

ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH ARTICLE

Cüneyt TOYGANÖZÜ¹, Çiğdem BALCI²

**DEPREM VERİLERİNİN EKSTREM DEĞER TEORİSİ İLE İSTATİSTİKSEL
ANALİZİ: GÖLLER BÖLGESİ ÖRNEĞİ**

ÖZ

Türkiye, deprem riski açısından dünyanın en önde gelen ülkelerindedir. Ülkemizin deprem haritası düşünüldüğünde geçmişte hemen hemen her bölgenin şiddetli depremlere maruz kaldığı gözlenmiştir. Türkiye, deprem tehlikesi açısından beş farklı bölgeye ayrılmaktadır. Bazı büyük şehirlerimizin birinci derece deprem bölgeleri üzerinde kuruldukları, nüfusumuzun yarıdan fazlasının buralarda yaşadığı bir gerçektir.

Ekstrem değer teorisi ile istatistiksel analiz, doğadan elde edilen verilerin, kısa periyotlar göz önünde bulundurularak, uzun periyotlarda olan olayların olasılığını tahmin etmeyi amaçlar. Bu çalışmada, birinci derece deprem kuşağında bulunan Göller Bölgesi'ne ait deprem verilerinin ekstrem değer teorisi kullanılarak, hangi dağılıma uyduğu (Weibull, Gumbel, vs.) belirlenmiş ve belirlenen dağılıma ait parametre tahmini yapılmıştır. Bunlar yapılırken, yıllık maksimum şiddetteki depremler ele alınarak blok maksima yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca, bu bölgede depremlerin gelecekte olma olasılıkları ve tekrarlanma periyotları tahmin edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Ekstrem değer teorisi, Blok maksima, Maksimum olabilirlik, Tekrarlanma seviyesi, Tekrarlanma periyodu.

**STATISTICAL ANALYSIS OF SEISMIC DATA BY EXTREME VALUE THEORY:
LAKE REGION CASE**

ABSTRACT

Turkey is one of the world's leading countries according to the earthquake risk. Considering the seismic map of Turkey, many strong earthquakes have been observed in almost every region. Turkey is divided into five different regions in terms of seismic hazard. Some of major cities have been established on a first-degree earthquake zone in Turkey and as a reality more than half of the population live in these cities.

Extreme value analysis aims to make estimation of the probability of events for long periods using that of short periods obtained from nature. In this study, we fit a generalized extreme value distribution to the seismic data of Lake Region located in a first-degree earthquake zone and determined parameter estimates by block maxima method. In addition, we estimated return values and return periods for the data.

Keywords: Extreme value theory, Block maxima, Maximum likelihood, Return level, Return period.

¹ Süleyman Demirel Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, Matematik Bölümü 32260, Isparta-Türkiye.
E-posta: cuneyttoyganozu@sdu.edu.tr

² Süleyman Demirel Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Matematik Bölümü 32260 Isparta-Türkiye.
E-posta: cgdmblc@hotmail.com

1. GİRİŞ

Deprem riski açısından dünyanın en önde gelen ülkelerinden biri olan ülkemizin deprem haritası düşünüldüğünde geçmişte hemen hemen her bölgenin şiddetli depremlere maruz kaldığı gözlenmiştir.

Türkiye, deprem tehlikesi açısından beş farklı bölgeye ayrılmaktadır ve bazı büyük şehirlerimizin birinci derece deprem bölgeleri üzerinde kuruldukları, nüfusumuzun yarından fazlasının bu sahalarda yaşadığı bir gerçektir.

Ekstrem değer analizi, alışılmadık derecede büyük veya küçük seviyelerdeki bir sürecin stokastik davranışını inceler. Ekstrem değer analizleri, genellikle, şu ana kadar gözlenmiş olaylardan daha ekstrem olanlarının olasılığının tahminini gerektirir. Ekstrem değer teknikleri, sigorta endüstrisinde, finansal borsalarda, telekomünikasyonda, vs. alanlarda da kullanılmaktadır.

2000 'li yıllarda ekstrem değer teorisi kullanılarak, ekstrem değerlere sahip veriler yoğunlukla analiz edilmiştir. Robinson ve Tawn (1997), denizlerdeki dalga boyları için; Walshaw ve Anderson (2000), ekstrem rüzgarlar için ekstrem değer teorisini kullanmış, Embrechts vd. (1998), ekstrem değer teorisinin sigortacılık ve finans alanında nasıl uygulanabileceğini göstermişlerdir. Harris (2001), endüstriyel aerodiyamikte tasarım değerlerinin ekstrem değer analizi ile nasıl elde edilebileceğini belirtmiştir.

Knopoff ve Kagan (1977), makalelerinde deprem verilerinin ekstrem değerler olarak düşünülüp nasıl analiz edilebileceğini vermiş, Yegulalp ve Kuo (1974), maksimum şiddetteki depremlerin oluşumunun istatistiksel tahminini ilk defa Gumbel dağılımı kullanarak yapmıştır. Pisarenko vd. (2010), bu makaleleri esas alarak, Japonya'daki maksimum şiddetteki depremlerin dağılımlarının ne olabileceğini araştırmıştır.

Jeofizik mühendisleri, farklı yöntemler kullanarak deprem şiddetleri için istatistiksel modeller elde etmek istemişlerdir. Duru ve Canbay (2007), makalelerinde Kilikya bölgesine ait deprem verileri için lineer regresyon analizi kullanarak, risk tahmini yapmaya çalışmış, Akyol vd. (2012) ise, Batı Anadolu Bölgesi'nde meydana gelmiş depremler için büyüklük-frekans ilişkisinin istatistiksel analizini yapmışlardır.

Bu çalışmada, öncelikle Ekstrem Değer Teorisi kısaca özetlenecek, daha sonra, bu teoriye bir uygulama olarak, Göller Bölgesi'ne ait deprem şiddetlerinin hangi ekstrem değer ailesine uyduğu belirlenip, bu depremlerin önümüzdeki belirli bir zaman diliminde ne olasılıkla meydana gelebileceği tahmin edilecektir.

Ayrıca, bu çalışma, jeofizik mühendislerinin deprem verilerinin analizi için kullanıyor oldukları uygun dağılımın Gumbel dağılımı olduğunu, model indirgeme yöntemiyle doğrulayan bir çalışma olmuştur.

2. EKSTREM DEĞER TEORİSİ

Bu bölümde kullanılacak model;

$$M_n = \text{Max}\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$$

değişkeninin istatistiksel davranışı üzerinde duran bir model olacaktır. Burada X_1, X_2, \dots, X_n, G ortak dağılım fonksiyonuna sahip bağımsız rassal değişkenlerin bir dizisidir. Uygulamalarda X_i 'ler genellikle bir düzgün zaman diliminde ölçülmüş bir sürecin değerlerini temsil eder. Günlük ortalama sıcaklıklar veya saatlik deniz seviyesi ölçümleri bunlara birer örnek olabilir.

M_n , gözlemin n zaman birimindeki sürecin maksimum değerini gösterir. Eğer n , bir yıldaki gözlemlerin sayısı ise, M_n yıllık maksimuma karşılık gelir. Teoride, M_n 'nin dağılımı, n 'nin tüm değerleri için tam olarak elde edilebilir:

$$\begin{aligned} P\{M_n \leq z\} &= P\{X_1 \leq z, X_2 \leq z, \dots, X_n \leq z\} \\ &= P\{X_1 \leq z\} \times P\{X_2 \leq z\} \times \dots \times P\{X_n \leq z\} \quad (2.1) \\ &= \{G(z)\}^n \end{aligned}$$

Ancak, G dağılımı bilinmediğinde, gözlenen verilerden G 'nin tahmin edilebilmesi için standart istatistiksel tekniklerin kullanılması ve daha sonra bu elde edilenlerin (2.1) 'de yerine yazılması gerekir. G 'nin tahminindeki çok küçük bir fark, G^n için büyük farklılıklara yol açabilir. G 'nin bilinmemekte olduğu kabul edilip ekstrem verilerin G^n için tahmin edilen modellerin yaklaşık ailelerinin aranması alternatif bir yaklaşım olabilir (Coles, 2001).

Teorem: (Fisher, Tippett (1928)) Eğer $a_n (a_n > 0)$ ve b_n sabitlerinin bir dizisi mevcutsa, G bozulmamış (non-degenerate) dağılım fonksiyonu olmak üzere, $n \rightarrow \infty$ iken

$$P\left\{\frac{M_n - b_n}{a_n} \leq z\right\} \rightarrow G(z) \quad (2.2)$$

olacak şekilde, G aşağıdaki ailelerden birine aittir: $a > 0, b, \alpha > 0$ için;

$$\begin{aligned} i) G(z) &= \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{z-b}{a}\right)\right]\right\} & -\infty < z < \infty \\ ii) G(z) &= \begin{cases} 0, & z \leq b \\ \exp\left\{-\left(\frac{z-b}{a}\right)^{-\alpha}\right\}, & z > b \end{cases} & (2.3) \\ iii) G(z) &= \begin{cases} \exp\left\{-\left[\left(\frac{z-b}{a}\right)^\alpha\right]\right\}, & z < b \\ 1, & z \geq b \end{cases} \end{aligned}$$

Yukarıda verilen teorem, $\left(\frac{M_n - b_n}{a_n}\right)$, yeniden ölçeklendirilmiş örneklem maksimumunun i, ii ve iii ailelerinden birine dağılım olarak yakınsadığını belirtir. Dağılımın bu üç sınıfı ekstrem değer dağılımı olarak adlandırılır. i, ii ve iii sırasıyla, Gumbel, Frechet ve Weibull aileleri, a ölçek parametresi, b konum parametresi ve α şekil parametresine sahiptir (Coles, 2001).

Daha iyi bir analiz için, yukarıda verilen teoremdeki Gumbel, Frechet ve Weibull aileleri, aşağıdaki dağılım fonksiyonu formu ile tek bir aile olarak birleştirilebilir:

$$G(z) = \exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{\frac{1}{\xi}}\right\} \quad (2.4)$$

Burada, fonksiyon, $\left\{z : 1 + \xi\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right) > 0\right\}$ kümesi üzerinde tanımlı ve parametreler $-\infty < \mu < \infty, -\infty < \xi < \infty$ 'dir. Bu, dağılımların genelleştirilmiş ekstrem değer (GEV) ailesi olarak adlandırılır. Bu model üç parametreye sahiptir. Bir konum parametresi μ , bir ölçek parametresi σ ve bir şekil parametresi ξ 'dir. ii ve iii 'teki aileler, ekstrem değer dağılımının sınıfları sırasıyla, $\xi > 0$ ve $\xi < 0$ durumlarına karşılık gelir. $\xi = 0$ ile genelleştirilmiş ekstrem değer ailesinin bir alt kümesi, $\xi \rightarrow 0$ iken (2.4) 'ün limiti;

$$G(z) = \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]\right\} \quad -\infty < z < \infty \quad (2.5)$$

dağılım fonksiyonu ile Gumbel ailesine yakınsar (Coles,2001).

Veriler, n 'nin bazı büyük değerleri için, n büyüklükte gözlemlerin dizileri olarak bloklanır. Bu bloklama,

$$M_{n,1}, M_{n,2}, \dots, M_{n,m}$$

blok maksimumlarının bir dizisini oluşturur. Bu da, genelleştirilmiş ekstrem değer dağılımının uydurulabileceğini gösterir. Genellikle seçilen bloklar bir yıllık zaman aralıklarına karşılık gelir. Sözü edilen n , bir yıldaki gözlem sayısıdır ve blok maksimumu, yıllık maksimumlardır. Yıllık maksimum dağılımının ekstrem yüzdelerinin tahmini:

$$z_p = \begin{cases} \mu - \frac{\sigma}{\xi} \left[1 - \{-\log(1-p)\}^{-\xi}\right], & \xi \neq 0 \\ \mu - \sigma \log\{-\log(1-p)\}, & \xi = 0 \end{cases} \quad (2.6)$$

olarak elde edilir (Coles,2001).

Burada, $G(z_p) = (1-p)$ 'dir. Genel terminolojide z_p , tekrarlama aralığı $\frac{1}{p}$ olan tekrarlama seviyesidir. z_p seviyesinin, her p yılda ortalama bir kez aşılması beklenir. Başka bir ifadeyle, z_p , belirli bir yılda p olasılıkla y

yıllık maksimum tarafından bir kez aşılabılır. Yüzdeler, olasılık modellerini verilerin ölçeklerinde ifade edilebilmesine imkan verdiğinden, genelleştirilmiş ekstrem değer modelinin parametreleri ile ilişkisi, yüzdeler ifadeleri (2.6) cinsinden kolayca yorumlanabilir. Özellikle, $y_p = -\log(1-p)$ olarak tanımlanırsa,

$$z_p = \begin{cases} \mu - \frac{\sigma}{\xi} [1 - y_p^{-\xi}], & \xi \neq 0 \text{ için} \\ \mu - \sigma \log y_p, & \xi = 0 \text{ için} \end{cases} \quad (2.7)$$

olur. Burada, eğer z_p , logaritmik ölçek üzerinde y_p 'ye karşı çizilirse ya da eşdeğer olarak, eğer z_p , $\log y_p$ 'ye karşılık çizilirse, şekil, $\xi = 0$ durumunda lineer görünür. Eğer $\xi < 0$ ise, şekil,

$p \rightarrow 0$ iken $\frac{\mu - \sigma}{\xi}$ 'nin asimptotik limiti ile konvektir. Eğer $\xi > 0$ ise, şekil, sınırsızdır ve konkavdır. Bu, şekle, tekrarlama seviyesi grafiği denir (Coles, 2001).

3. ÖRNEK OLAY UYGULAMASI

Bu çalışmada, Isparta ili merkezli (30:33 E 37:46 N), 100 km. yarıçaplı bölge için deprem şiddeti verileri kullanılmıştır. Bu 100 km. yarıçaplı bölgeye Denizli, Muğla, Antalya, Afyon illerinin bazı ilçeleri ile Burdur ili de dahil olmaktadır. Taşeli ve Tekeli platolarının sıkışması sonucu kıvrımlara uğrayan bölge, daha sonra tektonik ve volkanik hareketlerle, yeni şekillenmeler kazanmıştır. Bölge, Türkiye'nin deprem riski dağılım haritasında genel olarak birinci derecedeki deprem kuşağı üzerinde yer almaktadır.

Bu çalışmada, 1914-2013 yılları arası veriler kullanılmıştır; fakat bazı yıllarda deprem olmaması veya ölçümün olmaması sebebiyle belirtilen yıllar arasında 60 veri elde edilebilmiştir. Kullanılan veriler, elde edilen her yıl için veriler ayrı ayrı incelenerek, her bir yıl için maksimum deprem şiddeti bulunmuş ve böylece yıllık maksimumlar oluşturulmuştur.

Çalışmada kullanılan depremlerin şiddet verileri, Boğaziçi Üniversitesi Kandilli Rasathanesi ve Deprem Araştırma Enstitüsü'nün resmi web sitesinde

(<http://www.koeri.boun.edu.tr>) bulunan deprem kataloğundan elde edilmiştir.

Verilere uygun dağılımı belirlemek için, Kolmogorov-Smirnov (K-S) ve Anderson-Darling (A-D) testleri kullanılmıştır. Hipotezler,

H_0 : Verinin bahsedilen dağılıma ait olduğu

H_α : Verinin bahsedilen dağılıma ait olmadığı şeklinde kurulur.

Veriler için, genelleştirilmiş ekstrem değer log-olabilirliğinin maksimizasyonu sonucunda,

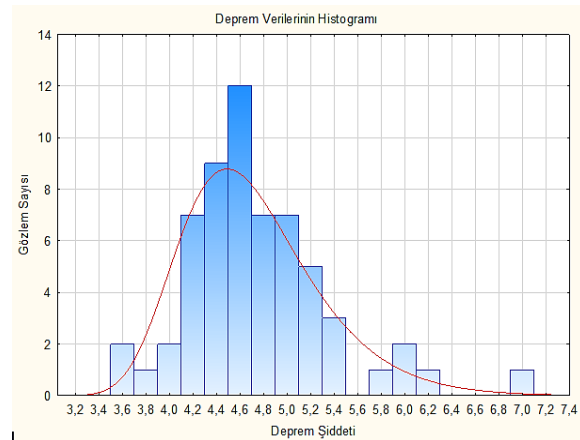
$$(\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\xi}) = (4.4547, 0.5035, -0.0663)$$

parametre tahminleri elde edilmiştir. Burada maksimum log-olabilirlik -50.7573 'tür. Parametre tahminlerinin varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibidir:

$$V = \begin{pmatrix} 0.005076 & 0.000918 & -0.001556 \\ 0.000918 & 0.002413 & -0.000925 \\ -0.001556 & -0.000925 & 0.005122 \end{pmatrix}$$

Sırasıyla, $\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\xi}$ için standart hatalar, 0.071, 0.049, 0.072 'dir. Verilere uydurulmuş genelleştirilmiş ekstrem değer modelinin uygunluğu aşağıdaki şekillerden gözlemlenebilir.

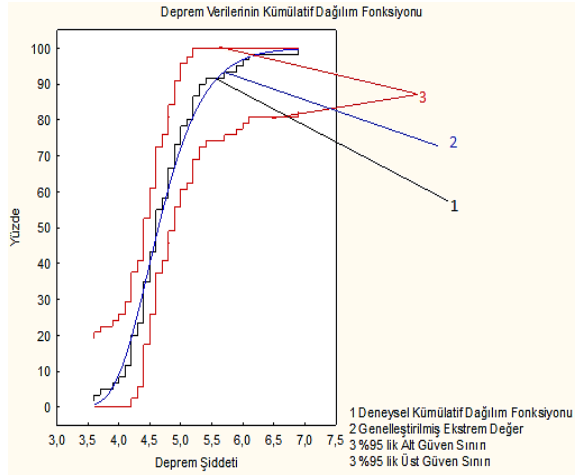
Şekil 1 'deki histogramdan da gözlemlendiği üzere, uydurulmuş dağılım eğrisi histograma uygundur.



Şekil 1. 1914-2013 arası deprem şiddeti verilerinin histogramı

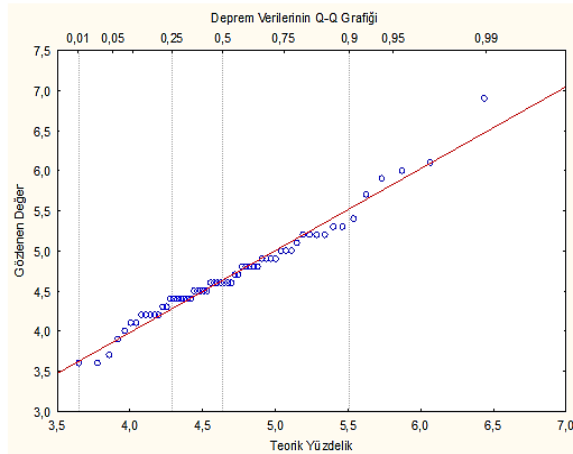
(Uydurulmuş GEV eğrisi ile)

Veriler için deneysel kümülatif dağılım fonksiyonu incelendiğinde, dağılımın %95'lik güven aralığında (3) kaldığı ve geliştirilmiş ekstrem değer (2) ile deneysel kümülatif dağılım fonksiyonunun (1) neredeyse üst üste geldiği görülür (Şekil 2). Bu da, yine, uydurulmuş modelin verilere uygun olduğunu gösterir.



Şekil 2. Deprem şiddeti verilerinin kümülatif dağılım fonksiyonu

Şekil 3 'te verilen Q-Q grafiğinde, grafiği çizilen noktalar kümesinin yaklaşık olarak lineer olduğunun gözlemlenmesi, uydurulmuş geliştirilmiş ekstrem değer modelinin desteklendiğini söyler.



Şekil 3. Deprem şiddeti verilerinin uydurulmuş GEV modeli için Q-Q grafiği

Uydurulmuş geliştirilmiş ekstrem değer modelinin uygunluğu Kolmogorov-Smirnov ve Anderson-Darling testleriyle de doğrulanabilir.

Tablo 1. GEV modeli için K-S ve AD istatistikleri

| K-S d | K-S p-değeri | AD stat | AD p-değeri |
|-------|--------------|---------|-------------|
| 0.095 | 0.6189 | 0.4759 | 0.771 |

Tablo 1 'den de görüldüğü üzere, K-S ve AD p-değerlerinin 0.05 'ten büyük bulunduğu, dolayısıyla uydurulmuş geliştirilmiş ekstrem değer dağılımının,

$$GEV(4.4547, 0.5035, -0.0663)$$

olduğu sonucuna varılabilir.

Burada, -0.0663, bulunan şekil parametresi, -0.5 'ten büyük olduğundan, maksimum olabilirlik tahmin edicilerinin genel asimptotik özelliklere uygun olduğunu ve dağılımın sınırlı olduğunu gösterir. Dağılımın sınırlı olması, verilerin Gumbel dağılımına da uydurulabileceğini söyler.

Maksimum olabilirlik tahmini, Z_1, Z_2, \dots, Z_m , geliştirilmiş ekstrem değer dağılımına sahip bağımsız değişkenler olduğu varsayımı altında, $\xi \neq 0$ olduğunda geliştirilmiş ekstrem değer parametrelerinin parametreleri için log-olabilirlik;

$$1 + \xi \left(\frac{z_i - \mu}{\sigma} \right) > 0, \quad i = 1, 2, \dots, m \text{ olmak şartıyla,}$$

$$l(\mu, \sigma, \xi) = -m \log \sigma - \left(1 + \frac{1}{\xi} \right) \sum_{i=1}^m \log \left[1 + \xi \left(\frac{z_i - \mu}{\sigma} \right) \right] - \sum_{i=1}^m \left[1 + \xi \left(\frac{z_i - \mu}{\sigma} \right) \right]^{-\frac{1}{\xi}} \quad (3.1)$$

'dir. $\xi = 0$ durumunda, geliştirilmiş ekstrem değer dağılımının Gumbel limiti için ayrı işlem gerekir. Bu durumun log-olabilirliği;

$$l(\mu, \sigma) = -m \log \sigma - \sum_{i=1}^m \left(\frac{z_i - \mu}{\sigma} \right) - \sum_{i=1}^m \exp \left\{ - \left(\frac{z_i - \mu}{\sigma} \right) \right\} \quad (3.2)$$

olur. (3.1) ve, (3.2) $l(\mu, \sigma, \xi)$ parametre vektörüne göre, geliştirilmiş ekstrem değer ailesinin maksimum olabilirlik tahminidir (de Haan ve Ferreira, 2006). Aynı zamanda,

$\xi > -0.5$ olduğunda, maksimum olabilirlik tahminleri, genel asimptotik özelliklere sahip olma adına düzenlidir.

$-1 < \xi < -0.5$ durumunda, maksimum olabilirlik tahminleri genel olarak elde edilebilir; fakat standart asimptotik özelliklere sahip değildir.

$\xi < -1$ ise, maksimum olabilirlik tahminleri elde edilemez.

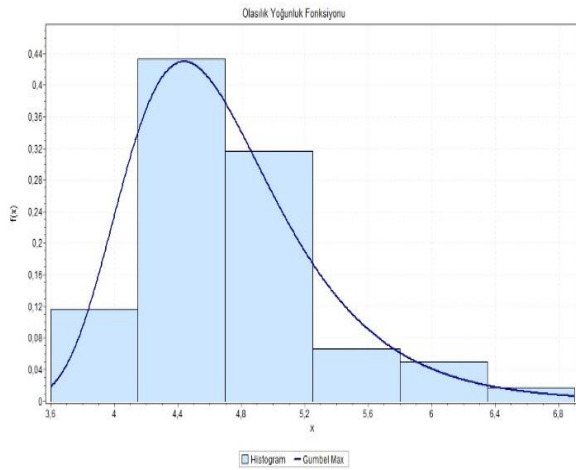
Veriler için, Gumbel dağılımının log-olabilirliğinin maksimizasyonu sonucunda,

$$(\hat{\mu}, \hat{\sigma}) = (4.4367, 0.4985)$$

olarak elde edilmiştir. Burada maksimum log-olabilirlik -51.1289 'dur. Parametre tahminlerinin varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibidir:

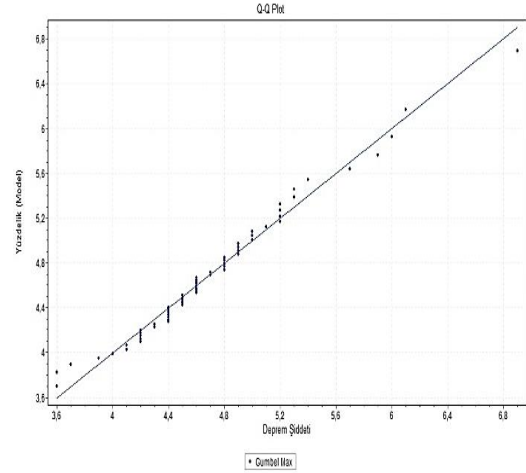
$$V = \begin{pmatrix} 0.004613 & 0.001044 \\ 0.001044 & 0.002312 \end{pmatrix}$$

Sırasıyla, $\hat{\mu}, \hat{\sigma}$ için standart hatalar, 0.068, 0.048 'dir. Verilere uydurulmuş Gumbel modelinin uygunluğu aşağıdaki şekillerden gözlemlenebilir.



Şekil 4. Uydurulmuş Gumbel dağılımı ile verilerin histogramı

Şekil 4'ten de görüleceği üzere, uydurulmuş Gumbel dağılımının eğrisi histograma uygundur. Şekil 5 'te verilen Q-Q grafiği de uydurulmuş dağılımın verilere uygun olduğunu göstermektedir.



Şekil 5. Deprem şiddeti verilerinin uydurulmuş GEV modeli için Q-Q grafiği

Tablo 2'den görüleceği üzere, K-S ve AD p-değerleri yine 0.5 'ten büyük olduğundan, verilerin Gumbel dağılımına uyduğu başlangıç hipotezi reddedilemez.

Tablo 2. Gumbel modeli için K-S ve AD istatistikleri

| K-S d | K-S p-değeri | AD stat | AD p-değeri |
|--------|--------------|---------|-------------|
| 0.1047 | 0.4936 | 0.5082 | 0.7446 |

Uydurulmuş Gumbel dağılımı,

$$Gumbel(4.4367, 0.4985)$$

olarak elde edilmiştir.

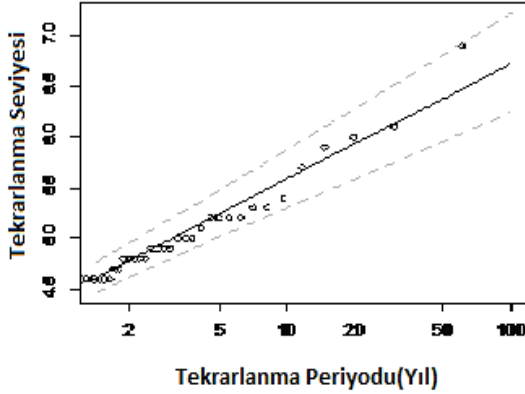
Yapılan analizler sonucunda, verilere GEV ve Gumbel gibi iki dağılımın uydurulabileceği gösterilmiştir. Olabilirlik oran testi ile, bu iki dağılımın birbirine olan üstünlükleri test edilebilir. χ_1^2 dağılımına sahip $D = 2(-50.7573 - (-51.1289)) = 0.7432$ olabilirlik oran test istatistiği ve 0.3886 p-değeri ile, bulunan bu iki dağılımın birbirlerine üstünlükleri olmadığı ve dolayısıyla verilerin uydurulmuş

$$Gumbel(4.4367, 0.4985)$$

dağılımına indirgenebileceği sonucuna varılabilir. Aynı sonuç, AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve BIC (Bayes Bilgi Kriteri) değerleri yardımıyla da elde edilebilir. Çünkü, AIC ve BIC, bir veri kümesi için elde edilen istatistiksel

modellerin göreceli kalitesini ölçen ölçümlerdir. Bu ölçümler, bir veri kümesi için elde edilmiş bir çok model arasından tercih edilebilecek olanı seçmeye yarayan değerler olup, en düşük AIC ve BIC değerlerine sahip olan model tercih edilen model olacaktır. Elde edilen modellere ait AIC değerleri, sırasıyla 107,5147; 106,2579 ve BIC değerleri, sırasıyla 113,7977; 110,4466 olduğundan, tercih edilen modelin Gumbel modeli olduğu belirtilebilir.

Elde edilen sonuca bağlı olarak, aşağıda, tekrarlanma periyotlarına (z_p) karşılık tekrarlanma seviyelerinin ($y_p = -\log p$) grafiği verilmiştir. Bu grafiğin elde edilişi 2. Bölümde ayrıntılı olarak verilmiştir.



Şekil 6. Verilerin Gumbel modeline uygun tekrarlanma periyodu grafiği

Uydurulmuş modelin Gumbel modeli olarak tercih edilmiş olmasından dolayı, $\xi = 0$ olduğundan, tekrarlanma seviye grafiğinde verilerin lineer doğru etrafında toplanmış olması gerekir. Bu, Şekil 6 'da gözlemlenebilir.

Tablo 3. Tercih edilen Gumbel modeline uygun tekrarlanma seviyeleri

| 2-Yıllık Seviye | 20-Yıllık Seviye | 100-Yıllık Seviye |
|-----------------|------------------|-------------------|
| 4,6 | 5,9 | 6,7 |

Tablo 3'te belirtildiği gibi, çalışılan bölgede önümüzdeki 2 yıl içinde şiddeti 4.6 'yı geçen bir deprem olma olasılığının %50; önümüzdeki 20 yıl içinde şiddeti 5.9 'u geçen bir deprem olma

olasılığının %5 ve önümüzdeki 100 yıl içinde şiddeti 6.7 'yı geçen bir deprem olma olasılığının ise %1 olduğu hesaplanmıştır.

4. TARTIŞMA ve SONUÇ

Bu çalışmada, Isparta ili merkezli 100 km yarıçaplı bölgede 1914-2013 yılları arasında oluşan depremlerin şiddetleri incelenmiş ve incelenen her bir yıl için blok maksima tekniği kullanılarak yıllık maksimumlar elde edilmiştir. Bazı yıllarda deprem olmaması veya ölçüm yapılamaması nedeniyle 60 adet yıllık maksimum veri kullanılmıştır.

Elde edilen verilerin genelleştirilmiş ekstrem değer ve Gumbel dağılımına uydurulabileceği Kolmogorov-Smirnov ve Anderson Darling testleri kullanılarak belirlenmiştir. Uydurulmuş dağılım eğrilerinin verilere uygunluğu grafik yöntemlerle de desteklenmiştir. Uydurulmuş bu dağılımların Gumbel dağılımına indirgenebileceği olabilirlik oran testi ve AIC ve BIC değerleri kullanılarak gösterilmiştir. Bu çalışmada kullanılan yöntemle, jeofizik mühendislerinin deprem verilerinin analizi için kullanıyor oldukları uygun dağılımın Gumbel olduğu da doğrulanmıştır. Bu sonuca bağlı olarak, belirlenen bölgede depremlerin gelecek 2 yıl, 20 yıl ve 100 yıl süreyle belirli şiddetlerde olma olasılıkları ve tekrarlanma periyotları hesaplanmıştır.

Bu çalışmada yapılan analizlerden farklı olarak ikinci bir yöntemle, bu bölgeye ait veriler kullanılarak, genelleştirilmiş Pareto dağılımı yardımıyla eşik aşımı analizi yapıp, depremlerin gelecekteki belirli periyotlarda, belirli şiddetleri aşma olasılığı hesaplanabileceği düşünülebilir.

BİLGİ

Bu çalışma Süleyman Demirel Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinatörlüğü tarafından 3746-YL1-13 nolu proje ile desteklenmiştir. Ayrıca, bu çalışmanın bazı bölümleri 15. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumunda sunulmuştur.

KAYNAKLAR

- Akyol N., Palas F. and Sındırgı P. (2012). Türkiye Batı Anadolu Depremleri İçin Büyüklük- Frekans İlişkisinin İstatistiksel Analizi, *Dokuz Eylül Üniversitesi Mühendislik Fakültesi, Mühendislik Bilimleri Dergisi*, Cilt:14 Sayı:1, 39-54.
- Coles, S. (2001). *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*, Springer-Verlag, London.
- Duru, N., and Canbay, M. (2007). *Veri Madenciliği ile Deprem Verilerinin Analizi*, Kocaeli.
- Embrechts, P. (1998). *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*. Springer, Newyork.
- Fisher, R. A. and Tippett, L. H. C. (1928). On The Estimation of The Frequency Distributions of The Largest or Smallest Member of a Sample. *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 24, 180-190
- de Haan, L. and Ferreira, A. (2006). *Extreme Value Theory an Introduction*. Springer-Verlag, New York.
- Harris, R.I. (2001). The accuracy of Design Values Predicted from Extreme Value Analysis, *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics* 89, 153-167.
- Knopoff, L. and Kagan, Y. (1977). Analysis of the Theory of Extremes as Applied to Earthquake Problems, *Journal of Geophysical Research*, Vol 82, No 36, 5647-5657.
- Pisarenko, V.F., Sornette, D. and Rodkin, M.V. (2010). Distribution of Maximum Earthquake Magnitudes in Future Time Intervals: Application to The Seismicity of Japan (1923–2007), *Earth Planets Space*, 62, 567–578.
- Robinson, M.E. and Tawn, J.A. (1997). Statistics for extreme sea currents. *Applied Statistics*, 46, 183-205.
- Yegulalp, T.M. and Kuo, J.T. (1974). Statistical Prediction of The Occurence of Maximum Magnitude Earthquakes, *Bull. Seismol. Soc. Amer.*, 64, 393-414.
- Walshaw, D. and Anderson, C.W. (2000). A Model for Extreme Wind Gusts. *Applied Statistics*, 49, 51-62.