En uygun Dağılım	Dağılım Parametresi
17866	D(Süre)	Lognormal	Meanlog = 0.9827536, sdlog= 0.7167696
	S(Şiddet)	Gamma	Shape= 0.8600374, rate= 0.2882366
17868	D(Süre)	Lognormal	Meanlog =0.8637187, sdlog= 0.7458214
	S(Şiddet)	Gamma	Shape=0.8436267, rate= 0.3192193
17870	D(Süre)	Weibull	Shape=1.309901, scale= 3.820498
	S(Şiddet)	Weibull	Shape= 0.8623985, scale= 2.7334083
17255	D(Süre)	Weibull	Shape=1.476993, scale= 3.957718
	S(Şiddet)	Üstel	Shape=0.8245887, rate=0.2799218





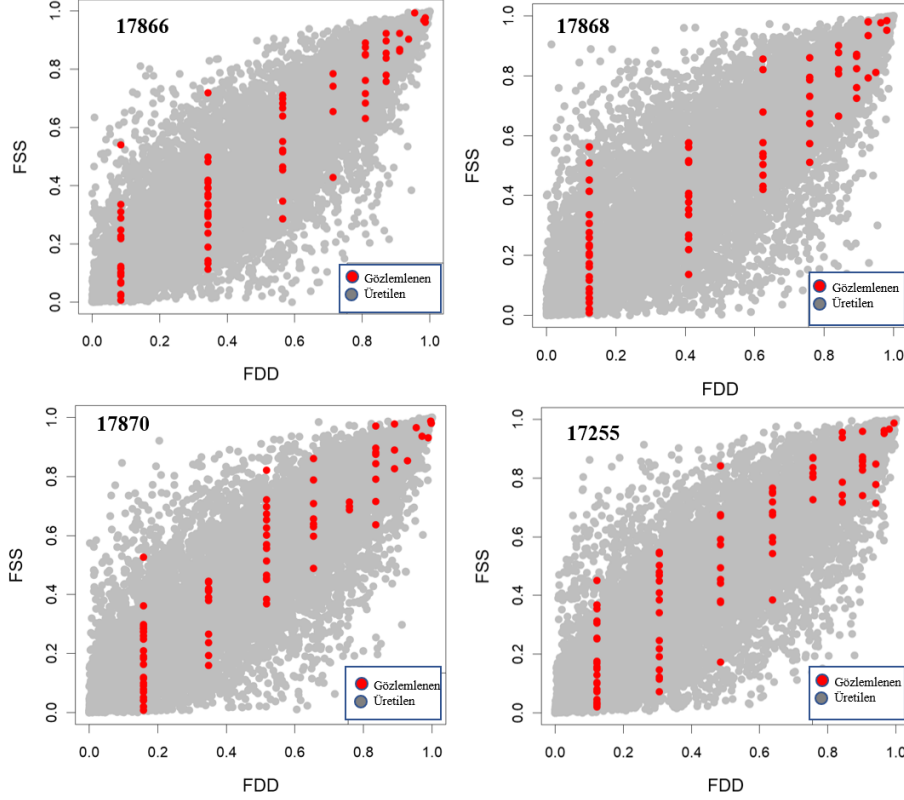
Şekil 3: En uygun dağılımla gözlemlenen kuraklık süresi ve kuraklık şiddetinden elde edilen kümülatif dağılım fonksiyonu

#### 4.2 Kuraklık Süresi ve Şiddeti için Kopula Fonksiyonunun Belirlenmesi

Gözlemlenen kuraklık süresi ve şiddeti, farklı dağılımlara en iyi şekilde uygunluk gösterdiğinden, yaygın olarak kullanılan iki değişkenli dağılımlar uygulanamaz. 17870 istasyonu kuraklık süresi ve şiddeti aynı dağılıma (Weibull) uymasına rağmen, geriye kalan diğer istasyonların kuraklık parametreleri farklı dağılıma uymuşlardır. Bu çalışmada, kuraklık süresi ve şiddeti için kopula tabanlı iki değişkenli dağılım elde edilmiştir. Gaussian, Student t, Frank, Clayton, Gumbel, Frank, Joe, BB1, BB6, BB7 ve BB8 kopulaları, veriye en uygun kopulayı seçmek için test edilmiştir. En iyi kopula fonksiyonunu bulmak için AIC, BIC ve MLE testleri kullanılmıştır. Tablo 7’de kopula fonksiyonları arasında kuraklık parametreleri için en uygun kopula fonksiyonunu göstermektedir. 17866, 17868 ve 17870 istasyonları için en uygun Gumbel kopulası hesaplanırken, 17255 istasyonu için en uygun BB1 kopulası bulunmuştur. En uygun kopulalar en düşük AIC, BIC ve MLE değerine göre hesaplanmıştır. Belirlenen kopulaların uygunluğu grafiksel olarak Şekil 4’te de gösterilmiştir. Gumbel kopulası ile üretilen 1000 veri (u, v) ile gözlemlenen veriler arasında iyi bir ilişki olduğu görülmektedir.

Tablo 7: Kuraklık parametreleri için en uygun kopula fonksiyonu

İstasyon No	En uygun Kopula	MLE	AIC	BIC	Par 1	Par 2	Kendal Tau
17866	Gumbel	65.91	-129.82	-127.46		3.39	0.7742853
17868	Gumbel	53.46	-104.92	-102.59		2.87	0.7432819
17870	Gumbel	57.78	-113.56	-111.19		3.12	0.7949323
17255	BB1	62.9	-121.79	-116.88	0.12	2.84	0.743422



Şekil 4: Gözlemlenen (kırmızı nokta) ve en uygun kopula tarafında üretilen (Gri nokta) rastgele veriler ile karşılaştırılması

### 4.3 Şartlı Dönüş Olasılıkları ve Sürelerinin Belirlenmesi

Kuraklık etkisi altında su kaynakları, temini ve yapılarının planlanması ve yönetiminin daha güvenli şekilde yapılabilmesi için önemli kuraklık parametrelerinin (süre, şiddet ve yoğunluk) alacağı değerlerin ortak ve şartlı dönüş periyotlarının (ya da farklı dönüş periyotları için bu parametrelerin alacağı değerlerin) bilinmesi gerekmektedir. Bu nedenle ilk olarak, bir önceki bölümde olasılık dağılımları belirlenen kuraklık süre ve şiddet parametrelerinin 2, 5, 10, 50 ve 100 yıllık dönüş periyotları için alacağı değerler ayrı ayrı aşağıdaki denklemler yardımıyla elde edilmiştir.

$$T_D = \frac{E(L)}{1-F_D(d)} \quad , \quad T_S = \frac{E(L)}{1-F_S(s)} \quad (12)$$

Burada, L kuraklık zaman aralığını,  $T_D$  ve  $T_S$  sırasıyla kuraklık süresinin ve şiddetinin belirli değere eşit ve büyük olması durumundaki dönüş periyodunu ifade etmektedir. Kuraklık süresi ve şiddeti için kendi marjinal dağılımları dikkate alınarak hesaplanan dönüş periyodu Tablo 8'da gösterilmiştir. Bu sonuçlara göre, kuraklık süresinin 16 aya eşit veya yüksek olması durumunda hesaplanan dönüş periyodu 17866 istasyonu için 100 yıl olarak hesaplanmış olup, bu dönüş periyoduna karşılık gelen kuraklık şiddeti ise 16.45 olarak belirlenmiştir. Her bir değişken ayrı olarak incelendiğinde farklı sonuçlar vermektedir. Örneğin, dönüş periyodu 200 yıl olarak ele alındığında kuraklık süresi 17866 istasyonu için 18.99, 17868 istasyonu için 18.83, 17870 istasyonu için 14.56 ve son olarak 17255 istasyonu için 12.98 ay olarak hesaplanmıştır. Kuraklık şiddeti olarak incelendiğinde 17866 istasyonu için 18.80, 17868 istasyonu için 17.22, 17870 istasyonu için 20.86 ve 17255 istasyonu için ise 19.04 olarak bulunmuştur.

Kuraklık parametreleri birbirleri arasında güçlü bir bağlantıya sahip olduklarında ötürü, ayrı ayrı incelemek yerine, ortak değerlendirmeleri sonucunda şartlı ve ortak dönüş periyotlarının hesaplanması, kuraklığın daha iyi anlaşılmasına su yönetimi gibi problemlerin çözümüne daha iyi ışık tutacaktır.

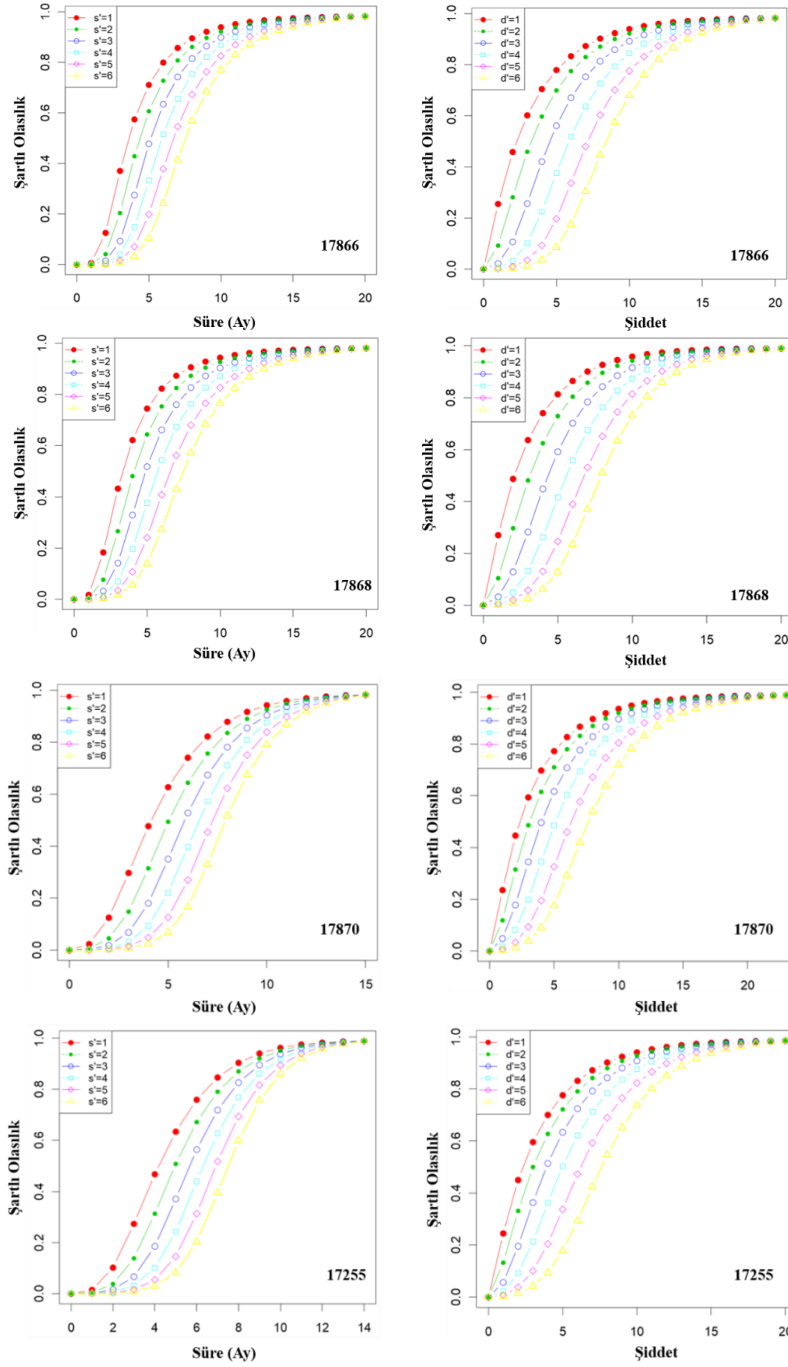
Tablo 8: Tek değişkenli kuraklık süresinin ve şiddetinin dönüş periyodu

İstasyon No	Dönüş Periyodu	D (Kuraklık süresi, ay)	S (Kuraklık Şiddeti)
17866	10	8.04	8.71
	20	10.17	11.02
	50	13.34	14.10
	100	16.03	16.45
	200	18.99	18.80
	500	23.36	21.91
17868	10	7.83	8.14
	20	9.94	10.22
	50	13.11	13.00
	100	15.82	15.11
	200	18.83	17.22
	500	23.30	20.03
17870	10	8.33	8.92
	20	9.87	11.56
	50	11.81	15.17
	100	13.21	17.98
	200	14.56	20.86
	500	16.30	24.75
17255	10	7.92	8.73
	20	9.20	11.09
	50	10.78	14.24
	100	11.90	16.63
	200	12.98	19.04
	500	14.34	22.23

Kopula, kuraklık süresinin ve şiddetinin şartlı dönüş periyotlarını 10. ve 11. eşitliğe göre hesaplamaya imkân sağlamaktadır. Kuraklık özelliklerinin şartlı olasılıkları, kuraklık yönetimi için önemlidir. Hem kuraklık süresinin hem de şiddetinin aynı anda belirli eşikleri aşma olasılığı, kuraklık koşullarında su sistemleri yönetiminin iyileştirilmesi için çevre ve devlet kurumları için yararlı bilgilerdir. Bu olasılık, kuraklık süresi ve şiddetinin ayrı ayrı analizleri kullanılarak elde edilemez. Bununla birlikte, koşullu kuraklık dağılımları, kopula tabanlı iki değişkenli kuraklık dağılımından kolaylıkla türetilir. Kuraklık süresinin belirli bir eşiği d' aşması durumunda kuraklık şiddetinin dağılımını veya kuraklık şiddetinin belirli bir eşiği s' aşması durumunda kuraklık süresi dağılımını değerlendirmek mümkündür (8. ve 9. Eşitlik). Şekil 5'te kopula temelli elde edilen koşullu olasılıklar hem kuraklık süresi için hem de kuraklık şiddeti için verilmiştir. Kuraklık süresinin ve şiddetinin değeri arttığında, koşullu kuraklık oluşma olasılığının arttığını göstermiştir. 17255 istasyonu dikkate alındığında, kuraklık süresinin 3 ve 5 ayı aşması durumunda şartlı kuraklık şiddetinin 3 olması durumundaki olasılık değeri 0.06 ve 0.37 olarak belirlenmiştir. Grafikler, verilen kuraklık süresi için belirli bir değeri aşan kuraklık şiddetinin olasılığını ve tersine, verilen kuraklık şiddeti için kuraklık süresinin belirli bir değeri aşma olasılığını belirlemek için çok kullanışlıdır. Şekil 5'e göre 3 ayı aşan bir kuraklık süresi göz önüne alındığında 3 ve 5'ten daha az kuraklık şiddeti olasılıkları sırasıyla 0.101 ve 0.441'e eşittir. Kuraklık süresinin ve şiddetinin şartlı olasılıkları Tablo 9'da verilmiştir. Tabloya göre, 4'ü aşan bir kuraklık şiddeti göz önüne alındığında, 4 aydan kısa şartlı kuraklık süresi için olasılıklar 17868 istasyonunda 0.199 değeri ile en yüksek olasılığa sahip iken, 0.095 olasılık değeri ile 17870 istasyonu en düşük olasılık değerine sahiptir. Öte yandan 4 ayı aşan bir kuraklık süresi değerlendirildiğinde, 4 şiddetinden kısa şartlı kuraklık şiddeti için olasılıklar 17255 istasyonunda 0.365 değeri ile en yüksek değere sahip iken, 17866 istasyonu 0.227 değeri ile en düşük olasılığa sahip olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 9: Kuraklık süresinin ve şiddetinin şartlı olasılıkları

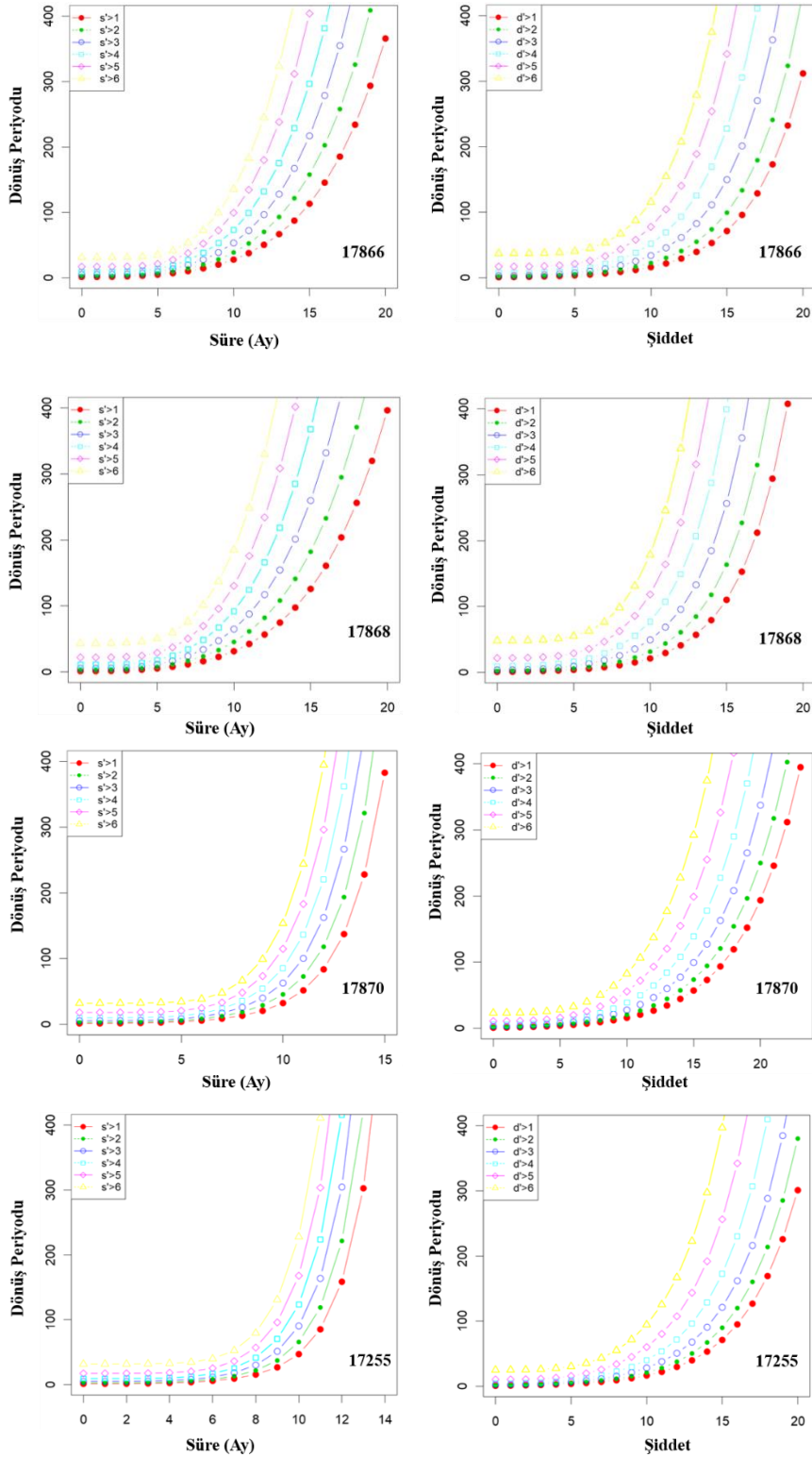
İstasyon No	Kuraklık süresinin şartlı olasılığı $\leq 4$ ay verilen kuraklık şiddeti için $\geq 4$	Kuraklık şiddetinin şartlı olasılığı $\leq 4$ verilen Kuraklık süresi için $\geq 4$ ay
17866	0.149	0.227
17868	0.199	0.264
17870	0.095	0.347
17255	0.102	0.365



Şekil 5: Kuraklık şiddetinin belirli bir eşiği  $s'$  aşması durumunda kuraklık süresi dağılımı (sol) ve kuraklık süresinin belirli bir eşiği  $d'$  aşması durumunda kuraklık şiddetinin dağılımı (sağ)

### 4.3.1 Şartlı Dönüş Sürelerinin Belirlenmesi

Kuraklık koşulları altında su kaynakları sistemlerinin planlanması ve yönetimi, yüksek şiddet ile karakterize edilen kuraklık olaylarının ortak ve şartlı dönüş sürelerinin tahmin edilmesi büyük önem taşımaktadır. Şartlı kuraklık süresi ve şiddeti dönüş periyotları iki şekilde türetilbilir.



Şekil 6: Kuraklık parametreleri için şartlı dönüş süreleri

Bir kuraklık şiddetinin belli değerden fazla olması halinde, herhangi bir kuraklık süresinin dönüş periyodunun hesaplanması veya bir kuraklık süresinin belli bir değerden fazla olması halinde, herhangi bir kuraklık şiddetinin dönüş periyodunun eşitlik 10. ve 11. yardımı ile hesaplanmasıdır. Bu çalışmada kullanılan istasyonların hem kuraklık süresi hem de kuraklık şiddeti için elde edilen şartlı dönüş periyotları Şekil 6'da verilmiştir. 3-aylık SPI zaman ölçeği için elde edilen çalışma sonucunda, 17255 istasyonunu ele aldığımızda, 10 aylık bir kuraklık süresinde, 4 değerini aşan kuraklık şiddetinin dönüş sürresi 123.396 yıl olarak hesaplanmıştır. Aynı değerler ile diğer istasyonların kuraklık şiddeti dönüş sürelerini dikkate aldığımızda, 17866 istasyonu için 72.82 yıl, 17868 istasyonu için 92.11 yıl, 17870 istasyonu için ise 85.26 yıl olarak bulunmuştur. Bu bilgiler ışığında en yüksek kuraklık şiddeti dönüş periyodu 17255 istasyonunda saptanırken, en düşük dönüş periyoduna ise 17870 istasyonunda saptanmıştır. Başka bir deyişle, yüksek kuraklık şiddeti dönüş periyodu olan 17255 istasyonu diğer istasyonlara göre daha az kuraklık riski taşımaktadır. Kuraklık şiddeti 10 olarak sabit aldığımızda, 4 aylık süreyi aşan kuraklık süresinin dönüş periyotlarını incelediğimizde, 77.10 yıllık dönüş periyodu ile 17868 istasyonu en yüksek dönüş periyoduna sahip iken, 38.58 yıllık dönüş periyodu ile 17870 istasyonu en kısa dönüş periyoduna sahip olduğu gözlemlenmiştir. Kuraklık süresi şartlı dönüş periyodu diğer istasyonlar ele alındığında, 17255 istasyonu için 40.22 yıl, 17866 istasyonu için 51.4 yıl olarak hesaplanmıştır. Kuraklık süresi ve şiddetinin ortak ve koşullu dönüş süreleri, su kaynakları yöneticileri ve mühendisleri tarafından hidrolik tasarım kriteri olarak kullanılmakta olup, risk değerlendirmesi için faydalı bilgiler sağlar.

## 5. Tartışma

Kuraklık süresi ve şiddetinin ortak ve koşullu dönüş süreleri, su kaynakları yöneticileri ve mühendisleri tarafından hidrolik tasarım kriteri olarak kullanılmakta olup, risk değerlendirmesi için faydalı bilgiler sağlar. Bu çalışmada, Kahramanmaraş ilinin kuraklık risk analizini kopula fonksiyonu kullanılarak yapılmıştır. Öncelikle, Kahramanmaraş il merkezinde ve illerinde bulunan yağış istasyonlarını kullanarak, kuraklık parametreleri olan kuraklık süresi ve kuraklık şiddetini SPI 3 aylık zaman ölçeğinde bulunmuştur.

Kuraklık süresine ve şiddetine uyan en uygun marjinal dağılımlar elde edilmiştir. Son olarak, en uygun kopula fonksiyonlarını bulduktan sonra, kuraklık süresi ve kuraklık şiddetinin şartlı olasılık değerleri ve dönüş süreleri elde edilmiştir.

Bu çalışma sonucunda, en yüksek şartlı kuraklık şiddeti dönüş periyodu Kahramanmaraş merkezde (17255 istasyonu) saptanırken, en düşük dönüş periyoduna ise Elbistan ilçesinde (17870 istasyonu) görülmüştür. Başka bir deyişle, yüksek kuraklık şiddeti dönüş periyodu olan Kahramanmaraş merkez ilçelerine göre daha az kuraklık riski taşımaktadır. Elbistan ilçesi diğer ilçelere göre daha fazla kuraklık riski taşımaktadır. En yüksek şartlı kuraklık süresi dikkate alındığında, Afşin ilçesi (17868 istasyonu) en yüksek dönüş periyoduna sahip iken (en az riskli), Elbistan ilçesi (17870 istasyonu) en kısa dönüş periyoduna sahip olduğu (riskli) gözlemlenmiştir. Elbistan ilinin hem şartlı kuraklık şiddeti hem de kuraklık süresi dönüş periyoduna göre diğer ilçelere ve merkeze göre daha fazla kuraklık riski taşıdığı gözlemlenmiştir. Bu çalışma çıktıları, Kahramanmaraş'ta yapılması planlanan su yönetimi, su kaynakları vb. gibi çalışmalar için ışık tutması beklenmektedir.

## Kaynaklar

- Abramowitz M., Stegun I.A., (1965), *Handbook of mathematical functions with formulas, graphs, and mathematical tables*, US National Bureau of Standards, Applied Mathematic Series 55, 470ss.
- Adamson P.T., Metcalfe, A.V., Parmentier, B. (1999), *Bivariate extreme value distributions: an application of the Gibbs sampler to the analysis of floods*, Water Resources Research, 35(9), 2825-2832.
- Afshar, M. H., Şorman, A. Ü., Tosunoğlu, F., Bulut, B., Yılmaz, M. T., Danandeh Mehr, A. (2020), *Climate change impact assessment on mild and extreme drought events using copulas over Ankara, Turkey*, Theoretical and Applied Climatology, 141(3), 1045-1055.
- Aksoy H., Onoz, B., Cetin, M., Yuce, M.I., Eris, E., Selek, B., Aksu, H., Burgan, H.I., Esit, M., Orta, S., Cavus, Y. (2018), *SPI-based drought severity-duration-frequency analysis*, 13th International Congress on Advances in Civil Engineering, 12 - 14 September, Izmir, Turkey.
- Below R., Grover-Kopec, E., Dilley, M., (2007), *Documenting drought-related disasters: A global reassessment*, The Journal of Environment & Development, 16(3), 328-344.
- Cannon A.J., (2010), *A flexible nonlinear modelling framework for nonstationary generalized extreme value analysis in hydroclimatology*, Hydrological Processes: An International Journal, 24(6), 673-685.
- Chen L., Singh V.P., Guo S., Zhou J., Zhang J., (2015), *Copula-based method for multisite monthly and daily streamflow simulation*, Journal of Hydrology, 528, 369-384.
- Das J., Jha, S., Goyal M.K., (2020), *Non-stationary and copula-based approach to assess the drought characteristics encompassing climate indices over the Himalayan states in India*, Journal of Hydrology, 580, 124356, doi: 10.1016/j.jhydrol.2019.124356.
- Diwan P.L. (2002), *Water, Environment & Drought*, All India Seminar on "Water & Environment-Issues and Challenges", October, IIT, Roorkee, India, ss.21-42.
- Edwards D.C., (1997), *Characteristics of 20th century drought in the United States at multiple time scales*, MSc thesis, Colorado State University, Fort Collins, Colorado, USA.
- El Adlouni S., Ouarda T.B., Zhang X., Roy R., Bobée B., (2007), *Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model*, Water Resources Research, 43(3), W03410, doi:10.1029/2005WR004545.

- Eris E., Aksoy H., Onoz B., Cetin M., Yuce M.I., Selek B., Aksu H., Burgan H.I., Esit M., Yildirim I., Karakus E.U., (2019), *Frequency analysis of low flows in intermittent and non-intermittent rivers from hydrological basins in Turkey*, Water Supply, 19(1), 30-39.
- Esit M., Yuce M.I., (2021), *Kopula Yöntemi ile Osmaniye Bölgesinin İki Değişkenli Kuraklık Frekans Analizi*, Academic Platform-Journal of Engineering and Science, 9(3), 388-396.
- Esit M., Kumar S., Pandey A., Lawrence D.M., Rangwala I., Yeager S., (2021), *Seasonal to multi-year soil moisture drought forecasting*, npj Climate and Atmospheric Science, 4(1), 16, doi: 10.1038/s41612-021-00172-z.
- Favre A.C., Musy A., Morgenthaler S., (2002), *Two-site modeling of rainfall based on the Neyman-Scott process*, Water Resources Research, 38(12), 1307, doi:10.1029/2002WR001343.
- Khan M.M.H., Muhammad, N.S., El-Shafie, A., (2018), *A review of fundamental drought concepts, impacts and analyses of indices in Asian continent*, Journal of Urban and Environmental Engineering, 12(1), 106-119.
- Li H., Wang D., Singh V.P., Wang Y., Wu J., Wu J., Liu J., Zou Y., He R., Zhang J., (2019), *Non-stationary frequency analysis of annual extreme rainfall volume and intensity using Archimedean copulas: A case study in eastern China*, Journal of hydrology, 571, 114-131.
- Liu C.L., Zhang Q., Singh V.P., Cui Y., (2011), *Copula-based evaluations of drought variations in Guangdong, South China*, Natural Hazards, 59(3), 1533-1546.
- McKee T.B., Doesken N.J., Kleist J., (1993), *The relationship of drought frequency and duration to time scales*, In Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology, 17(22), 179-183.
- Mirabbasi R., Fakheri-Fard A., Dinpashoh Y., (2012), *Bivariate drought frequency analysis using the copula method*, Theoretical and applied climatology, 108(1), 191-206.
- Mishra A.K., Singh V.P., (2010), *A review of drought concepts*, Journal of hydrology, 391(1-2), 202-216.
- Mishra V., Aadhar S., Asoka A., Pai S., Kumar R., (2016), *On the frequency of the 2015 monsoon season drought in the Indo-Gangetic Plain*, Geophysical Research Letters, 43(23), 12-102.
- Nabaei S., Sharafati A., Yaseen Z.M., Shahid S., (2019), *Copula based assessment of meteorological drought characteristics: regional investigation of Iran*, Agricultural and Forest Meteorology, 276-277, 107611, doi: 10.1016/j.agrformet.2019.06.010.
- Palmer W.C., (1965), *Meteorological drought*, Research Paper No. 45, US Department of Commerce, Weather Bureau, Washington, D.C., 65ss.
- Park S., Im J., Park S., Rhee, J., (2017), *Drought monitoring using high resolution soil moisture through multi-sensor satellite data fusion over the Korean peninsula*, Agricultural and Forest Meteorology, 237, 257-269.
- Qian L., Wang H., Dang S., Wang, C., Jiao Z., Zhao Y., (2018), *Modelling bivariate extreme precipitation distribution for data-scarce regions using Gumbel-Hougaard copula with maximum entropy estimation*, Hydrological Processes, 32(2), 212-227.
- Ramezani Y., Nazeri Tahroudi M., Ahmadi F., (2019), *Analyzing the droughts in Iran and its eastern neighboring countries using copula functions*, Időjárás / Quarterly Journal of The Hungarian Meteorological Service, 123(4), 435-453.
- Reddy M.J., Ganguli P., (2013), *Spatio-temporal analysis and derivation of copula-based intensity-area-frequency curves for droughts in western Rajasthan (India)*, Stochastic environmental research and risk assessment, 27(8), 1975-1989.
- Shiau J.T., (2006), *Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas*, Water resources management, 20(5), 795-815.
- Sklar M., (1959), *Fonctions de repartition an dimensions et leurs marges*, Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris, 8, 229-231.
- Thom H.C., (1951), *A frequency distribution for precipitation*, Bulletin of the American Meteorological Society, 32(10), 397.
- Thom H.C.S., (1966), *Some methods of climatological analysis*, World Meteorological Organization (WMO), Technical Note No. 81 (WMO - No. 199.TP.103), Geneva, Switzerland, 69ss.
- Topçu E., (2022), *Appraisal of seasonal drought characteristics in Turkey during 1925–2016 with the standardized precipitation index and copula approach*, Natural Hazards, 112, 697–723.
- Tosunoglu F., Can I., (2016), *Application of copulas for regional bivariate frequency analysis of meteorological droughts in Turkey*, Natural Hazards, 82(3), 1457-1477.
- URL-1 (2021), *Kahramanmaraş*, <https://www.dogaka.gov.tr/en/east-mediterranean/kahramanmaraş>, [Erişim 9 Ocak 2022].
- Vicente-Serrano S.M., Beguería S., López-Moreno J.I., (2010), *A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index*, Journal of climate, 23(7), 1696-1718.
- Vo, Q. T., So, J. M., & Bae, D. H. (2020), *An integrated framework for extreme drought assessments using the natural drought index, copula and Gi\* statistic*. Water Resources Management, 34(4), 1353-1368.
- Wilhite D.A., Hayes, M.J., Knutson C., Smith K.H., (2000), *Planning for drought: Moving from crisis to risk management*, Journal of the American Water Resources Association, 36(4), 697-710.
- Won J., Choi J., Lee O., Kim S., (2020), *Copula-based Joint Drought Index using SPI and EDDI and its application to climate change*, Science of the Total Environment, 744, 140701, doi: 10.1016/j.scitotenv.2020.140701.
- Yevjevich, V.M., (1967), *Objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts*, Hydrology Papers, No. 23, Colorado State University, Fort Collins, Colorado, 25ss.
- Yuce M.I., Esit M., (2021), *Drought monitoring in Ceyhan Basin, Turkey*, Journal of Applied Water Engineering and Research, 9(4), 293-314.
- Yue S., Ouarda T.B., Bobée B., (2001), *A review of bivariate gamma distributions for hydrological application*, Journal of Hydrology, 246(1-4), 1-18.
- Zhang Q., Xiao M., Singh V.P., Chen X., (2013), *Copula-based risk evaluation of hydrological droughts in the East River basin, China*, Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 27(6), 1397-1406.
- Zhang X., Chen N., Li J., Chen Z., Niyogi D., (2017), *Multi-sensor integrated framework and index for agricultural drought monitoring*, Remote Sensing of Environment, 188, 141-163.
- Zhou T., Liu Z., Jin J., Hu H., (2019), *Assessing the impacts of univariate and bivariate flood frequency approaches to flood risk accounting for reservoir operation*, Water, 11(3), 475, doi: 10.3390/w11030475.