

DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

YILLIK MAKSİMUM YAĞIŞLARIN
ŞİDDET-SÜRE-TEKERRÜR MODELLERİ

Yasemin LOPÇU

Eylül, 2007

İZMİR

YILLIK MAKSİMUM YAĞIŞLARIN ŞİDDET-SÜRE-TEKERRÜR MODELLERİ

Dokuz Eylül Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü

Yüksek Lisans Tezi

İnşaat Mühendisliği Bölümü,

Hidrolik-Hidroloji ve Su Kaynakları Anabilim Dalı

Yasemin LOPÇU

Eylül, 2007

İZMİR

YÜKSEK LİSANS TEZİ SINAV SONUÇ FORMU

YASEMİN LOPÇU, tarafından **PROF. DR. Ertuğrul BENZEDEN** yönetiminde hazırlanan “**YILLIK MAKSİMUM YAĞIŞLARIN ŞİDDET – SÜRE - TEKERRÜR MODELLERİ**” başlıklı tez tarafımızdan okunmuş, kapsamı ve niteliği açısından bir Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Ertuğrul BENZEDEN

Yönetici

Jüri Üyesi

Jüri Üyesi

Prof.Dr. Cahit HELVACI

Müdür

Fen Bilimleri Enstitüsü

TEŞEKKÜR

Dokuz Eylül Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İnşaat Mühendisliği Anabilim Dalı, Hidrolik – Hidroloji ve Su kaynakları Programında Yüksek Lisans Tezi olarak hazırlanan bu çalışmayı yöneten, çalışma konusunun belirlenmesi ve tez metninin düzenlenmesindeki katkılarından ve eşsiz sabrından dolayı Prof. Dr. Ertuğrul BENZEDEN’ e, bilgisayar programlarının hazırlanmasındaki yardımlarından dolayı Yrd. Doç. Dr. Okan FISTIKOĞLU’ na, doktora tezinden faydalandığım Dr. Ömer Levent AŞIKOĞLU’ na, yaşamım ve okul hayatım boyunca bana destek olan anneme teşekkür ederim.

Yasemin LOPÇU

YILLIK MAKSİMUM YAĞIŞLARIN ŞİDDET-SÜRE-TEKERRÜR MODELLERİ

ÖZ

Standart süreli ve belli tekerrürlü yağışlar su yapıları ve drenaj sistemleri gibi pek çok mühendislik sistemlerinin tasarımında proje girdisi olarak kullanılır. Uygulamada genel olarak bu amaçla, meteoroloji istasyonlarında gözlenen standart süreli yıllık maksimum yağış (sağanak) değerlerine uygun frekans dağılım modellerinden, $T = 2, 5, 10, 25, 50$ ve 100 yıl tekerrürlü yağışlar hesaplanır. Uygulanan bu klasik yöntemde, maksimum yağış değerlerine uyarlanan dağılım modelleri bir yağış süresinden diğerine değişebildiği için kararlı değildir. Ayrıca kullanılan dağılıma ait parametrelerin de yağış süresiyle değişmesi hem teorik hem de uygulama açısından problemler yaratmaktadır.

Bu çalışmada; İzmir ve Uşak'ta kaydedilen yıllık maksimum yağış şiddetlerine, uygulamada genel olarak izlenen frekans dağılım yöntemlerinden önemli ölçüde farklı ve daha güvenilir olan Robust yöntem ve karma yöntem uygulanarak Şiddet–Süre–Tekerrür ilişkileri belirlenmiştir.

Yarı ampirik bir yaklaşım olan Robust yöntemde; sağanak süresi ile değişmeyen -kararlı- bir olasılık dağılım türü (yapılan çalışmada, iki parametrelili lognormal ve Gumbel) esas alınarak, Şiddet–Süre–Tekerrür ilişkisi belirlenmiştir. Bu yöntem temelinde, Kruskal-Wallis istatistiğinin minimizasyonuna dayanmaktadır.

Karma yöntemin temeli de, robust yöntemdeki (3.58) ve (3.64) formundaki yarı–ampirik bağıntılara dayanmakla birlikte, model parametreleri; gözlemsel şiddetlerle modelden elde edilen şiddetler arasındaki farkların karesel toplamalarını minimize edecek şekilde belirlenmektedir.

Burada önerilen yaklaşımlar sayesinde, her standart süreli maksimum yağış dizisi için ayrı ayrı frekans dağılım modeli kurulmasından kaynaklanan risk ve belirsizlikler önemli ölçüde azaltılmaktadır.

Anahtar sözcükler: Kruskal-Wallis istatistiği, robust yöntem, şiddet–süre–tekerrür ilişkisi, en küçük kareler metodu.

MODELING THE INTENSITY–DURATION– FREQUENCY (IDF) RELATIONSHIPS OF ANNUAL MAXIMUM STORMS

ABSTRACT

Storms of given durations and recurrence intervals are used as an input in the design of various engineering systems, such as hydraulic works and drainage systems etc.. For this purpose, storm event magnitudes of return periods of $T = 2, 5, 10, 25, 50, 100$ years are first estimated through appropriate frequency distribution models. The frequency distribution models fitted for various storm durations may differ significantly, and therefore this approach of solution is not stable. And further, the use of different distribution parameters for different durations cause to serious theoretical as well as the practical problems.

In the presented study, the Robust and Mixed methods, which are quite different and reliable compared to frequency distribution approaches commonly used in practice, were applied on the annual maximum storm intensities recorded at İzmir and Uşak gauges in order to derive the intensity – duration – frequency relationships.

In the Robust method, which is a semi-empirical approach, intensity – duration – frequency (IDF) relationships based upon a probability distribution model assumed to be steady for different durations (2-parameter lognormal and Gumbel) were derived. This procedure was essentially based on minimization of the Kruskal – Wallis statistic.

The Mixed method was also based on the semi-empirical of Equations of (3.58) and (3.64) given for the robust method. However, model parameters were determined by minimizing the squared sum of the differences between observed and modelled intensities.

By the approaches proposed herein, risks and uncertainties arising from setting up different frequency distribution models for the maximum storms with standard durations in the classical procedure were considerably reduced.

Keywords: Kruskal–Wallis statistic, robust method, intensity–duration–frequency relationship, the least squares method.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
YÜKSEK LİSANS TEZİ SINAV SONUÇ FORMU	ii
TEŞEKKÜR.....	iii
ÖZ	iv
ABSTRACT	vi
BÖLÜM BİR - GİRİŞ.....	1
1.1 Amaç	2
1.2 Kapsam.....	3
BÖLÜM İKİ - DAHA ÖNCE YAPILAN ÇALIŞMALAR ve TARİHSEL GELİŞİM	5
2.1 Standart Süreli Maksimum Yağışların (SSMY) Frekans Analizi ile İlgili Çalışmalar	7
2.2 SSMY İstatistiklerinin Sağanak Süresi ile Değişimi Konusundaki Çalışmalar	9
2.3 Şiddet-Süre-Tekerrür Bağlılıkları ile İlgili Çalışmalar	10
BÖLÜM ÜÇ - YÖNTEMLER	12
3.1 Temel Olasılık Kavramları ve Tanımlayıcı İstatistikler.....	12
3.2 Olasılık Dağılımları ve Parametre Tahmini	18
3.2.1 İki parametrelili lognormal dağılım modeli	19
3.2.2 Gumbel (Tip I Ekstrem Değer) dağılım modeli	20
3.3 Şiddet – Süre – Tekerrür İlişkilerinde Dolaysız Ampirik Yaklaşımlar.....	24
3.4 Şiddet – Süre – Tekerrür İlişkilerinde Yarı-Ampirik Yaklaşımlar	26

3.4.1 Kruskal-Wallis'in Grupların Özdeşliği İstatistiğine Dayanan Çözüm Yaklaşımı (Robust Yöntem)	26
3.4.2 Karma Yöntem	31
BÖLÜM DÖRT – VERİLER ve UYGULAMA	34
4.1 Veriler	34
4.2 İzmir Örneğinde Uygulama	39
4.3 Uşak Örneğinde Uygulama	49
BÖLÜM BEŞ – SONUÇLAR ve ÖNERİLER	54
KAYNAKLAR	57

BÖLÜM BİR

GİRİŞ

Yeryüzündeki nüfusun büyük bir hızla çoğalması ve insan başına çeşitli amaçlarla kullanılan su miktarının da artması dolayısıyla önemi gittikçe artan ve bu nedenle, doğadaki suyun nitelik ve niceliğini inceleyen hidrolojik çalışmalarda daha gelişmiş yöntemler kullanılması gerekmektedir. Bunların arasında belli bir bölgedeki hidrolojik bilgiyi en iyi biçimde değerlendiren istatistik yöntemler özel bir önem taşımaktadır.

Hidrolojinin inceleme alanını oluşturan hidrolojik çevrimin her bir parçasında suyun göz önüne alınan sisteme girişi, bu sistemde biriktirilmesi ve sistemden çıkışı ile ilgili çeşitli hidrolojik olaylar yer almaktadır. Bütün hidrolojik olaylar doğada meydana geldikleri için pek çok sayıda değişkenden etkilenmektedirler. Bu değişkenlerin her birinin olayı ne şekilde etkilediklerini tam olarak belirlemek çoğu zaman mümkün olmadığı için göz önüne alınan olaydaki değişkenler arasındaki bağıntılar kesin bir şekilde elde edilemez. Bu yüzden olayın yapısı deterministik yöntemlerle tam olarak belirlenememektedir. Buradan anlaşıldığı gibi hidrolojik olaylar rasgele karakterdedirler. Böyle olayları incelemek için problemlere değişik bir yaklaşım gerekir. Buna *probabilistik* ya da *istatistik yaklaşım* denmektedir.

İstatistik yaklaşımla deterministik yaklaşım arasındaki fark, istatistik yaklaşımda olaydaki değişkenlerin rasgele karakteri göz önüne alınarak olasılık (ihtimal) kavramına dayanan modellerin kurulmasıdır.

Hidrolojik olayların incelenmesinde bazı problemlerde deterministik, bazılarında istatistik yöntemler tercih edilmektedir. Bu konuda bir karar verebilmek için incelenen hidrolojik olayı iyi tanımak ve incelemenin amacını iyi bir şekilde ortaya koymak gerekir. Hidrolojik değişkenlerin rasgele karakteri meteorolojik olayların

karakteri ile ilişkilidir. Atmosferde yer alan meteorolojik olayların çok kuvvetli olan rasgele karakteri bunlarla ilgili olan hidrolojik değişkenleri de etkilemektedir. Örneğin yeryüzünün bir noktasına düşen yağışın miktarı tamamen rasgele karakterde bir değişken olup ancak istatistik yöntemlerle incelenebilmektedir (Bayazıt, 1981).

Çeşitli mühendislik yapılarının (su yapıları, yol ve demiryolu gibi ulaştırma yapıları) ve kentsel bölgelerin taşkınlardan korunması; taşkınlar sonucunda ortaya çıkan kayıpların önlenmesi veya makul düzeylere düşürülmesi amacıyla taşkın kontrol yapıları inşa edilmektedir. Akış gözlemi bulunmayan akarsularda, kentsel yerleşim bölgelerinde, yüksek taban suyu bulunan tarım alanlarında, havza morfolojik özellikleri, zemin ve bitki örtüsü özellikleri gibi faktörler gözetilerek taşkın kontrolü veya drenaj projelerinde kullanılacak yüzeysel akış veya sızma tahminleri yapmak gerekir. Bu gereksinim, belli süreli ve belli tekerrürlü proje yağışının dolaylı olarak (birim hidrograf yöntemleri gibi tekniklerle) yüzeysel akışa dönüştürülmesi suretiyle giderilmektedir.

Yağışların zamansal ve alansal davranışlarının modellenmesi, istatistiksel hidrolojinin başlıca araştırma konuları arasındadır.

1.1 Amaç

Belli süreli ve tekerrürlü sağanaklar, taşkın kontrolü ve drenaj sistemleri gibi su mühendisliği sistemlerindeki yapıların projelendirilmesine esas teşkil edecek debilerin sentetik yöntemlerle tahmin edilmesinde temel bir hidrolojik girdi olarak kullanılmaktadır. Bu özellikteki sağanak değerlerinin elde edilmesi için, meteoroloji istasyonlarında kaydedilen standart süreli, en şiddetli sağanakların plüvyograf kayıtlarından çıkartılması ve frekans analizlerinin yapılması gerekmektedir.

Ülkemizde, meteoroloji istasyonu kurma ve işletme görevini yüklenmiş olan DMİ (Devlet Meteoroloji İşleri) ve DSİ (Devlet Su İşleri) gibi kamu kurumları tarafından geçmişte çeşitli zamanlarda bu amaca yönelik çalışmalar yapılarak yayınlanmıştır (DSİ, 1990; DMİ, 1974). Gerek bu çalışmalarda, gerekse frekans analizi ile ilgili başka mühendislik hidrolojisi çalışmalarında, özellikle Gumbel dağılımının standart bir dağılım modeli olarak kullanıldığı görülmektedir. Standart süreli, belli tekerrürlü yağış tahminleri, dağılım modelinin sık sık değiştirilmesi, parametrelerin uygun yöntemlerle hesaplanmaması ve süreleri farklı olmasına rağmen aynı yağış değerinin kullanılması gibi nedenlerle hatalı olabilmektedir (Okutan, 1995; Benzeden, 2001; Aşıkoğlu, 2005).

Bu çalışmada, İzmir ve Uşak sağanakları için, kararlı bir olasılık dağılım türü (lognormal ve Gumbel) esas alınarak, tüm sağanak süreleri için dağılım türü ve model parametreleri değişmeyen bir Şiddet – Süre - Tekerrür ilişkisi belirlenmeye çalışılmıştır.

1.2 Kapsam

Bu çalışmada; İzmir ve Uşak’ taki DMİ plüvyografli yağış istasyonlarında standart zamanlarda gözlemlenmiş olan 5, 10, 15, 30, 60, 120, 180, 240, 300, 360, 480, 720, 1080 ve 1440 dakika yağış sürelerindeki yıllık maksimum sağanaklar için, uygulamada genel olarak izlenen hesap yöntemlerinden önemli ölçüde farklı ve daha güvenilir olan Robust yöntem ve karma yöntem kullanılarak Şiddet–Süre–Tekerrür ilişkisi belirlenmeye çalışılmıştır.

Yarı ampirik bir yaklaşım olan Robust yöntemde; sağanak süresi ile değişmeyen -kararlı- bir olasılık dağılım türü esas alınarak, Şiddet–Süre–Tekerrür ilişkisi belirlenmeye çalışılmıştır. Model parametrelerini belirlemek için, Kruskal-Wallis istatistiğine dayanan bir parametre hesap yöntemi kullanılmıştır.

Karma yöntemin temeli, robust yöntemdeki (3.58) ve (3.64) formundaki yarı–ampirik bağıntılara dayanmakla birlikte, model parametreleri; gözlemsel şiddetlerle modelden elde edilen şiddetler arasındaki farkların karesel toplamalarını minimize edecek şekilde belirlenmektedir.

Yukarıda belirtilen iki yöntem için, Visual Basic dilinde iki ayrı program hazırlanmıştır. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlardan ve hazırlanan bilgisayar programından, konuyla ilgili kişi ve kurumların büyük ölçüde yararlanması mümkündür.

BÖLÜM İKİ

DAHA ÖNCE YAPILAN ÇALIŞMALAR VE TARİHSEL GELİŞİM

Gerek su yapıları, ulaştırma yapıları gibi mühendislik projelerinin hazırlanmasında, gerekse su kaynakları projelerinin planlanması, tasarımı ve işletilmesinde su kaynakları mühendisliğinin en çok kullandığı araçlardan biri yağış şiddeti-süre-frekans (idf) ilişkisidir.

Bu ilişkilerin kurulması 1932'lere dayanır (Bernard,1932). O günlerden beri yeryüzünün pek çok bölgesi için şiddet-süre-frekans ilişkileri kurulmuştur. 1960'lardan beri pek çok gelişmiş ülkede idf ilişkilerinin coğrafik dağılımıyla ilgili çalışmalar yapılmış; değişik tekerrür ve sağanak süreleri için yağış şiddetlerini veya derinliklerini gösteren haritalar çıkarılmıştır. Örneğin Amerika'da bu haritalar 1961'den beri US Weather Bureau (Hershfield, 1961) tarafından ve daha sonraki yıllarda NOAA tarafından Kuzey Amerika (Miller ve arkadaşları, 1973) ve kıtanın doğusu ve tümü için (Frederick ve arkadaşları, 1977) geliştirilmiştir. Bu haritalar birçok hidrolojik yayında tekrar elden geçirilmiştir(örneğin, Chow 1964, s.9.51-9.56; Linsley ve arkadaşları 1975, s.358; Chow ve arkadaşları 1988 s. 446-451; Viessman ve arkadaşları 1989, s.337; Wanielista 1990, s.59; ve Smith 1993). İngiltere ve İrlanda'da bu haritalar Hidroloji Enstitüsü (NERC, 1975) tarafından hazırlanmış ve değişik kitaplarda kullanılmıştır (örneğin,Wilson 1990,s. 278-338). Benzer haritalar diğer birçok ülkede de geliştirilmiştir. Örneğin Avustralya (Canterfold ve arkadaşları 1987). Hindistan (UNESCO 1974;Subramanya 1984,s. 40), Sri Lanka (Baghirathan ve Shaw 1978; SWA-Namibia (Pitman,1980) ve İtalya'nın Toskana bölgesi (Pagliara ve Viti 1993). Nijerya (Oyebande 1982) ve Pennsylvania (Aron ve arkadaşları 1987) gibi bazı çalışmalar ise, harita yerine,ilgili bölgeleri homojen alt bölgelere ayırarak her bölge için eğriler elde etmişlerdir.

Şiddet-süre-tekerrür ilişkilerinin bu güne kadar kullanılagelen temel yapısına bakıldığında karşımıza çoğunlukla,

$$I = \frac{A(T)}{H(d)} \quad (2.1)$$

genelleştirilmiş formu çıkmaktadır. Burada d sağanak süresi, I ortalama yağış şiddeti olmak üzere, A(T) sadece tekerrür aralığına bağlı, H(d) ise sadece sağanak süresine bağlı fonksiyonlardır. A(T) , kaynaklarda (örneğin, Raudkivi 1979, s.85; Shaw 1983, s. 236; Subramanya 1984, s. 205; Chow ve arkadaşları 1988; s.459; Wanielista 1990, s.61; Singh 1992, s.904; Benzedden ve Bükey 2001, s.11; Hacısüleyman 2003, s.23; Benzedden ve Hacısüleyman 2003, s.161) aşağıdaki alternatif ilişkiler şeklinde verilmiştir.

$$A(T) = \lambda.T^K \quad (2.2)$$

$$A(T) = c + \lambda.\ln T \quad (2.3)$$

Bunlardan ilki en eski (Bernard, 1932) ve hala en sık kullanılanıdır (örneğin Kothyari ve Gadre 1992, Pagliara ve Viti 1993). Bu ampirik bağıntılar basit ve bilgisayar uygulamaları açısından elverişlidir. Chen (1983) benzer ilişkileri elde etmek için daha teorik analizler uygulamıştır.

Koutsoyiannis (1994) (2.2) ilişkisinin güvenli sonuçlar açısından uygun olmadığını (varyansın küçük tahmin edilmesine yol açtığı) vurgulamıştır. Yine Koutsoyiannis (1996, s.265) maksimum yağış şiddetleri Gumbel dağılımı gösteriyorsa, (2.2) ilişkisindeki λ ve K parametrelerinin sabit değil, T tekerrür aralığına bağlı olacağına dikkat çekmiştir.

Koutsoyiannis ve arkadaşları (1998), bu ampirik bağıntılara alternatif olarak A(T) pay terimini (tekerrür fonksiyonu) yağışların olasılık dağılım fonksiyonlarından teorik olarak elde etmeyi önermişler ve bu modeli ‘ yarı ampirik yaklaşım’ olarak adlandırmışlardır.

Ülkemizde şiddet-süre-tekerrür eğrileri ile ilgili çalışmalar 1960 lı yıllarda başlamıştır. Devlet Meteoroloji İşleri Genel Müdürlüğü tarafından 1969'da yapılan bir çalışmada plüvyografli DMI istasyonlarının şiddet-süre-tekerrür eğrileri verilmiştir (DMI, 1969). DSİ tarafından 497 plüvyografli yağış istasyonunun verileri üzerinde uzun zaman ve emek harcanarak 'Türkiye'de Maksimum Yağışların Frekans Atlası' (DSİ, 1970) isimli bir yayın hazırlanmıştır. Ancak ofset basım sırasında meydana gelen kaymalar nedeniyle bu atlasta verilen yağış-süre-tekerrür eğrilerinin nispeten hatalı olduğu ifade edildiğinden, bu değerli çalışma güvenle kullanılamamıştır.

Daha sonra DSİ tarafından 1990 yılında Türkiye'deki 1575 meteoroloji istasyonu içinde plüvyografli 202 DMI istasyonunun (en az 10 yıl gözlemi olan) standart süreli yağışları için kapsamlı bir frekans analizi çalışması yapılmıştır (DSİ, 1990). Bu çalışmada her istasyonda gözlenen standart süreli yıllık maksimum yağışlara en uygun olasılık dağılımı esas alınarak, belli tekerrürlü standart süreli yağış derinlikleri hesaplanmış ve tablolar şeklinde verilmiştir.

Yukarıda sözü edilen iki kamu kuruluşu dışında, bazı araştırmacılar tarafından da Türkiye'deki şiddetli sağanakların şiddet-süre-tekerrür ilişkileri konusunda çalışmalar yapılmıştır.

2.1 Standart Süreli Maksimum Yağışların (SSMY) Frekans Analizi İle İlgili Çalışmalar

DSİ' ce yayınlanan ilk frekans atlasının oluşturulmasında da büyük katkısı bulunan Diler (1971), bu çalışmasıyla ilgili esasları DSİ Teknik Dergisinde bir makale olarak yayınlanmıştır. Aynı yazarın diğer bir çalışmasında (Diler, 1979), Doğu Karadeniz ve Göller bölgesindeki istasyonların şiddet-süre-tekerrür bağıntıları ile bu bağıntılardaki parametrelerin bölgesel değişimi analiz edilmiştir.

Biberoğlu (1991), yaptığı çalışmada Ege bölgesindeki 11 DMİ istasyonundaki standart süreli yağışların Gumbel ve 2 parametrelili lognormal dağılım için frekans analizi yapmış; $I = \frac{\lambda.T^K}{d^\eta}$ tipindeki tam ampirik şiddet-süre-tekerrür bağıntılarını çıkarmış ve bu bağıntılardaki parametrelerin alansal değişimi incelenmiştir.

Okutan (1995), yaptığı çalışmada, WMO, DMİ ve DSİ gibi kuruluşlar tarafından kabul edilen varsayımın (bu varsayım bazı yıllardaki standart süreli yıllık maksimum yağışların bazı yağış süreleri için, o süreye sahip daha büyük yağış olmadığından küçük süreli yağışta aynı değerde olduğu varsayımıdır) belli tekerrürlü yağış tahminlerini ne ölçüde etkilediğini incelemek amacıyla, Ege bölgesindeki 3 meteoroloji istasyonundaki standart sürede yağışların, Gumbel dağılımını esas alarak frekans analizi yapmış ve belli tekerrürlü yağış tahminlerini karşılaştırmıştır. Okutan, ayrıca bir istasyonda olasılık dağılım modelini yağış süresi değiştikçe farklı seçilmesi halinde yağış tahminlerinde *uyumsuzluk* olabileceğine işaret etmiştir.

Aşıkoğlu (1997), yüksek lisans tezi çalışmasında, Ege Bölgesindeki yıllık yağış gözlemlerinin homojenlik kontrollerini yapmış, her istasyon için uzun sürede umulan ortalama yağışları elde etmiştir. Daha sonra, Ege Bölgesinde, 23 plüvyografli istasyonda gözlenen standart süreli sağanakların bölgesel frekans analizini yapmış, gözlenmiş frekanslara Gumbel ve iki parametrelili lognormal dağılım modelleri uyarlamış, lognormal dağılıma göre standart süreler için belli tekerrürlere karşılık gelen yağış tahminlerini kullanarak $I = \frac{\lambda.T^K}{d^\eta}$ formundaki tam ampirik yağış şiddeti-süre-tekerrür bağıntılarını çıkarmıştır. Bu bağıntılardaki katsayıların Ege Bölgesinde alansal dağılımını haritalamıştır.

Güner (1999) yaptığı çalışmada, Ege Bölgesindeki plüvyografli 11 istasyonun verilerini kullanarak, Gumbel ve iki parametrelili lognormal dağılım modellerinin uygulanmasında dikkat edilmesi gereken hususları ve kısa örnek dizileriyle çalışması halinde yapılabilecek tahmin hatalarını araştırmıştır.

2.2 SSMY İstatistiklerinin Sağanak Süresi İle Değişimi Konusundaki Çalışmalar

Benzeden ve Bükey (2001), Ege Bölgesindeki 11 adet plüvyografli istasyonda DSİ (1990) tarafından hesaplanmış standart süreli ve belli tekerrürlü sağanak şiddetleri için üç ve dört parametrelili ampirik yağış şiddeti-süre-tekerrür bağıntıları araştırmışlardır. Bu çalışmaya göre, istasyonların hemen hemen tümünde

$$I = \frac{A(T)}{(d + \theta)^n}$$

biçimindeki modelin en uygun olduğu; ayrıca A(T) pay teriminin yanı sıra t_0 ve b'nin de tekerrür ile önemli ölçüde değiştiği saptanmıştır.

Benzeden (2001), Uşak SSMY verileri üzerinde yapmış olduğu çalışmada, ancak ve ancak standart süreli yıllık maksimum yağış ortalamalarının ve standart sapmalarının sağanak süresine bağlı düzgün fonksiyonlarla tanımlanması ve kararlı bir olasılık dağılım modeli kullanılması halinde yapılan belli tekerrürlü maksimum yağış tahminlerinin yağış süresiyle düzgün bir şekilde değişebileceğini göstermiştir.

Çaylak (2001), Türkiye'nin değişik bölgelerinde bulunan uzun süreli gözlemlere sahip 11 adet plüvyografli yağış istasyonundaki maksimum yağış ortalamaları ve standart sapmaları üzerinde sağanak süresine bağlı model çalışmaları yapmış, standart süreli yıllık maksimum yağış ortalamalarının ve standart sapmalarının ancak bu şekilde kullanılması halinde belli tekerrürlü maksimum yağış tahminlerinde yağış süresiyle düzgün bir artışın sağlanabildiğini göstermiştir. Ayrıca, sağanak süresine bağlı fonksiyonlardan kestirilen standart sapmaların ortalamalara bölünmesiyle elde edilen dolaylı değişkenlik katsayısı tahminlerinin de gözlemsel değişkenlik katsayıları ile büyük ölçüde uyumlu olduğu ve yağış süresiyle düzgün değiştiği saptanmıştır(Benzeden ve Çaylak, 2003).

2.3 Şiddet-Süre-Tekerrür Bağlılıları İle İlgili Çalışmalar

Benzeden ve Hacısüleyman (2003), Bükey' in (2000) Ege Bölgesi için sağanak şiddetlerine en uygun bağıntı olarak saptadığı $I = \frac{A(T)}{(d + \theta)^\eta}$ biçimindeki modele ait A, θ ve η parametrelerinin T tekerrür aralığı ile anlamlı biçimde değiştiğini belirlemişler ve değişimlerin matematiksel yapılarını regresyon teknikleri ile incelemişlerdir.

Benzeden ve Emre (2003), yağış süresine bağlı olarak standart süreli belli tekerrürlü maksimum yağışların Gumbel ve iki parametrelili lognormal (LN2) gibi basit tek tür kararlı bir dağılım modelinden (1) süreye bağlı düzgün fonksiyonlardan (2) örnek istatistikleri korunarak tahmin edilmesi yaklaşımlarını İzmir örneği için incelemişlerdir. Uygun bir dağılım modeli seçildiğinde, süreye bağlı düzgün fonksiyonlardan elde edilen istatistiklere dayanan tahminlerde ortaya çıkan farkların (DSİ (1990) değerlerine kıyasla) kabul edilebilir düzeyde bulunduğunu saptamışlardır. Ayrıca, süreye bağlı fonksiyonlardan hesaplanan örnek istatistiklerine dayanan dağılım modellerinin, örnek istatistiklerini koruyan modellere kıyasla ampirik tekerrür aralıklarını genelde daha iyi temsil ettiği öne sürülmüştür.

Aşıkoğlu (2005), doktora tezi olarak yaptığı çalışmada, standart süreli yağışlarda ortalama ve standart sapmalarının yağış süresi ile düzgün biçimde değişmesi özelliğini istatistiksel olarak sağlayan ve olasılık dağılım türü sağanak süresiyle değişmeyen (genelleştirilmiş) şiddet-süre-tekerrür (ŞST) modellerini araştırmıştır. Çalışma, İzmir meteoroloji istasyonunda gözlenen standart süreli yıllık maksimum yağış (SSMY) verilerine uygulanmıştır. Genelleştirilmiş modellerdeki tekerrür fonksiyonunun iki parametrelili lognormal (LN2) veya Gumbel (Tip I-Ekstrem) dağılımı olabileceği uygunluk testleri ile kanıtlanmıştır. SSMY derinliklerinin ve sağanak şiddetlerinin ortalama, standart sapma, değişkenlik katsayısı, logaritmik ortalama gibi örnek istatistiklerinin sağanak süresi ile düzgün değişimini tanımlayan en uygun ölçeklendirme fonksiyonları tanımlanmıştır. Aşıkoğlu, genelleştirilmiş şiddet-süre-tekerrür fonksiyonlarını biri yağış derinliklerine ait ortalama ve standart

sapmaların, diğeri ise yağış şiddetlerine ait ortalama ve standart sapmaların sađanak süresine bađlı olarak tanımlanması ilkesine dayanan iki farklı yaklaşım izleyerek elde etmiştir. Genelleştirilmiş modellerden elde edilen şiddet tahminleri, örnek istatistiklerini koruyan kararlı modellerin sonuçları ile karşılaştırılmıştır. Yazar 14 alt modelin de örnek istatistiklerden elde edilen ortalama şiddetleri temsil etmede büyük ölçüde başarılı olduğunu saptamıştır. Ayrıca bu tür modellerin maksimum yağışların bölgesel analizinde önemli avantajlar sağlayabileceğine işaret etmiştir.

BÖLÜM ÜÇ

YÖNTEMLER

3.1 Temel Olasılık Kavramları ve Tanımlayıcı İstatistikler

Gelecekteki bir gözlemde alacağı değer önceden kesinlikle bilinmeyen değişkenlere “*rasgele değişken*” denir. Bir rasgele değişkenin gözlem sırasında ölçülen bir değeri almasına bir “*rasgele olay*” denir. Olasılık teorisinin temel aksiyomuna göre kesikli bir rasgele değişkene ait her rasgele olayın değeri 0 ile 1 arasında değişen bir olasılığı vardır. Bu olasılık aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$P(X = x_i) = p(x_i) \quad 0 \leq p(x_i) \leq 1 \quad (3.1)$$

Bir rasgele değişkenin örnek uzayı, o değişkenin gözlemlerde alabileceği tüm değerlerden oluşan kümedir. Rasgele değişkenin tek bir değeri alması “*basit rasgele olay*” olarak adlandırılmaktadır. Rasgele değişkenler sürekli ve kesikli rasgele değişkenler olmak üzere iki sınıfta incelenmektedir.

Örnek uzayındaki eleman sayısı sonsuz olan değişkenlere “*sürekli değişkenler*”, sonlu olan değişkenlere ise “*kesikli değişkenler*” denir. Örneğin bir yıldaki yağışlı günlerin sayısı kesikli bir değişken, bir akarsudaki debiler ise sürekli bir değişken olmaktadır.

Bir rasgele değişkenin dağılımından ve parametrelerinden söz edebilmek için, o rasgele değişkenin toplumunu bilmek gerekmektedir. Bir rasgele değişkene ait mümkün olabilecek gözlemlerin tümüne o değişkenin *toplumu* denir.

Sürekli bir rasgele değişken $f(x)$, “*olasılık yoğunluk fonksiyonu*” (oyf) ile tanımlanır. Olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki özelliklere sahiptir.

$$f(x) \geq 0, \text{ her } x \text{ için} \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \quad (3.2)$$

Sürekli bir rasgele değişkenin eklenik dağılım fonksiyonu (aşılmama olasılığı)

$$F(x) = P(X < x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx \quad (3.3)$$

belirli integraliyle tanımlanmaktadır. $F(x)$ aşağıdaki özelliklere sahip, monoton artan bir fonksiyondur.

$$F(-\infty) = 0, \quad F(+\infty) = 1, \quad 0 < F(x) < 1 \quad (3.4)$$

Bir rasgele değişkenin dağılım özelliklerini olasılık kütle fonksiyonu veya olasılık yoğunluk fonksiyonu ile belirlemek mümkünse de, değişkenin davranışını birkaç sayı yardımıyla özetlemek birçok mühendislik probleminde yeterli olmaktadır. Dağılım fonksiyonunun özelliklerini yansıtan bu sayılara *parametreler* denilmektedir.

Bir rasgele değişkenin toplumunda parametrelerin aldığı gerçek değerler hiçbir zaman belirlenemez, çünkü toplumun tümünü gözlemek mümkün değildir. Parametrelerin değerlerini ancak eldeki örnekten tahmin etmek mümkün olur, bu şekilde tahmin edilen değerlere “*örnek istatistiği*” denir.

Literatürde genellikle toplum parametreleri Yunan harfleri ile, örnek kümesinde bu parametrelere karşılık gelen değerler ise Latin harfleriyle simgelenmektedir.

Bazı istatistik parametreler rasgele değişkenin dağılımının önemli özelliklerini tanımlarlar. *Tanımlayıcı istatistik* (descriptor) adı verilen bu parametreler dağılımın,

- 1- Merkezini, yani değişkenin çeşitli gözlemlerde alabileceği değerlerin çevresinde kümелendiği değeri (ortalama, mod, medyan gibi),
 - 2- Çeşitli gözlemlerde rasgele değişkenin değerlerinin bu merkez çevresindeki yayılmasının büyüklüğünü (varyans, standart sapma, değişkenlik katsayısı gibi),
 - 3- Olasılık dağılım fonksiyonunun simetrik olup olmadığını (çarpıklık katsayısı),
 - 4- Standart normal dağılıma kıyasla sivrilikliğini (sivrilik katsayısı),
- belirtirler.

Uygulamada en çok kullanılan parametreler “*istatistik moment*” tipinde olanlardır.

Bir olasılık dağılım fonksiyonunun parametreleri moment tipindeki parametrelerin fonksiyonu olarak belirlendikten sonra momentlerin değerleri aşağıda verilen formüllerle tahmin edilir ve bu değerleri fonksiyonda yerine koyarak istenen parametreler hesaplanmış olur.

Rasgele değişkenin beklenen değeri olan ortalama, N elemanlı bir örnekten elemanların aritmetik ortalaması olarak tahmin edilir. Ortalamanın $\bar{x}$ ile gösterilen istatistik değeri:

$$\bar{x} = \left(\sum_{i=1}^N x_i \right) / N \quad (3.5)$$

şeklinde hesaplanır. $\bar{x}$ istatistiği, $\mu_x = E(x)$ toplum ortalamasının örnek tahminidir.

Varyans rasgele değişkenin ortalamadan farkının karesinin beklenen değeri $(\sigma_x^2 = E\{(x - \mu_x)^2\})$ olup, örnek değeri şu formülle tahmin edilmektedir:

$$\mu_x^{(2)} = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / N = \left(\sum_{i=1}^N x_i^2 / N \right) - (\bar{x})^2 \quad (3.6)$$

Ancak (3.6) formülü ile hesaplanan varyans istatistiğinin beklenen değeri toplumun parametre değerinden daha küçük olduğundan varyansın tarafsız (yansız) tahminini elde etmek için (3.6) formülünde N yerine N – 1 ile bölmek gerekir:

$$\hat{\mu}_x^{(2)} = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / (N - 1) \quad (3.7)$$

Bu düzeltme küçük örneklerde önem taşır. N>30 için N – 1 yerine N ile bölmek önemli bir fark ortaya çıkarmaz. Varyansın tarafsız tahmininin örnekleme varyansı, taraflı tahmininkinden daha büyüktür.

Varyans daima pozitif değer alan ($\sigma_x^2 \geq 0$) bir istatistiktir. Varyansın büyük olması değişkenin ortalama çevresinde fazla yayıldığını gösterir.

Standart sapmanın örnek tahmini büyük örneklerde,

$$S_x = \left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / N \right]^{1/2} \quad (3.8)$$

küçük örneklerde,

$$\hat{S}_x = \left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / (N - 1) \right]^{1/2} \quad (3.9)$$

şeklinde hesaplanır. Varyansın boyutu x in boyutunun karesi olduğundan, standart sapmanın $(\sigma_x, S_x, \hat{S}_x)$ boyutu x ile aynıdır.

$$\sigma_x = \sqrt{Var(x)} = \sqrt{\mu_x^{(2)}} \quad (3.10)$$

Değişkenlik katsayısı, rasgele olayın ortalamasına kıyasla değişebilirliğini ölçen boyutsuz bir sayıdır.

$$\eta_x = \sigma_x / \mu_x \quad (3.11)$$

Ortalamaları aynı olan iki değişkenin hangisinin değişkenlik katsayısı büyükse onun kendi ortalaması etrafındaki yayılması daha fazladır. Değişkenlik katsayısının örnek tahmini aşağıdaki bağıntıdan elde edilmektedir.

$$C_v = S_x / \bar{x} \quad \text{veya} \quad \hat{C}_v = \hat{S}_x / \bar{x} \quad (3.12)$$

3. ve 4. merkezi momentlerin istatistik değerleri de benzer şekilde tahmin edilir:

$$m_x^{(3)} = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3 / N \quad (3.13)$$

$$m_x^{(4)} = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^4 / N \quad (3.14)$$

Tarafsız tahmini elde etmek için küçük örneklerde (3.13) denkleminde N yerine $(N - 1) (N - 2) / N$, (3.14) denkleminde N yerine $(N - 1) (N - 2) (N - 3) / N^2$ ile bölmek gerekir (Bayazıt ve Oğuz, 1998).

Üçüncü merkezi istatistik momentin boyutsuzlaştırılmış şekli *çarpıklık katsayısı* olarak anılır. $\mu_x^{(3)} = E\{(x - \mu_x)^3\}$ merkezi üçüncü toplum momenti olmak üzere

$$\gamma_1 = \mu_x^{(3)} / \sigma_x^3 \quad (3.15)$$

γ_1 pozitif ise dağılım sağa çarpık, γ_1 negatif ise dağılım sola çarpıktır. Eş olasılık ilkesine göre yanlış örnek çarpıklık katsayısı;

$$C_s = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3 / N}{S_x^3} \quad (3.16)$$

bağıntısından, yanlış örnek çarpıklık katsayısı ise

$$\hat{C}_s = \frac{C_s \cdot N^2}{(N-1)(N-2)} \quad (3.17)$$

bağıntısından hesaplanabilmektedir (Yevjevich, 1972).

4. mertebeden $\mu_x^{(4)}$ merkezi momentin,

$$\gamma_2 = \mu_x^{(4)} / \sigma_x^4 \quad (3.18)$$

şeklinde boyutsuz hale getirilmesiyle sivrilik katsayısı (kurtosis) tanımlanmaktadır. Normal (Gauss) dağılımda $\gamma_2 = 3$ tür. $E = \gamma_2 - 3$ şeklinde tanımlanan “fazlalık katsayısı”, söz konusu dağılımın standart normal dağılıma kıyasla daha sivri ($E > 0$)

ya da daha basık ($E < 0$) olduğunu tanımlamak için kullanılır (Yevjevich, 1972; Bayazıt, 1981; 1996).

Medyanın tahmini için örnekteki değerler büyüklük sırasına dizilir. Örnekteki eleman sayısı tek ise ortada kalan eleman, çift ise ortadaki iki elemanın ortalaması medyanın tahminini verir.

İstatistik moment olmayan medyan, kuartiller arası uzaklık, kuartil çarpıklık katsayısı gibi parametrelerin tahminleri örnekteki diğer elemanlardan çok büyük ya da çok küçük olan aykırı değerlerden fazla etkilenmediğinden çarpık dağılımlarda tercih edilebilirler.

Momentler yöntemi genellikle etkin tahminler vermemekle birlikte uygulanması kolay bir yöntem olduğu için pratikte en çok kullanılan yöntemdir. Daha etkin tahminler elde etmek için olasılık ağırlıklı momentler veya bunların kombinasyonları olan L – momentler kullanılabilir (Bayazıt, 1996).

3.2 Olasılık Dağılımları ve Parametre Tahmini

Belli süreli sağanaklar gibi rasgele unsuru ağır basan hidrolojik olaylar ancak oluşum frekansları (görülme sıklıkları) ile tanımlanabilmektedirler. Tanımlama yöntemi olarak da, grafik (frekans histogramları ve poligonları) veya analitik yöntemler uygulanabilmektedir. Gözlenmiş frekansların analitik tanımlanmasında parametrik modeller sıkça kullanılmaktadır (Kite, 1988). Bu tanımlamada, önce gözlenmiş frekansları temsil edebileceği umulan bir veya daha çok sayıda kuramsal olasılık dağılım modeli öngörülmektedir. Daha sonra, eldeki örnek değerlerinden hareketle kuramsal modeldeki parametrelerin örnek tahmini yapılmaktadır.

Hangi yöntem ve hangi teorik model kullanılırsa kullanılsın, frekans analizinde temel amaç, gözlem süresinden daha büyük tekerrürlü olay değerlerini kestirmektir. Bu amacın doğru ve güvenilir biçimde gerçekleştirilmesinde uygulanan yöntemin, öngörülen teorik dağılım modelinin ve bu modeldeki parametrelerin güvenilirliğinin rolü büyüktür.

3.2.1 İki parametrelili lognormal dağılım modeli

Yağış, akarsu akışları gibi hidrolojik olaylar genellikle pozitif değerli ($0 < x < \infty$) ve pozitif çarpıklığa sahip ($C_s > 0$) olaylardır. Bu nedenle hidrolojide belki de en sık kullanılan teorik dağılım modeli lognormal dağılımdır. x değişkeninin 2-parametrelili lognormal olasılık yoğunluk fonksiyonu, $y = \ln x$ olmak üzere:

$$F(y) = \frac{1}{\sigma_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-0.5 \left(\frac{y - \mu_y}{\sigma_y} \right)^2 \right] \frac{1}{x}, \quad 0 < x < \infty \quad (3.19)$$

biçiminde olup; aşağıdaki eşitlikle tanımlanan

$$z = (y - \mu_y) / \sigma_y, \quad -\infty < Z < \infty \quad (3.20)$$

z dağılımının boyutsuz (standardize) değişkenidir. Logaritmik ortalamayı temsil eden μ_y parametresi konum, logaritmik standart sapmayı temsil eden σ_y parametresi ise biçim parametresi olarak isimlendirilmektedir.

Yukarıda yoğunluk fonksiyonu verilen iki parametrelili lognormal dağılımın μ_y ve σ_y parametrelerinin moment tahminleri

$$\mu_y = \frac{1}{2} \ell n [\bar{x}^2 / (1 + C_v^2)] \quad (3.21)$$

$$\sigma_y = \sqrt{\ell n(1 + C_v^2)} \quad (3.22)$$

biçiminde $\{X_i\}$ dizisinin $\bar{x}$ ve $C_v = S_x / \bar{x}$ istatistiklerine bağlıdır (Yevjevich, 1972; Bayazıt, 1981).

Dağılım parametrelerinin maksimum olabilirlik parametreleri, $y_i = \ell n x_i$ dönüşmüş değişken dizisinin ortalama ve yanlış standart sapmasına denktir ve aşağıdaki eşitliklerden hesaplanırlar:

$$\mu_y = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln x_i \quad (3.23)$$

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln x_i - \mu_y)^2} \quad (3.24)$$

3.2.2 Gumbel (Tip I Ekstrem Değer) dağılım modeli

Taşkın zirve akışları, şiddetli sağanaklar gibi ekstrem (en büyük) değerlerin frekans analizinde en çok kullanılan teorik dağılım, Gumbel dağılımı adıyla da bilinen Fisher - Tippet Tip I dağılımıdır. Bu dağılımın eklenik olasılık (altında kalma olasılığı) formunda matematiksel ifadesi (Yevjevich, 1972; Kite, 1988),

$$F(x) = \exp\{-\exp[-\alpha(x - \beta)]\} \quad , \quad -\infty < x < \infty \quad (3.25)$$

biçimindedir. Bu ifadede α ölçek parametresi, β ise x ile aynı birime sahip mod veya konum parametresidir. Dağılımın boyutsuz değişkeni

$$U = \alpha(x - \beta), \quad -\infty < U < \infty \quad (3.26)$$

olup, (3.25) bağıntısının iki kez logaritması alındığında,

$$U = -\ln\{-\ln F(x)\} \quad (3.27)$$

olduğu görülür.

Gumbel dağılımı pozitif çarpık ($\gamma_1 \cong 1.14$) ve normal dağılıma kıyasla daha sivri bir dağılımdır. Chow (1964), Gumbel dağılımını $\gamma_1 \cong 1.14$ çarpıklığına sahip bir lognormal dağılım olarak tanımlamıştır.

Gumbel dağılımındaki parametrelerin momentler yöntemine göre örnek tahminleri, asimptotik halde ($N \rightarrow \infty$),

$$\alpha = 1.2825 / \sigma_x \quad (3.28)$$

$$\beta = \mu_x - 0.45 \sigma_x \quad (3.29)$$

olup, yeterince uzun örnek dizileri için toplum ortalaması (μ_x) ve toplum standart sapması (σ_x) yerine, $\bar{x}$ ve S_x örnek istatistikleri kullanılabilmektedir.

Kısa örnekler için (özellikle $N < 30$ ise) dağılım parametrelerinin örnek tahminleri aşağıdaki şekilde hesaplanmakta olup, N küçüldükçe bu tahminlerle asimptotik tahminler arasındaki farklar son derece artmaktadır (Kite, 1988).

N uzunluğundaki $\{x_i\}$ örnek dizisinin küçükten büyüğe doğru sıralanması halinde, baştan m inci sırada yer alan x_m gözleminin ampirik olasılığı, Weibull noktalama formülüne göre aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$P_m = P_r(x \leq x_m) = m/(N+1), \quad m = 1, 2, 3, \dots, N \quad (3.30)$$

P_m olasılığına karşı gelen boyutsuz değişken,

$$U_m = -\ln[-\ln P_m], \quad m = 1, 2, 3, \dots, N \quad (3.31)$$

olmak üzere, $\{U_m\}$ boyutsuz değişken dizisinin ortalama ve standart sapması

$$\bar{U} = (1/N) \cdot \sum U_m \quad (3.32)$$

$$S_u = \left[(1/N) \cdot \sum (U_m - \bar{U})^2 \right]^{1/2} \quad (3.33)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Örnek uzunluğu (N) ne olursa olsun α ve β parametrelerinin moment tahminleri için

$$\hat{\alpha} = S_u / S_x \quad (3.34)$$

$$\hat{\beta} = \bar{x} - \bar{U} / \alpha \quad (3.35)$$

bağıntıları geçerlidir. $\bar{U}$ ve S_u 'nun beklenen değerleri (asimptotik boyutsuz değişken istatistikleri)

$$E(\bar{U}) = \lim_{N \rightarrow \infty} \bar{U} = 0.5772 \quad (3.36)$$

$$E(S_u) = \lim_{N \rightarrow \infty} S_u = 1.2825 \quad (3.37)$$

olup, bu değerler (3.34) ve (3.35) de kullanıldığında önceki asimptotik bağıntılara ulaşılır.

Gumbel dağılım modelindeki α parametresinin maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmini için aşağıdaki denklemin iteratif olarak çözülmesi gerekir (Kite, 1988):

$$F(\alpha) = \sum_{i=1}^N x_i e^{-\alpha x_i} - (\bar{x} - 1/\alpha) \sum_{i=1}^N e^{-\alpha x_i} = 0 \quad (3.38)$$

(3.38) denklemi aşağıdaki adımlar takip edilerek yeniden düzenlenebilir:

$$\sum_{i=1}^N x_i e^{-\alpha x_i} = (\bar{x} - 1/\alpha) \sum_{i=1}^N e^{-\alpha x_i} = 0 \quad (3.39)$$

$$(\bar{x} - 1/\alpha) = \frac{\sum_{i=1}^N x_i e^{-\alpha x_i}}{\sum_{i=1}^N e^{-\alpha x_i}} \quad (3.40)$$

$$\alpha = 1 / \left[\bar{x} - \frac{\sum_{i=1}^N x_i e^{-\alpha x_i}}{\sum_{i=1}^N e^{-\alpha x_i}} \right] \quad (3.41)$$

Bu eşitlikte α parametresi denklemin her iki tarafında yer aldığı için, (3.41) denklemi belli bir başlangıç değeri seçilerek Newton'un teğet yöntemi gibi nümerik bir yöntemle çözümlenebilir. Bulunan α parametre değeri, (3.42) denkleminde kullanılarak, β parametresi hesaplanır.

$$\beta = \frac{1}{\alpha} \ln \left[N / \sum_{i=1}^N e^{-\alpha x_i} \right] \quad (3.42)$$

Bu yöntemle parametre hesaplamak zahmetli (hatta bazen, yakınsama olmazsa imkansız) olmasına karşılık, elde edilen parametre tahminleri daima toplum değerlerine daha yakındır (Panchang, 1967; Yevjevich, 1972; Kite, 1988).

3.3 Şiddet – Süre – Tekerrür İlişkilerinde Dolaysız Ampirik Yaklaşımlar

Ampirik bir bağıntıya ihtiyaç duymaksızın belli bir i yılında gözlenen d_j süreli yıllık maksimum yağışların (I_{ij}) ortalama şiddetleri, $P_i(d_j)$ gözlenmiş yağış derinliğinin, (d_j) yağış süresine bölünmesiyle hesaplanabilir.

$$I_{ij} = I_i(d_j) = \frac{P_i(d_j)}{d_j} \quad (3.43)$$

Son yıllara kadar uygulana gelen klasik (tam ampirik) yaklaşımda, şiddet – süre – tekerrür bağıntılarının belirlenmesinde aşağıdaki adımlar izlenmektedir:

- Her d standart sağanak süresi için gözlenmiş yağış derinliklerine en uygun dağılım fonksiyonu belirlenir. Uygun olasılık dağılım modeli türü, bir sağanak süresinden diğerine değişebilir; yani, *frekans dağılım modeli türü kararlı değildir*.

- Dağılım fonksiyonundan $T = 2, 5, 10, 25, 50, 100$ yıl gibi tekerrür aralıkları için hesaplanan yağış derinlikleri $P(d_j, T)$, sağanak süreleri (d_j) ile bölünerek, sağanak şiddetleri elde edilir.
- Belli bir T tekerrür aralığı için, elde edilen $I_T(d_j) = P(d_j, T)/d_j$ ortalama sağanak şiddetlerine aşağıdaki $I_T(d) = A/B(d)$ formundaki ampirik şiddet – süre modellerinden biri grafik veya istatistik teknikler kullanılarak uyarlanır.

$$\hat{I}_T(d) = \frac{A}{d^\eta} \quad (3.44)$$

$$\hat{I}_T(d) = \frac{A}{(d^\eta + \theta)} \quad (3.45)$$

$$\hat{I}_T(d) = \frac{A}{(d + \theta)^\eta} \quad (3.46)$$

- Gerçekte θ ve η parametreleri de tekerrür aralığı ile değişmekle birlikte (Koutsoyiannis vd., 1998; Benzedden & Hacısüleyman, 2003), uygulamada sadece A katsayısının tekerrür aralığı ile değiştiği varsayılır. Bu değişim aşağıdakine benzer, basit ampirik bağıntılarla tanımlanmaya çalışılır (Raudkivi, 1979; Shaw, 1983; Subramanya, 1984; Chow vd., 1988; Wanelista, 1990; Singh, 1992; Koutsoyiannis, 1996; Bükey, 2000; Benzedden & Bükey, 2001; Hacısüleyman, 2003; Benzedden & Hacısüleyman, 2003).

$$\hat{A}(T) = n.T^m \quad (3.47)$$

$$\hat{A}(T) = n + m.\ln T \quad (3.48)$$

$$\hat{A}(T) = n + m.\ln[\ln T] \quad (3.49)$$

Bu bağıntılarda m ve n birer sabittir.

- Böylece, T tekerrür aralığını da içeren genel şiddet – süre – tekerrür bağıntısına ampirik yaklaşım sağlanır.

$$\hat{I}(d, T) = \frac{A(T)}{B(d)} \quad (3.50)$$

Bu bağıntıda B(d), (3.44), (3.45), (3.46) ampirik bağıntılarındaki sağanak süresine bağlı fonksiyonları simgelemektedir. Ampirik yaklaşımlarda, B(d) süre fonksiyonunun parametreleri bir tekerrür aralığından diğerine değişebilir (Benzeden & Hacısüleyman, 2003).

3.4 Şiddet – Süre – Tekerrür İlişkilerinde Yarı-Ampirik Yaklaşımlar

3.4.1 *Kruskal-Wallis'in Grupların Özdeşliği İstatistiğine Dayanan Çözüm Yaklaşımı (Robust Yöntem)*

Yarı ampirik bir yaklaşım olan Robust yöntem, bir tekerrür aralığından diğerine değişen B(d) süre fonksiyonunun parametrelerini sabit kılarak, tüm sağanak süreleri için kararlı bir olasılık dağılım modeli oluşturulmasına olanak verir.

Bu çalışmada şiddet – süre – tekerrür ilişkisini belirlemek için, Koutsoyiannis ve arkadaşları (1998) tarafından tanımlanan ve sağanak süresi ile değişmeyen (kararlı) bir olasılık dağılım türünü esas alan

$$I(d, T) = \frac{A(T)}{(d + \theta)^\eta} \quad (3.51)$$

formunda yarı ampirik bir model kullanılmıştır.

Yazarlar yaptıkları çalışmada, $A(T)$ ve $B(d) = (d+\theta)^\eta$ fonksiyonlarındaki parametrelerin robust yöntemle ayrı ayrı, tek-adımlı en küçük kareler yönteminde ise beraberce elde edilebileceğini göstermişlerdir.

Önerilen yöntemde, $A(T)$ fonksiyonu için önceden ampirik bir matematiksel yapı öngörmek gerekmediği, tüm sağanak süreleri için kararlı bir olasılık dağılım modeli kullanıldığında bu fonksiyonun kuramsal olarak da uyumlu (robust) bir dönüşümle

$$Y_{ij}(T) = Y_{ij}(d, T) = I_{ij} \cdot (d_j + \theta)^\eta \quad (3.52)$$

eşitliğinden elde edilecek $Y_{ij}(T)$ rasgele değişkeninin kuantil tahmin fonksiyonu ile çakışacağı ifade edilmiştir. Ancak bu yaklaşımda, ölçeklendirme işlevi gören $B(d)$ ampirik fonksiyonunun tipinin ve θ ve η katsayılarının gerçeğe uygun tanımlanması gerekmektedir.

Öngörülen bir d sağanak süresi için $B(d)$ sabit olduğundan, belli T tekerrür aralıkları için Y ve A değişkenlerinin aşılıma olasılıkları ve bu nedenle de $Y_{ij}(T)$ ve $A(T)$ kuantil tahminleri eşittir.

$$P_r \{I(d, T) < i_T\} = P_r \{I(d, T) \cdot B(d) < Y_{ij}(T)\} = P_r \{A < A(T)\} \quad (3.53)$$

Bu eşitlikte $Y_{ij}(T)$ (dolayısıyla $A(T)$), Y_{ij} değişkeninin F_Y eklenik olasılık fonksiyonundan $(1-1/T)$ olasılık değeri için ters işlemle hesaplanan kuantilidir.

$$Y_{ij}(T) \equiv A(T) = F_y^{-1} \left(1 - \frac{1}{T}\right) \quad (3.54)$$

Bu yöntemde, $B(d)$ ölçeklendirme fonksiyonu tipinin ve katsayılarının uygun şekilde belirlenmesi halinde d_j ($j = 1, 2, \dots, k$) gibi sürelerle sahip sağanak şiddetlerinin $Y_{ij} = I_{ij} \cdot B(d_j)$ dönüşümlerinden geçirilmesiyle elde edilecek ölçeklendirilmiş değişkenlerin, d_j süresi ne olursa olsun özdeş bir dağılım fonksiyonuna sahip olacakları ileri sürülmüştür. Bu nedenle araştırmayı yapan yazarlar, k adet alt kümeden oluşan ana kümedeki tüm Y_{ij} ($j = 1, 2, \dots, k$) alt kümelerinin olasılık dağılımı açısından aynı toplumdaki gelip gelmediğini test etmekte kullanılan Kruskal-Wallis istatistiğine dayanan bir parametre hesap yöntemi (robust yöntem) geliştirmişlerdir.

Bu yöntemin uygulanış adımları aşağıdaki gibidir:

1. $\theta \geq 0$ ve $0 < \eta < 1$ olmak üzere, rasgele veya sistematik biçimde bir (θ, η) parametre çifti seçilir. Gözlenmiş sağanak şiddetleri I_{ij} , $B(d_j) = (d_j + \theta)^\eta$ ölçeklendirme faktörleriyle çarpılarak $Y_{ij} = I_{ij} \cdot B(d_j)$ dönüşmüş şiddet dizileri elde edilir.
2. Y_{ij} ($j = 1, 2, \dots, k$; $i = 1, 2, \dots, n_j$) değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanır ve sıralı Y_{ij} değerlerine rank (sıra) numarası (r_{ij}) verilir. Y_{ij} dizisindeki toplam eleman sayısı (N),

$$N = \sum_{j=1}^k n_j \quad (3.55)$$

olup, standart süreli sağanak gözlemlerinin aynı uzunlukta olması gerekmez.

3. Orijinal $[Y_{ij}]$ matrisindeki her bir verinin genel sıralamadaki sıra (rank) numarası (r_{ij}) saptanarak ilgili verinin yanına yazılır. Sıralı $[Y_{ij}]$

matrisinde aynı değere sahip veriler (ties) varsa, bunlara rank numaralarının ortalaması verilir ($\bar{r}_{ij} = (r_{ij} + r_{ij+1}) / 2$).

4. Her d_j süreli grup için ortalama sıra numarası ($\bar{r}_j$) hesaplanır. Eğer gruplar özdeş bir dağılıma sahip ise, $\bar{r}_j$ ortalama sıra numaraları $\rho = (N+1) / 2$ beklenen değerine yakın olacaktır. k adet grubun dağılımının özdeş varsayıp varsayılamayacağı aşağıda verilen Kruskal – Wallis istatistiği yardımıyla test edilebilmektedir (Bayazıt, 1996).

$$KW = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k n_j \left[\bar{r}_j - \frac{N+1}{2} \right]^2 \quad (3.56)$$

KW istatistiği ne kadar küçükse, Y_{ij} değişken gruplarının aynı dağılımdan geliyor olma olasılığı da o kadar yüksek olacaktır. Bu yöntemde amaç hipotez kontrolü yapmak olmayıp, KW istatistiğini minimum kılan (θ_{opt} , η_{opt}) parametre çiftini, dolayısıyla en uygun ölçeklendirmeyi belirlemektir.

5. En uygun (θ , η) parametreleri belirlendikten sonra, bu değerler kullanılarak elde edilen Y_{ij} dizisine en uygun kararlı bir olasılık dağılım fonksiyonu ve bu fonksiyonun parametreleri belirlenir. Böylece $Y_{ij}(T) \equiv A(T)$ tekerrür fonksiyonu tanımlanmış olur.

$A(T)$ tekerrür fonksiyonu, üstel dağılım, Gumbel dağılımı gibi basit matematiksel yapıdaki dağılım türleri için açık biçimde tanımlanabilir. Bu çalışmada, I_{ij} şiddet verilerine iyi uyan bir dağılım türü olan Gumbel dağılımı ve LN2 dağılımı kullanılmıştır. Gumbel dağılımında tekerrür fonksiyonu,

$$Y(T) \equiv A(T) = \lambda \left\{ \psi - \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\} \quad (3.57)$$

biçimindedir. Bu fonksiyon (3.51) de yerine konulduğunda, bu çalışmada kullanılan ve Gumbel dağılımı tabanlı yarı ampirik model elde edilmiş olur.

$$I(d, T) = \lambda \frac{\left\{ \psi - \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\}}{(d + \theta)^\eta} \quad (3.58)$$

Bu modeldeki; A(T) tekerrür fonksiyonunun λ ölçek ve Ψ konum parametrelerini belirlemek için, Kruskal – Wallis istatistiğini minimize eden θ ve η parametreleriyle ölçeklendirilmiş (dönüşmüş) Y_{ij} dizisine ait Gumbel parametreleri (asimptotik örnek parametreleri) α ve β hesaplanır.

$$\lambda = \frac{1}{\alpha} = \frac{S_y}{1,2825} \quad (3.59)$$

$$\psi = \alpha \cdot \beta = \frac{1,2825}{S_y} [M_y - 0,45 S_y] \quad (3.60)$$

$$F_y(y) = \exp(-e^{-y/\lambda + \psi}) = \exp(-e^{-\alpha(y - \beta)}) \quad (3.61)$$

Bu eşitliklerde M_y ve S_y , N elemanlı Y_{ij} dizisinin ortalaması ve standart sapmasıdır.

Kuantil fonksiyonu açık formda elde edilemeyen olasılık dağılım modelleri için, $A(T)$ fonksiyonunu doğrudan belirlemek mümkün olmadığından Koutsoyiannis ve

arkadaşları (1996), lognormal dağılım kuantilleri için oldukça iyi tahminler veren yaklaşık bir bağıntı önermişlerdir:

$$A(T) \equiv q(T) = \exp\{M_w + S_w \cdot z_T\} \quad (3.62)$$

Burada, z_T :

$$z_T \cong 5.53 \left[\left(1 - \frac{1}{T}\right)^{0.12} - \left(\frac{1}{T}\right)^{0.12} \right] \quad (3.63)$$

standart normal değişkenin yaklaşık değeridir. M_w ve S_w ise Kruskal – Wallis istatistiğini minimize eden θ ve η parametrelerini sağlayan ölçeklendirilmiş $W_{ij} = \ln Y_{ij}$ dizisine ait logaritmik ortalama ve logaritmik standart sapma değerleridir. (3.63) ifadesi (3.62) de yerine konup, elde edilen ifade (3.51) de yerleştirilerek bu çalışmada kullanılan LN2 dağılımı tabanlı yarı ampirik model elde edilmiş olur.

$$I(d, T) = \frac{e^{M_w + S_w \left(5.53 \left[\left(1 - \frac{1}{T}\right)^{0.12} - \left(\frac{1}{T}\right)^{0.12} \right] \right)}}{(d + \theta)^\eta} \quad (3.64)$$

3.4.2 Karma Yöntem

Karma yöntemin temeli de, robust yöntemdeki (3.58) ve (3.64) formundaki yarı–ampirik bağıntılara dayanmaktadır. Fakat model parametreleri, gözlemsel şiddetlerle modelden elde edilen şiddetler arasındaki farkların karesel toplamalarını minimize edecek şekilde belirlenmektedir.

Karma yöntemde şiddet – süre – tekerrür ilişkisini belirlemek için, yine Koutsoyiannis ve arkadaşları (1998) tarafından tanımlanan ve sağanak süresi ile değişmeyen (kararlı) bir olasılık dağılım türünü esas alan

$$I(d, T) = \frac{A(T)}{(d + \theta)^\eta} \quad (3.51)$$

formundaki yarı ampirik model kullanılmıştır. Bu eşitlikte $A(T)$ öngörülen kararlı dağılım modeli türüne bağlı bir fonksiyondur (tekerrür veya kuantil fonksiyonu). $A(T)$ tekerrür fonksiyonu 3.4.1. bölümünde gerek Gumbel dağılımı gerekse de LN2 dağılımı için tanımlanmıştır (3.57 ve 3.62 bağıntıları).

Bu yöntemde, I_{ij} gözlemsel sağanak şiddetleri her d_j süresi için ayrı ayrı büyüklük sırasına ($i = 1, 2, \dots, n_j$) dizildikten sonra, I_{ij} şiddetlerine uygun bir ampirik noktalama formülünden elde edilen T_{ij} ampirik tekerrür aralığı değeri atanır. Örneğin, Gringorten noktalama formülü kullanıldığında ampirik tekerrür aralıkları (yıl biriminde)

$$T_{ji} = \frac{(n_j + 0.12)}{(i - 0.44)} \quad (3.65)$$

eşitliğinden hesaplanmaktadır. Böylece, gözlenmiş her sağanak şiddeti için bir süre (d_j) ve tekerrür aralığı (T_{ji}) oluşmaktadır.

Sonraki adımda,

$$Y_{ij}(T) = Y_{ij}(d, T) = I_{ij} \cdot (d_j + \theta)^\eta \quad (3.52)$$

dönüşümüyle elde edilecek $Y_{ij}(T)$ rasgele değişken değerleri, gözlemsel I_{ij} şiddetleri ve önceden seçilmiş θ ve η parametreleri için hesaplanır.

Elde edilen $Y_{ij}(T) = Y_{ij}(d, T) = I_{ij} \cdot (d_j + \theta)^\eta$ dönüşmüş şiddet dizisinin, Gumbel dağılımı için α ve β dağılım parametreleri ve bu parametrelere bağlı olarak 3.59 ve 3.60 eşitliklerinden λ ve Ψ model parametreleri, LN2 dağılımı için de M_w ve S_w model parametreleri hesaplandıktan sonra; elde edilen modelden hesaplanan $\hat{I}_{ij}$ şiddet tahminleri ile gözlenmiş I_{ij} şiddetleri arasındaki fark kareleri toplamı (fkt) hesaplanır. Bu işleme, aşağıdaki fark kareler toplamı (fkt) minimum oluncaya dek devam edilir.

$$fkt = \sum \sum e_{d,T}^2 = \sum_{d=d_1}^d \sum_{T=T_1}^T [I_{ij}(d, T) - \hat{I}_{ij}(d, T)]^2 \quad (3.66)$$

Tez çalışması kapsamında, en uygun θ ve η parametreleriyle birlikte (3.58) formundaki Gumbel dağılımı tabanlı modelin λ ve ψ ve (3.64) formundaki LN2 tabanlı modelin M_w ve S_w parametrelerini KW istatistiği ve fkt minimum olacak biçimde hesaplayan Visual Basic dilinde iki bilgisayar programı geliştirilmiştir.

BÖLÜM DÖRT

VERİLER ve UYGULAMA

4.1 Veriler

Bu çalışmada veri olarak, İzmir ve Uşak DİM plüvyografli yağış istasyonunda 1987 yılına dek standart zamanlarda gözlenen yıllık maksimum yağış değerleri kullanılmıştır (DSİ, 1990). İzmir istasyonunun gerçekte plüvyografli gözlem süresi 1938-1987 aralığını kapsayan 50 yıllık dönemdir. Ancak, 1945, 1946, 1947, 1951, 1976 ve 1986 yıllarında 24 ve 18 saat süreli yıllık maksimum yağışlar arasındaki farkların aynı yıla ait 6 saat süreli maksimum yağıştan büyük olması nedeniyle bu yıllara ait veriler DSİ tarafından değerlendirilmeye sokulmamıştır (DSİ, 1990, s.10). Belirtilen yıllar dışında bu istasyonlarda gözlenen standart süreli yıllık maksimum yağışlar ile bunlara ait ortalama ($M(d)$), standart sapma ($S(d)$), değişkenlik ($C_v(d)$) ve çarpıklık ($C_s(d)$) katsayıları Tablo 4.1 de, Uşak için Tablo 4.2 de verilmiştir.

Yıllık maksimum yağış yükseklikleri, yağış sürelerine (d) bölünerek elde edilen I (mm/saat) ortalama yağış şiddetleri İzmir için Tablo 4.3 de, Uşak için Tablo 4.4 de verilmiştir.

Tablo 4.3 ve Tablo 4.4 den de görüleceği gibi standart süreli sağanak şiddetlerinin C_v , C_s gibi örnek istatistikleri, sağanak süresi ile bölme işleminden etkilenmemektedir.

Tablo 4.1 İzmir Örneği İçin Standart Zamanlarda Gözlenen En Büyük Yağış Değerleri (mm) ve Örnek İstatistikleri (N=44), (DSİ, 1990)

GÖZLEM YILI	d _i (dakika)				d _i (saat)									
	5	10	15	30	1	2	3	4	5	6	8	12	18	24
1987	5,60	9,50	13,10	19,20	27,80	34,10	38,40	40,00	44,50	52,30	58,20	73,00	79,70	85,60
1985	9,90	13,50	15,40	16,00	29,80	32,00	34,40	40,30	43,40	44,40	44,40	44,50	44,50	44,50
1984	6,40	8,90	10,20	13,70	17,10	25,20	31,10	36,10	37,80	37,80	37,80	49,50	54,40	62,60
1983	4,50	7,00	8,60	12,30	15,20	21,70	24,70	35,00	38,40	39,80	47,00	56,10	72,40	77,20
1982	7,20	11,30	13,90	21,00	34,60	39,70	40,80	41,00	41,00	41,00	41,00	51,50	51,60	54,10
1981	7,30	10,00	13,00	21,80	32,30	47,80	58,20	58,40	58,60	58,60	62,70	81,80	92,60	112,00
1980	6,80	9,20	10,40	18,60	28,60	33,90	36,00	37,80	40,60	40,70	40,80	40,80	65,70	66,90
1979	18,40	29,70	37,40	52,30	60,80	62,80	63,10	63,10	63,10	63,10	64,20	72,20	72,60	72,80
1978	7,00	8,60	8,60	14,20	14,80	26,00	30,00	35,60	40,60	43,00	47,50	57,80	59,50	59,70
1977	3,30	3,60	4,40	6,00	9,50	11,20	16,70	18,60	21,80	24,30	26,60	37,10	38,90	46,00
1975	14,50	17,80	20,20	23,00	24,30	24,90	28,10	35,90	39,90	42,10	47,10	56,90	57,40	58,10
1974	8,30	10,50	12,80	15,40	17,50	17,50	34,00	42,10	48,50	50,50	52,40	55,60	57,00	64,60
1973	10,50	14,40	15,80	18,60	20,30	30,20	32,80	34,30	35,00	38,80	47,70	50,20	75,60	76,20
1972	5,40	9,20	10,20	17,60	22,70	24,80	24,80	29,10	30,00	30,40	30,50	31,00	31,10	31,10
1971	6,40	8,10	10,40	12,70	16,30	26,20	43,80	51,60	58,20	63,20	66,80	84,90	93,90	93,90
1970	4,70	6,80	8,00	10,30	17,90	28,20	30,60	33,20	43,40	45,40	46,40	46,40	46,40	46,40
1969	5,40	7,20	8,70	13,60	23,40	30,90	30,90	30,90	34,60	37,50	45,80	55,10	57,90	58,30
1968	5,10	8,10	12,00	18,10	21,00	21,00	29,20	33,60	37,00	43,10	49,10	50,80	54,10	54,10
1967	10,00	11,00	12,30	16,50	20,00	23,80	26,60	34,20	38,20	37,80	45,10	54,40	56,00	59,70
1966	10,10	20,20	23,80	33,60	56,60	76,50	76,50	76,50	76,50	76,50	76,50	76,50	90,00	102,30
1965	9,30	9,30	12,40	17,70	19,50	21,50	25,80	33,00	38,50	43,20	50,60	62,70	64,20	66,20
1964	9,10	10,00	19,10	21,50	22,00	31,40	35,70	39,20	39,20	39,20	39,70	39,70	39,70	45,40
1963	8,10	9,70	11,90	11,90	21,70	35,60	35,60	35,60	35,60	35,60	35,60	42,20	48,00	48,00
1962	5,50	8,50	10,00	15,50	20,90	27,90	28,70	29,40	30,30	33,80	42,00	47,20	62,50	77,60
1961	6,50	8,00	10,00	13,90	22,30	27,10	27,80	28,00	28,20	28,20	28,20	28,20	28,20	31,40
1960	6,20	7,50	9,40	11,20	14,40	16,20	29,40	35,30	41,00	42,50	47,30	55,70	59,50	76,40
1959	5,70	10,00	10,00	12,50	14,50	20,90	24,50	27,50	30,40	33,10	36,00	42,80	43,90	46,20
1958	8,10	11,90	12,30	13,80	15,00	15,70	18,40	23,60	29,00	35,40	45,30	50,50	53,70	54,80
1957	7,20	9,00	14,70	16,20	17,70	17,70	18,00	18,00	18,30	21,90	27,70	32,60	33,80	33,80
1956	4,50	6,50	7,00	8,00	11,30	13,20	18,90	22,60	25,70	28,30	32,40	35,70	38,30	53,30
1955	3,90	6,00	7,70	11,50	14,80	19,90	20,60	23,00	24,60	27,00	27,10	43,40	61,40	63,30
1954	7,00	9,00	12,50	14,90	19,80	24,30	32,20	34,30	40,90	43,00	46,30	51,50	55,10	57,70
1953	9,90	11,90	14,00	15,60	17,60	25,30	29,50	34,10	38,10	42,70	48,40	52,70	53,70	55,80
1952	9,40	9,40	10,40	14,40	18,80	22,70	29,90	31,90	32,30	35,70	37,70	45,50	46,50	62,70
1950	10,20	14,30	17,00	19,70	20,50	21,30	24,30	28,90	29,20	29,70	29,80	30,10	30,20	38,00
1949	5,80	6,00	6,20	8,70	13,00	22,40	23,90	26,30	29,10	31,80	33,40	33,50	33,50	44,90
1948	5,00	8,30	10,60	12,10	12,10	12,10	14,80	18,20	23,80	27,80	33,30	35,50	36,00	57,50
1944	8,60	10,00	12,60	14,10	16,30	16,60	19,70	22,00	22,20	30,70	41,10	45,30	60,60	65,40
1943	14,10	17,10	19,50	27,30	35,40	37,00	37,00	37,00	37,00	37,00	37,00	37,00	37,00	52,10
1942	10,00	14,30	17,80	25,60	29,90	37,40	37,40	37,40	37,40	37,40	37,40	37,40	37,40	46,90
1941	8,90	12,20	12,80	14,00	14,00	15,00	18,50	24,00	25,70	26,00	26,00	26,00	26,00	33,20
1940	5,70	7,70	8,50	11,30	14,10	24,60	31,00	36,40	39,90	43,30	48,10	48,40	69,60	82,10
1939	5,00	8,00	10,40	12,10	12,10	13,00	16,70	16,70	18,30	19,30	21,50	31,10	48,20	49,50
1938	5,00	8,20	8,80	14,50	19,30	24,60	25,80	26,60	27,30	27,30	27,30	27,30	27,30	46,40
M(d)	7,63	10,40	12,61	16,65	21,53	26,86	30,79	34,01	36,66	38,87	42,20	47,91	53,31	59,43
S(d)	2,99	4,41	5,48	7,55	10,27	12,40	11,99	11,57	11,60	11,37	11,77	14,30	17,36	17,97
C _v (d)	0,39	0,42	0,43	0,45	0,48	0,46	0,39	0,34	0,32	0,29	0,28	0,30	0,33	0,30
C _s (d)	1,47	2,35	2,41	2,77	2,32	2,09	1,88	1,54	1,20	1,12	0,68	0,77	0,53	0,87

Tablo 4.2 Uşak Örneği İçin Standart Zamanlarda Gözlenen En Büyük Yağış Değerleri (mm) ve Örnek İstatistikleri (N=34), (DSİ, 1990)

GÖZLEM YILI	d_i (dakika)				d_i (saat)									
	5	10	15	30	1	2	3	4	5	6	8	12	18	24
1987	4,00	5,30	6,10	11,50	13,70	14,30	14,30	14,30	14,30	14,50	14,80	14,80	14,80	24,60
1986	3,50	4,00	4,80	5,20	8,50	9,50	14,20	16,00	17,00	17,20	20,80	24,00	24,00	26,30
1985	7,10	12,60	13,60	14,20	18,00	19,50	19,70	19,70	19,70	31,00	35,00	36,00	36,20	36,20
1984	4,70	5,00	6,10	10,50	12,30	14,00	14,00	14,00	14,00	14,00	14,00	14,00	14,00	24,70
1983	5,70	9,10	12,10	22,40	25,40	29,00	30,70	37,30	43,90	45,10	45,30	45,30	45,30	45,30
1982	6,40	12,40	17,00	28,00	29,60	29,60	29,60	29,60	29,60	29,60	29,60	29,60	29,60	34,40
1981	4,80	6,80	9,40	14,60	18,00	20,50	20,50	20,50	20,50	20,50	20,50	20,50	20,50	39,50
1980	3,00	5,90	7,90	12,00	13,00	16,20	16,20	16,20	16,20	16,20	16,20	20,80	23,00	25,60
1979	4,50	5,20	5,30	6,00	7,30	10,10	12,70	15,50	15,80	16,00	16,00	16,00	18,40	24,50
1978	5,00	7,50	8,30	9,70	11,80	11,80	11,80	13,70	14,70	16,30	20,50	27,70	29,60	35,50
1977	13,70	20,20	23,70	27,50	27,50	27,50	27,50	27,50	27,50	27,50	27,50	27,50	27,50	33,30
1976	5,50	9,10	11,60	20,50	23,90	30,60	34,10	35,50	36,50	38,30	42,60	45,10	46,60	46,60
1975	6,50	11,50	15,50	17,50	27,60	27,60	27,90	30,10	32,40	34,40	35,00	35,00	35,00	35,00
1974	8,30	11,90	16,20	22,60	27,60	28,00	28,00	28,00	28,00	28,00	28,00	28,00	28,00	35,00
1973	7,20	10,80	12,00	18,50	28,00	31,70	32,50	32,50	32,50	32,50	32,50	32,50	32,50	39,10
1972	5,00	7,80	11,90	13,10	13,10	13,10	14,40	17,10	17,80	20,40	26,30	30,10	34,00	37,10
1971	6,00	9,80	11,70	14,40	14,40	15,00	15,00	15,00	15,00	15,00	15,00	15,00	15,00	27,00
1970	7,40	10,70	13,70	19,40	27,70	28,10	31,50	31,60	31,60	32,80	34,10	34,10	34,10	49,80
1969	4,60	6,60	7,60	8,20	9,60	17,00	21,00	22,40	22,40	25,00	26,90	34,30	35,10	35,10
1968	4,00	6,30	6,60	7,50	8,00	10,00	10,00	12,00	14,00	14,00	15,30	18,10	23,90	31,30
1967	5,50	8,30	9,00	13,00	16,50	16,50	16,50	16,50	18,20	20,20	25,20	37,00	38,50	53,50
1966	8,00	12,00	14,00	14,00	14,50	15,30	15,30	15,30	15,30	15,30	15,30	15,30	16,30	20,90
1965	5,40	6,00	6,00	6,00	8,40	15,10	20,00	26,50	30,00	33,00	35,00	47,20	50,90	53,90
1964	7,30	8,00	10,50	11,40	11,40	16,30	19,90	21,20	22,50	23,90	27,50	31,00	32,00	46,10
1963	4,60	9,20	11,00	12,80	15,40	24,50	28,10	29,30	30,10	30,10	30,10	31,10	43,70	46,00
1962	11,00	11,00	12,50	12,50	13,00	14,80	14,80	14,80	14,80	14,80	14,80	14,80	14,80	25,00
1961	8,40	11,70	18,90	24,20	35,90	36,90	37,30	38,30	38,30	38,30	38,30	38,30	38,30	47,30
1960	6,40	8,00	10,30	16,00	32,00	38,10	38,10	38,10	38,10	38,10	38,10	38,10	38,10	39,40
1959	4,70	7,50	7,50	12,00	12,20	12,20	14,90	16,30	16,30	16,30	16,30	16,30	16,30	22,80
1958	7,00	8,00	10,30	12,60	16,00	16,40	18,80	22,50	26,50	30,60	32,80	32,80	32,80	33,80
1957	4,70	7,00	7,00	9,80	17,90	17,90	17,90	17,90	20,40	21,80	23,10	31,60	33,90	33,90
1956	5,20	5,90	6,90	7,70	10,20	15,90	17,40	20,00	20,90	21,20	22,70	22,70	22,70	40,40
1955	6,80	13,50	13,50	15,30	19,00	20,20	20,20	22,10	22,10	22,10	22,10	22,10	22,10	35,40
1954	5,40	8,10	8,10	8,10	11,30	18,10	20,60	25,90	28,20	30,40	36,10	43,40	44,60	44,60
$M(d)$	6,10	8,90	10,78	14,08	17,61	20,04	21,34	22,74	23,68	24,84	26,27	28,53	29,77	36,14
$S(d)$	2,11	3,22	4,24	5,95	7,90	7,86	7,79	7,92	8,35	8,66	8,94	9,83	10,30	9,07
$C_v(d)$	0,35	0,36	0,39	0,42	0,45	0,39	0,37	0,35	0,35	0,35	0,34	0,34	0,35	0,25
$C_s(d)$	1,72	1,30	0,97	0,75	0,71	0,75	0,68	0,59	0,66	0,44	0,27	0,11	0,12	0,19

Tablo 4.3 İzmir Örneği İçin Standart Zamanlarda Gözlenen En Büyük Yağış Şiddetleri (mm/saat) ve Örnek İstatistikleri (N=44)

GÖZLEM YILI	d_i (dakika)				d_i (saat)									
	5	10	15	30	1	2	3	4	5	6	8	12	18	24
1987	67,20	57,00	52,40	38,40	27,80	17,05	12,80	10,00	8,90	8,72	7,28	6,08	4,43	3,57
1985	118,80	81,00	61,60	32,00	29,80	16,00	11,47	10,08	8,68	7,40	5,55	3,71	2,47	1,85
1984	76,80	53,40	40,80	27,40	17,10	12,60	10,37	9,03	7,56	6,30	4,73	4,13	3,02	2,61
1983	54,00	42,00	34,40	24,60	15,20	10,85	8,23	8,75	7,68	6,63	5,88	4,68	4,02	3,22
1982	86,40	67,80	55,60	42,00	34,60	19,85	13,60	10,25	8,20	6,83	5,13	4,29	2,87	2,25
1981	87,60	60,00	52,00	43,60	32,30	23,90	19,40	14,60	11,72	9,77	7,84	6,82	5,14	4,67
1980	81,60	55,20	41,60	37,20	28,60	16,95	12,00	9,45	8,12	6,78	5,10	3,40	3,65	2,79
1979	220,80	178,20	149,60	104,60	60,80	31,40	21,03	15,78	12,62	10,52	8,03	6,02	4,03	3,03
1978	84,00	51,60	34,40	28,40	14,80	13,00	10,00	8,90	8,12	7,17	5,94	4,82	3,31	2,49
1977	39,60	21,60	17,60	12,00	9,50	5,60	5,57	4,65	4,36	4,05	3,33	3,09	2,16	1,92
1975	174,00	106,80	80,80	46,00	24,30	12,45	9,37	8,98	7,98	7,02	5,89	4,74	3,19	2,42
1974	99,60	63,00	51,20	30,80	17,50	8,75	11,33	10,53	9,70	8,42	6,55	4,63	3,17	2,69
1973	126,00	86,40	63,20	37,20	20,30	15,10	10,93	8,58	7,00	6,47	5,96	4,18	4,20	3,18
1972	64,80	55,20	40,80	35,20	22,70	12,40	8,27	7,28	6,00	5,07	3,81	2,58	1,73	1,30
1971	76,80	48,60	41,60	25,40	16,30	13,10	14,60	12,90	11,64	10,53	8,35	7,08	5,22	3,91
1970	56,40	40,80	32,00	20,60	17,90	14,10	10,20	8,30	8,68	7,57	5,80	3,87	2,58	1,93
1969	64,80	43,20	34,80	27,20	23,40	15,45	10,30	7,73	6,92	6,25	5,73	4,59	3,22	2,43
1968	61,20	48,60	48,00	36,20	21,00	10,50	9,73	8,40	7,40	7,18	6,14	4,23	3,01	2,25
1967	120,00	66,00	49,20	33,00	20,00	11,90	8,87	8,55	7,64	6,30	5,64	4,53	3,11	2,49
1966	121,20	121,20	95,20	67,20	56,60	38,25	25,50	19,13	15,30	12,75	9,56	6,38	5,00	4,26
1965	111,60	55,80	49,60	35,40	19,50	10,75	8,60	8,25	7,70	7,20	6,33	5,23	3,57	2,76
1964	109,20	60,00	76,40	43,00	22,00	15,70	11,90	9,80	7,84	6,53	4,96	3,31	2,21	1,89
1963	97,20	58,20	47,60	23,80	21,70	17,80	11,87	8,90	7,12	5,93	4,45	3,52	2,67	2,00
1962	66,00	51,00	40,00	31,00	20,90	13,95	9,57	7,35	6,06	5,63	5,25	3,93	3,47	3,23
1961	78,00	48,00	40,00	27,80	22,30	13,55	9,27	7,00	5,64	4,70	3,53	2,35	1,57	1,31
1960	74,40	45,00	37,60	22,40	14,40	8,10	9,80	8,83	8,20	7,08	5,91	4,64	3,31	3,18
1959	68,40	60,00	40,00	25,00	14,50	10,45	8,17	6,88	6,08	5,52	4,50	3,57	2,44	1,93
1958	97,20	71,40	49,20	27,60	15,00	7,85	6,13	5,90	5,80	5,90	5,66	4,21	2,98	2,28
1957	86,40	54,00	58,80	32,40	17,70	8,85	6,00	4,50	3,66	3,65	3,46	2,72	1,88	1,41
1956	54,00	39,00	28,00	16,00	11,30	6,60	6,30	5,65	5,14	4,72	4,05	2,98	2,13	2,22
1955	46,80	36,00	30,80	23,00	14,80	9,95	6,87	5,75	4,92	4,50	3,39	3,62	3,41	2,64
1954	84,00	54,00	50,00	29,80	19,80	12,15	10,73	8,58	8,18	7,17	5,79	4,29	3,06	2,40
1953	118,80	71,40	56,00	31,20	17,60	12,65	9,83	8,53	7,62	7,12	6,05	4,39	2,98	2,33
1952	112,80	56,40	41,60	28,80	18,80	11,35	9,97	7,98	6,46	5,95	4,71	3,79	2,58	2,61
1950	122,40	85,80	68,00	39,40	20,50	10,65	8,10	7,23	5,84	4,95	3,73	2,51	1,68	1,58
1949	69,60	36,00	24,80	17,40	13,00	11,20	7,97	6,58	5,82	5,30	4,18	2,79	1,86	1,87
1948	60,00	49,80	42,40	24,20	12,10	6,05	4,93	4,55	4,76	4,63	4,16	2,96	2,00	2,40
1944	103,20	60,00	50,40	28,20	16,30	8,30	6,57	5,50	4,44	5,12	5,14	3,78	3,37	2,73
1943	169,20	102,60	78,00	54,60	35,40	18,50	12,33	9,25	7,40	6,17	4,63	3,08	2,06	2,17
1942	120,00	85,80	71,20	51,20	29,90	18,70	12,47	9,35	7,48	6,23	4,68	3,12	2,08	1,95
1941	106,80	73,20	51,20	28,00	14,00	7,50	6,17	6,00	5,14	4,33	3,25	2,17	1,44	1,38
1940	68,40	46,20	34,00	22,60	14,10	12,30	10,33	9,10	7,98	7,22	6,01	4,03	3,87	3,42
1939	60,00	48,00	41,60	24,20	12,10	6,50	5,57	4,18	3,66	3,22	2,69	2,59	2,68	2,06
1938	60,00	49,20	35,20	29,00	19,30	12,30	8,60	6,65	5,46	4,55	3,41	2,28	1,52	1,93
$M(d)$	91,50	62,37	50,44	33,30	21,53	13,43	10,26	8,50	7,33	6,48	5,28	3,99	2,96	2,48
$S(d)$	35,90	26,44	21,92	15,10	10,27	6,20	4,00	2,89	2,32	1,89	1,47	1,19	0,96	0,75
$C_v(d)$	0,39	0,42	0,43	0,45	0,48	0,46	0,39	0,34	0,32	0,29	0,28	0,30	0,33	0,30
$C_s(d)$	1,47	2,35	2,41	2,77	2,32	2,09	1,88	1,54	1,20	1,12	0,68	0,77	0,53	0,87

Tablo 4.4 Uşak Örneği İçin Standart Zamanlarda Gözlenen En Büyük Yağış Şiddetleri (mm/saat) ve Örnek İstatistikleri (N=34)

GÖZLEM YILI	d_i (dakika)				d_i (saat)									
	5	10	15	30	1	2	3	4	5	6	8	12	18	24
1987	48,00	31,80	24,40	23,00	13,70	7,15	4,77	3,58	2,86	2,42	1,85	1,23	0,82	1,03
1986	42,00	24,00	19,20	10,40	8,50	4,75	4,73	4,00	3,40	2,87	2,60	2,00	1,33	1,10
1985	85,20	75,60	54,40	28,40	18,00	9,75	6,57	4,93	3,94	5,17	4,38	3,00	2,01	1,51
1984	56,40	30,00	24,40	21,00	12,30	7,00	4,67	3,50	2,80	2,33	1,75	1,17	0,78	1,03
1983	68,40	54,60	48,40	44,80	25,40	14,50	10,23	9,33	8,78	7,52	5,66	3,78	2,52	1,89
1982	76,80	74,40	68,00	56,00	29,60	14,80	9,87	7,40	5,92	4,93	3,70	2,47	1,64	1,43
1981	57,60	40,80	37,60	29,20	18,00	10,25	6,83	5,13	4,10	3,42	2,56	1,71	1,14	1,65
1980	36,00	35,40	31,60	24,00	13,00	8,10	5,40	4,05	3,24	2,70	2,03	1,73	1,28	1,07
1979	54,00	31,20	21,20	12,00	7,30	5,05	4,23	3,88	3,16	2,67	2,00	1,33	1,02	1,02
1978	60,00	45,00	33,20	19,40	11,80	5,90	3,93	3,43	2,94	2,72	2,56	2,31	1,64	1,48
1977	164,40	121,20	94,80	55,00	27,50	13,75	9,17	6,88	5,50	4,58	3,44	2,29	1,53	1,39
1976	66,00	54,60	46,40	41,00	23,90	15,30	11,37	8,88	7,30	6,38	5,33	3,76	2,59	1,94
1975	78,00	69,00	62,00	35,00	27,60	13,80	9,30	7,53	6,48	5,73	4,38	2,92	1,94	1,46
1974	99,60	71,40	64,80	45,20	27,60	14,00	9,33	7,00	5,60	4,67	3,50	2,33	1,56	1,46
1973	86,40	64,80	48,00	37,00	28,00	15,85	10,83	8,13	6,50	5,42	4,06	2,71	1,81	1,63
1972	60,00	46,80	47,60	26,20	13,10	6,55	4,80	4,28	3,56	3,40	3,29	2,51	1,89	1,55
1971	72,00	58,80	46,80	28,80	14,40	7,50	5,00	3,75	3,00	2,50	1,88	1,25	0,83	1,13
1970	88,80	64,20	54,80	38,80	27,70	14,05	10,50	7,90	6,32	5,47	4,26	2,84	1,89	2,08
1969	55,20	39,60	30,40	16,40	9,60	8,50	7,00	5,60	4,48	4,17	3,36	2,86	1,95	1,46
1968	48,00	37,80	26,40	15,00	8,00	5,00	3,33	3,00	2,80	2,33	1,91	1,51	1,33	1,30
1967	66,00	49,80	36,00	26,00	16,50	8,25	5,50	4,13	3,64	3,37	3,15	3,08	2,14	2,23
1966	96,00	72,00	56,00	28,00	14,50	7,65	5,10	3,83	3,06	2,55	1,91	1,28	0,91	0,87
1965	64,80	36,00	24,00	12,00	8,40	7,55	6,67	6,63	6,00	5,50	4,38	3,93	2,83	2,25
1964	87,60	48,00	42,00	22,80	11,40	8,15	6,63	5,30	4,50	3,98	3,44	2,58	1,78	1,92
1963	55,20	55,20	44,00	25,60	15,40	12,25	9,37	7,33	6,02	5,02	3,76	2,59	2,43	1,92
1962	132,00	66,00	50,00	25,00	13,00	7,40	4,93	3,70	2,96	2,47	1,85	1,23	0,82	1,04
1961	100,80	70,20	75,60	48,40	35,90	18,45	12,43	9,58	7,66	6,38	4,79	3,19	2,13	1,97
1960	76,80	48,00	41,20	32,00	32,00	19,05	12,70	9,53	7,62	6,35	4,76	3,18	2,12	1,64
1959	56,40	45,00	30,00	24,00	12,20	6,10	4,97	4,08	3,26	2,72	2,04	1,36	0,91	0,95
1958	84,00	48,00	41,20	25,20	16,00	8,20	6,27	5,63	5,30	5,10	4,10	2,73	1,82	1,41
1957	56,40	42,00	28,00	19,60	17,90	8,95	5,97	4,48	4,08	3,63	2,89	2,63	1,88	1,41
1956	62,40	35,40	27,60	15,40	10,20	7,95	5,80	5,00	4,18	3,53	2,84	1,89	1,26	1,68
1955	81,60	81,00	54,00	30,60	19,00	10,10	6,73	5,53	4,42	3,68	2,76	1,84	1,23	1,48
1954	64,80	48,60	32,40	16,20	11,30	9,05	6,87	6,48	5,64	5,07	4,51	3,62	2,48	1,86
$M(d)$	73,16	53,42	43,13	28,16	17,61	10,02	7,11	5,69	4,74	4,14	3,28	2,38	1,65	1,51
$S(d)$	25,36	19,29	17	11,9	7,9	3,93	2,6	1,98	1,67	1,44	1,12	0,82	0,57	0,38
$C_v(d)$	0,35	0,36	0,39	0,42	0,45	0,39	0,37	0,35	0,35	0,35	0,34	0,34	0,35	0,25
$C_s(d)$	1,72	1,30	0,97	0,75	0,71	0,75	0,68	0,59	0,66	0,44	0,27	0,11	0,12	0,19

4.2 İzmir Örneğinde Uygulama

Şiddet – süre – tekerrür ilişkilerindeki parametrelerin (λ , ψ , θ , η , M_w , S_w) optimal tahminini robust ve karma yöntemlere göre yapan Visual Basic dilinde iki ayrı program geliştirilmiştir.

Robust yöntem ile, minimum Kruskal-Wallis KW istatistiği için Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonlarının parametreleri Tablo 4.5 de verilmiştir. İzmir için Gumbel dağılımına göre elde edilen genelleştirilmiş şiddet süre tekerrür bağıntısı aşağıdaki gibidir.

$$I(d, T) = 95,65 \frac{\left\{ 2,839 - \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\}}{(d + 2,11)^{0,6655}} \quad (4.1)$$

Tablo 4.5 İzmir örneğinde minimum KW istatistiği için Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri

θ	2.11
η	0.6655
KW	2.491
α	0.0105
β	271.49
λ	95.65
Ψ	2.839
Σe_i^2	11384.55

Robust yöntem ile, minimum Kruskal-Wallis KW istatistiği için LN2 dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri Tablo 4.6 da verilmiştir. İzmir için LN2 dağılımına göre elde edilen genelleştirilmiş şiddet süre tekerrür bağıntısı aşağıdaki gibidir.

$$I(d, T) = \frac{e^{5,7305 + 0,3342 \left\{ 5,53 \left[\left(1 - \frac{1}{T} \right)^{0,12} - \left(\frac{1}{T} \right)^{0,12} \right] \right\}}}{(d + 2,11)^{0,6655}} \quad (4.2)$$

Tablo 4.6 İzmir örneğinde minimum KW istatistiği için LN2 dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri

θ	2.11
η	0.6655
KW	2.491
M_w	5.7305
S_w	0.3342
Σe_i^2	14546.13

Süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri robust yöntemle belirlenerek elde edilen modelden hesaplanan $\hat{I}_{ij}$ şiddet tahminleri ile gözlenmiş I_{ij} şiddetleri arasındaki fark kareleri toplamı, karma yöntemle kıyaslanmak üzere robust yöntemde de hesaplanmıştır.

Karma yöntem ile, Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri Tablo 4.7 de verilmiştir. İzmir için Gumbel dağılımına göre elde edilen genelleştirilmiş şiddet süre tekerrür bağıntısı aşağıdaki gibidir.

$$I(d, T) = 102,56 \frac{\left\{ 2,866 - \ln \left[- \ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\}}{(d + 2,15)^{0,6812}} \quad (4.3)$$

Tablo 4.7 İzmir örneğinde minimum fark kareler toplamı için Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri

θ	2.15
η	0.6812
Σe_i^2	10308.31
α	0.0098
β	293.97
λ	102.56
Ψ	2.866

Karma yöntem ile, LN2 dağılımına göre İzmir için hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri Tablo 4.8 de verilmiştir. İzmir için LN2 dağılımına göre elde edilen genelleştirilmiş şiddet süre tekerrür bağıntısı aşağıdaki gibidir.

$$I(d, T) = \frac{e^{5,9268+0,3361 \left\{ 5,53 \left[\left(1 - \frac{1}{T} \right)^{0,12} - \left(\frac{1}{T} \right)^{0,12} \right] \right\}}}{(d + 2,88)^{0,7026}} \quad (4.4)$$

Tablo 4.8 İzmir örneğinde minimum fark kareler toplamı için LN2 dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri

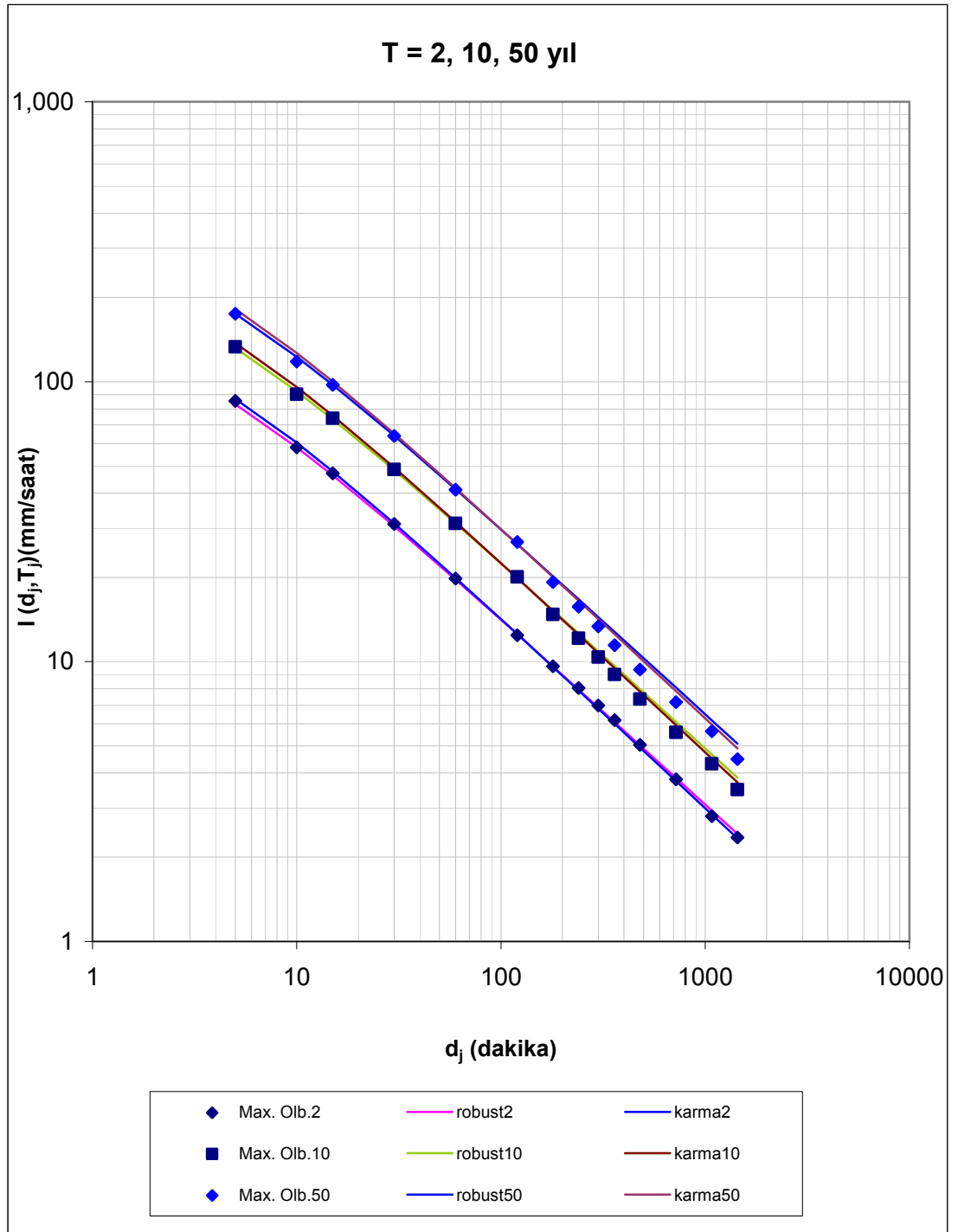
θ	2.88
η	0.7026
Σe_i^2	12403.85
M_w	5.9268
S_w	0.3361

Gumbel ve LN2 dağılımları için Robust ve karma yöntemle belirlenen bağıntılardan, $T = 2, 5, 10, 25, 50, 100$ yıl tekerrür aralıkları ve değişik d (dakika) yağış süreleri için hesaplanan $\hat{I}(d_j, T_i)$ şiddetler ile, maksimum olabilirlik parametrelili Gumbel modelinden hesaplanan şiddetler Tablo 4.9 da, LN2 modelinden hesaplanan şiddetler ile Tablo 4.10 da beraberce gösterilmiştir.

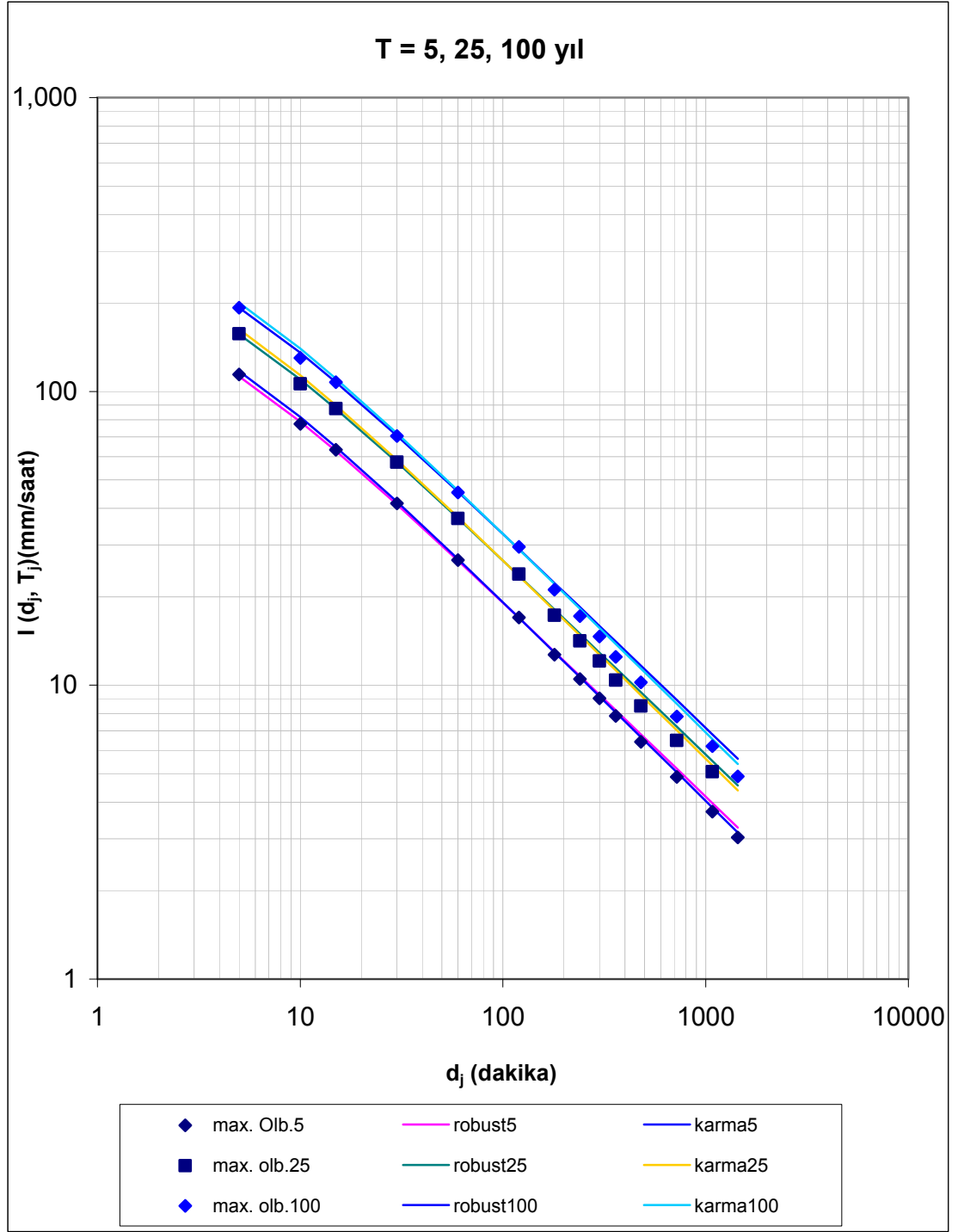
Bu üç yöntemin sonuçlarını görsel olarak karşılaştırmak üzere, $T = 2, 5, 10, 25, 50, 100$ yıl için, d_j süreli sağanakların frekans analizinden elde edilen tahminler (noktalar) ile, Gumbel dağılımı ve LN2 dağılımı için elde edilmiş robust ve karma yönteme ait belli tekerrürlü şiddet – süre fonksiyonları (sürekli eğriler) aşağıdaki şekillerde gösterilmiştir.

Tablo 4.9 İzmir’de Gumbel dağılımına göre Robust ve karma yöntemle elde edilen model şiddetleriyle, maksimum olabilirlik parametrelili frekans dağılım tahminlerinin karşılaştırılması

T	DAKİKA	5	10	15	30	60	120	180
T=2 yıl	Max. Olb.	85,42	58,24	47,04	31,00	19,81	12,43	9,62
	Robust	83,10	58,30	46,32	30,47	19,64	12,52	9,60
	Karma	86,82	60,50	47,84	31,18	19,90	12,56	9,57
T=5 yıl	Max. Olb.	114,15	77,42	63,22	41,57	26,65	17,02	12,70
	Robust	112,48	78,92	62,70	41,24	26,59	16,95	12,99
	Karma	117,25	81,71	64,61	42,11	26,88	16,96	12,92
T=10 yıl	Max. Olb.	133,17	90,11	73,93	48,56	31,18	20,06	14,74
	Robust	131,94	92,57	73,55	48,38	31,18	19,89	15,24
	Karma	137,41	95,75	75,71	49,35	31,50	19,88	15,14
T=25 yıl	Max. Olb.	157,20	106,15	87,47	57,40	36,90	23,90	17,32
	Robust	156,52	109,81	87,25	57,39	37,00	23,59	18,08
	Karma	162,87	113,50	89,75	58,49	37,33	23,56	17,95
T=50 yıl	Max. Olb.	175,03	118,05	97,51	63,95	41,14	26,75	19,23
	Robust	174,76	122,61	97,42	64,08	41,31	26,34	20,19
	Karma	181,76	126,66	100,15	65,28	41,66	26,29	20,03
T=100 yıl	Max. Olb.	192,72	129,86	107,48	70,46	45,35	29,58	21,13
	Robust	192,86	135,31	107,51	70,71	45,58	29,07	22,28
	Karma	200,51	139,72	110,49	72,01	45,96	29,01	22,09
T	DAKİKA	240	300	360	480	720	1080	1440
T=2 yıl	Max. Olb.	8,05	6,97	6,18	5,04	3,79	2,80	2,36
	Robust	7,94	6,85	6,08	5,02	3,84	2,93	2,42
	Karma	7,88	6,78	5,99	4,93	3,74	2,84	2,34
T=5 yıl	Max. Olb.	10,50	9,02	7,87	6,43	4,87	3,71	3,04
	Robust	10,75	9,28	8,22	6,80	5,20	3,97	3,28
	Karma	10,64	9,15	8,09	6,66	5,06	3,84	3,16
T=10 yıl	Max. Olb.	12,12	10,38	8,99	7,34	5,59	4,31	3,49
	Robust	12,61	10,88	9,65	7,97	6,09	4,66	3,85
	Karma	12,47	10,73	9,48	7,80	5,92	4,50	3,70
T=25 yıl	Max. Olb.	14,17	12,10	10,40	8,50	6,49	5,07	4,06
	Robust	14,96	12,91	11,44	9,46	7,23	5,52	4,56
	Karma	14,78	12,71	11,24	9,25	7,02	5,33	4,38
T=50 yıl	Max. Olb.	15,69	13,38	11,45	9,36	7,16	5,64	4,48
	Robust	16,70	14,41	12,78	10,56	8,07	6,17	5,09
	Karma	16,50	14,19	12,54	10,32	7,84	5,95	4,89
T=100 yıl	Max. Olb.	17,20	14,64	12,49	10,22	7,82	6,20	4,90
	Robust	18,43	15,91	14,10	11,66	8,91	6,81	5,62
	Karma	18,20	15,65	13,83	11,38	8,65	6,56	5,40



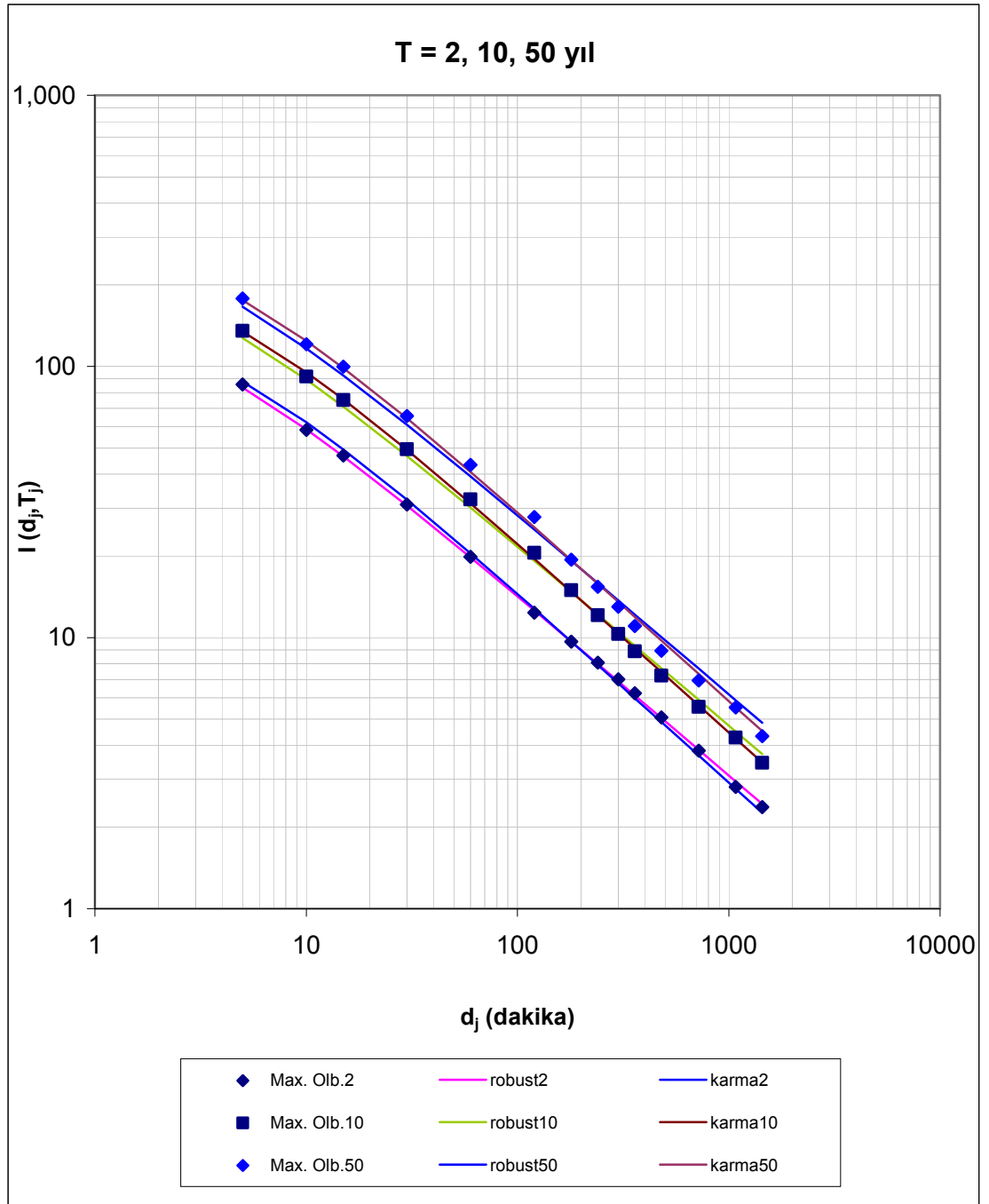
Şekil 4.1 İzmir’de standart süreli şiddet gözlemlerinin bireysel frekans analizinden $T = 2, 10, 50$ yıl için elde edilen tahminlerle, Robust ve Karma modelden elde edilen tahminlerin karşılaştırılması (Gumbel)



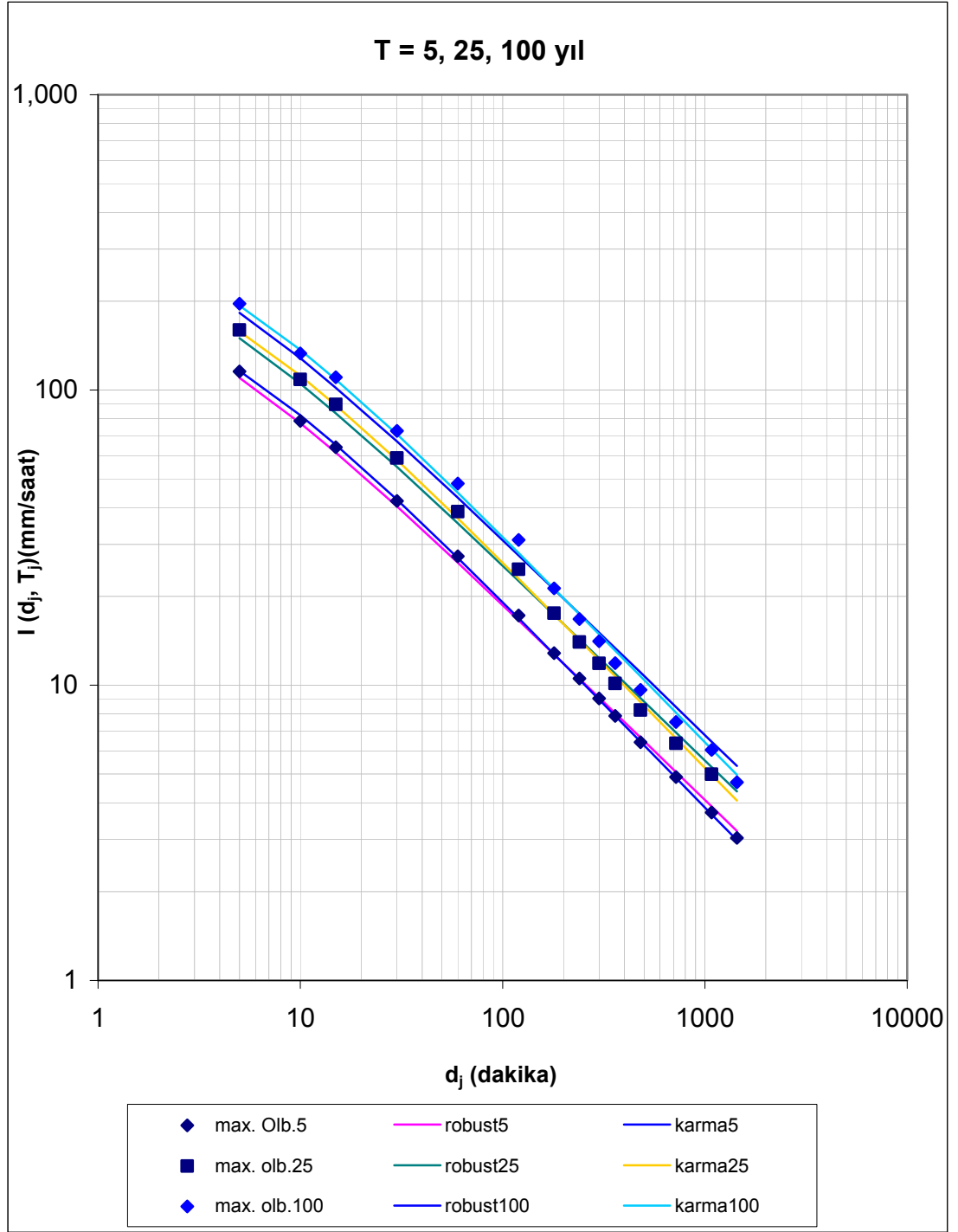
Şekil 4.2 İzmir’de standart süreli şiddet gözlemlerinin bireysel frekans analizinden T = 5, 25, 100 yıl için elde edilen tahminlerle, Robust ve Karma modelden elde edilen tahminlerin karşılaştırılması (Gumbel)

Tablo 4.10 İzmir’de LN2 dağılımına göre Robust ve karma yöntemle elde edilen model tahminleriyle, maksimum olabilirlik parametrelili frekans dağılım tahminlerinin karşılaştırılması

T	DAKİKA	5	10	15	30	60	120	180
T=2 yıl	Max. Olb.	85,67	58,29	46,94	30,94	19,85	12,36	9,65
	Robust	83,53	58,60	46,56	30,62	19,74	12,59	9,65
	Karma	87,92	62,25	49,44	32,22	20,43	12,76	9,65
T=5 yıl	Max. Olb.	115,63	78,56	63,95	42,13	27,36	17,24	12,85
	Robust	110,04	77,21	61,34	40,35	26,01	16,59	12,71
	Karma	116,02	82,15	65,24	42,52	26,96	16,84	12,74
T=10 yıl	Max. Olb.	135,24	91,82	75,17	49,51	32,35	20,52	14,93
	Robust	127,50	89,45	71,07	46,75	30,13	19,22	14,73
	Karma	134,53	95,26	75,65	49,31	31,27	19,53	14,77
T=25 yıl	Max. Olb.	159,83	108,43	89,30	58,80	38,68	24,70	17,51
	Robust	149,64	104,99	83,41	54,87	35,37	22,55	17,29
	Karma	158,04	111,90	88,87	57,93	36,73	22,94	17,35
T=50 yıl	Max. Olb.	178,04	120,72	99,82	65,71	43,41	27,85	19,41
	Robust	166,17	116,59	92,63	60,93	39,28	25,05	19,20
	Karma	175,61	124,34	98,75	64,36	40,81	25,49	19,28
T=100 yıl	Max. Olb.	196,22	132,99	110,34	72,62	48,17	31,02	21,29
	Robust	182,64	128,14	101,81	66,96	43,17	27,53	21,10
	Karma	193,11	136,74	108,59	70,78	44,88	28,03	21,20
T	DAKİKA	240	300	360	480	720	1080	1440
T=2 yıl	Max. Olb.	8,08	7,01	6,23	5,08	3,83	2,81	2,37
	Robust	7,98	6,89	6,11	5,05	3,86	2,95	2,43
	Karma	7,91	6,77	5,96	4,88	3,67	2,77	2,26
T=5 yıl	Max. Olb.	10,53	9,02	7,87	6,41	4,89	3,71	3,04
	Robust	10,52	9,08	8,05	6,65	5,08	3,88	3,21
	Karma	10,43	8,93	7,87	6,44	4,85	3,65	2,98
T=10 yıl	Max. Olb.	12,08	10,30	8,89	7,23	5,55	4,28	3,45
	Robust	12,19	10,52	9,32	7,71	5,89	4,50	3,72
	Karma	12,10	10,36	9,12	7,47	5,62	4,23	3,46
T=25 yıl	Max. Olb.	14,00	11,86	10,13	8,23	6,36	4,99	3,96
	Robust	14,30	12,34	10,94	9,04	6,91	5,28	4,36
	Karma	14,21	12,17	10,72	8,77	6,61	4,97	4,06
T=50 yıl	Max. Olb.	15,39	12,99	11,02	8,94	6,94	5,52	4,33
	Robust	15,88	13,71	12,15	10,04	7,67	5,86	4,84
	Karma	15,79	13,52	11,91	9,74	7,34	5,53	4,52
T=100 yıl	Max. Olb.	16,76	14,10	11,89	9,64	7,51	6,04	4,69
	Robust	17,46	15,06	13,35	11,04	8,44	6,44	5,32
	Karma	17,37	14,87	13,10	10,72	8,07	6,08	4,97



Şekil 4.3 İzmir’de standart süreli şiddet gözlemlerinin bireysel frekans analizinden $T = 2, 10, 50$ yıl için elde edilen tahminlerle, Robust ve Karma modelden elde edilen tahminlerin karşılaştırılması (LN2)



Şekil 4.4 İzmir’de standart süreli şiddet gözlemlerinin bireysel frekans analizinden T = 5, 25, 100 yıl için elde edilen tahminlerle, Robust ve Karma modelden elde edilen tahminlerin karşılaştırılması (LN2)

4.3. Uşak Örneğinde Uygulama

Robust yöntem ile, minimum Kruskal-Wallis KW istatistiği için Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri Tablo 4.11 de verilmiştir. Uşak için Gumbel dağılımına göre elde edilen genelleştirilmiş şiddet süre tekerrür bağıntısı aşağıdaki gibidir.

$$I(d, T) = 130,11 \frac{\left\{ 2,972 - \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\}}{(d + 5,00)^{0,7963}} \quad (4.5)$$

Tablo 4.11 Uşak örneğinde minimum KW istatistiği için Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri

θ	5.00
η	0.7963
KW	4.117
α	0.0077
β	386.71
λ	130.11
Ψ	2.972
Σe_i^2	2577.056

Süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri robust yöntemle belirlenerek elde edilen modelden hesaplanan $\hat{I}_{ij}$ şiddet tahminleri ile gözlenmiş I_{ij} şiddetleri arasındaki fark kareleri toplamı, karma yöntemle kıyaslanmak üzere robust yöntemde de hesaplanmıştır.

Karma yöntem ile, Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri Tablo 4.12 de verilmiştir. Uşak için Gumbel dağılımına göre elde edilen genelleştirilmiş şiddet süre tekerrür bağıntısı aşağıdaki gibidir.

$$I(d, T) = 165,48 \frac{\left\{ 2,990 - \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \right\}}{(d + 7,06)^{0,8387}} \quad (4.6)$$

Tablo 4.12 Uşak örneğinde minimum fark kareler toplamı için Gumbel dağılımına göre hesaplanan süre ve tekerrür fonksiyonu parametreleri

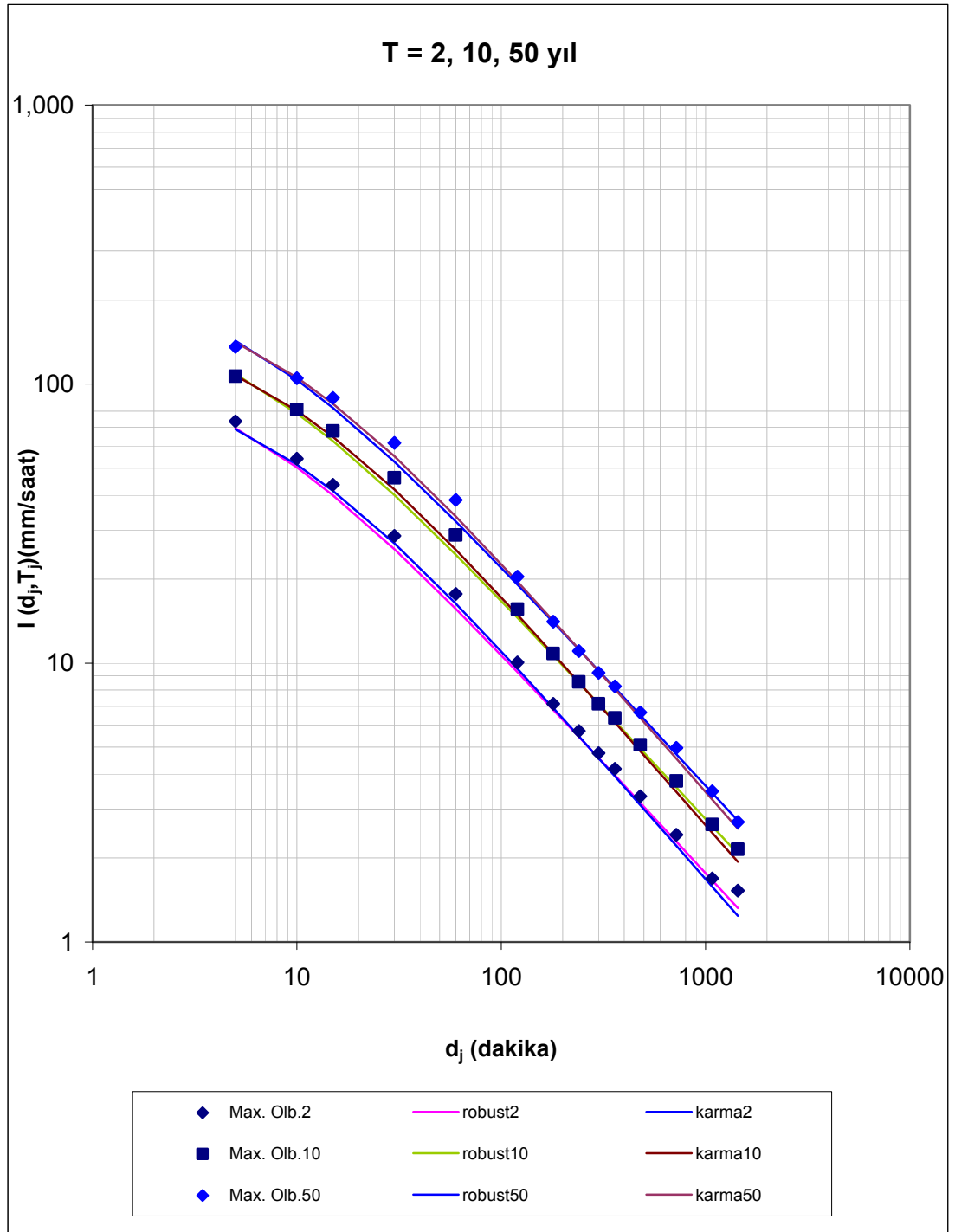
θ	7.06
η	0.8387
Σe_i^2	2350.078
α	0.0060
β	494.871
λ	165.48
Ψ	2.990

Gumbel dağılımı için Robust ve karma yöntemle bağıntılar belirlendikten sonra $T = 2, 5, 10, 25, 50, 100$ yıl tekerrür aralıkları ve değişik d (dakika) yağış süreleri için hesaplanan $\hat{I}(d_j, T_i)$ şiddetler ile, maksimum olabilirlik parametrelili Gumbel dağılımı modelinden hesaplanan şiddetler Tablo 4.13 de gösterilmiştir.

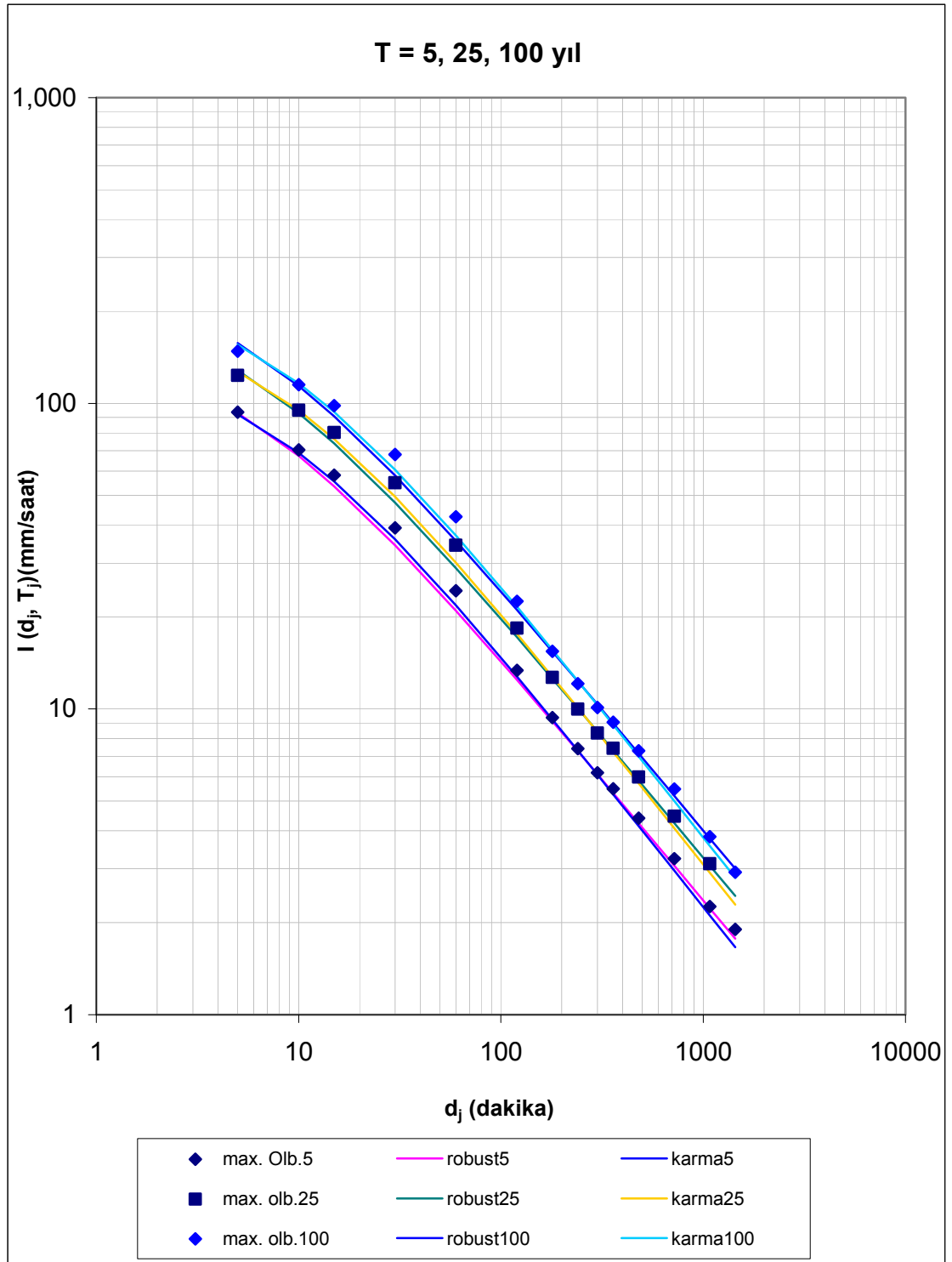
Bu üç yöntemin sonuçlarını görsel olarak karşılaştırmak üzere, $T = 2, 5, 10, 25, 50, 100$ yıl için, d_j süreli sağanakların frekans analizinden elde edilen tahminler (noktalar) ile, Gumbel dağılımı için elde edilmiş robust ve karma yönteme ait belli tekerrürlü şiddet – süre fonksiyonları (sürekli eğriler) aşağıdaki şekillerde gösterilmiştir.

Tablo 4.13 Uşak'ta Gumbel dağılımına göre Robust ve karma yöntemle elde edilen model şiddetleriyle, maksimum olabilirlik parametrelili frekans dağılım tahminlerinin karşılaştırılması

T	DAKİKA	5	10	15	30	60	120	180
T=2 yıl	Max. Olb.	73,57	53,97	43,58	28,56	17,70	10,07	7,15
	Robust	69,44	50,28	39,98	25,61	15,64	9,29	6,80
	Karma	68,83	51,46	41,48	26,84	16,32	9,55	6,91
T=5 yıl	Max. Olb.	93,51	70,34	58,24	39,13	24,36	13,40	9,37
	Robust	93,01	67,34	53,56	34,30	20,95	12,45	9,11
	Karma	92,07	68,83	55,48	35,91	21,84	12,78	9,24
T=10 yıl	Max. Olb.	106,71	81,18	67,95	46,14	28,77	15,60	10,84
	Robust	108,61	78,64	62,54	40,05	24,47	14,54	10,64
	Karma	107,45	80,33	64,75	41,91	25,49	14,91	10,78
T=25 yıl	Max. Olb.	123,39	94,88	80,21	54,98	34,35	18,38	12,69
	Robust	128,33	92,92	73,90	47,33	28,91	17,17	12,57
	Karma	126,90	94,87	76,47	49,49	30,10	17,61	12,73
T=50 yıl	Max. Olb.	135,76	105,04	89,31	61,55	38,48	20,44	14,07
	Robust	142,96	103,51	82,32	52,72	32,20	19,13	14,00
	Karma	141,32	105,65	85,16	55,12	33,52	19,61	14,18
T=100 yıl	Max. Olb.	148,04	115,12	98,34	68,06	42,59	22,49	15,43
	Robust	157,48	114,03	90,68	58,08	35,47	21,07	15,42
	Karma	155,63	116,35	93,79	60,70	36,91	21,60	15,61
T	DAKİKA	240	300	360	480	720	1080	1440
T=2 yıl	Max. Olb.	5,72	4,76	4,18	3,33	2,43	1,69	1,53
	Robust	5,44	4,57	3,96	3,16	2,29	1,66	1,32
	Karma	5,47	4,56	3,92	3,09	2,21	1,58	1,24
T=5 yıl	Max. Olb.	7,43	6,19	5,49	4,40	3,24	2,26	1,90
	Robust	7,28	6,12	5,30	4,23	3,07	2,23	1,77
	Karma	7,31	6,10	5,25	4,14	2,96	2,11	1,66
T=10 yıl	Max. Olb.	8,56	7,14	6,35	5,10	3,78	2,64	2,15
	Robust	8,51	7,14	6,19	4,94	3,59	2,60	2,07
	Karma	8,54	7,11	6,13	4,83	3,45	2,46	1,94
T=25 yıl	Max. Olb.	9,99	8,33	7,44	5,99	4,46	3,11	2,46
	Robust	10,05	8,44	7,32	5,83	4,24	3,07	2,45
	Karma	10,08	8,40	7,23	5,71	4,08	2,91	2,29
T=50 yıl	Max. Olb.	11,05	9,22	8,25	6,65	4,96	3,47	2,70
	Robust	11,20	9,40	8,15	6,50	4,72	3,42	2,72
	Karma	11,23	9,36	8,06	6,35	4,54	3,24	2,55
T=100 yıl	Max. Olb.	12,11	10,10	9,06	7,30	5,47	3,82	2,93
	Robust	12,33	10,36	8,98	7,16	5,20	3,77	3,00
	Karma	12,36	10,30	8,87	7,00	5,00	3,57	2,81



Şekil 4.5 Uşak'ta standart süreli şiddet gözlemlerinin bireysel frekans analizinden T = 2, 10, 50 yıl için elde edilen tahminlerle, Robust ve Karma modelden elde edilen tahminlerin karşılaştırılması (Gumbel)



Şekil 4.6 Uşak'ta standart süreli şiddet gözlemlerinin bireysel frekans analizinden elde edilen $T = 5, 25, 100$ yıl için tahminlerle, Robust ve Karma modelden elde edilen karşılaştırılması (Gumbel)

BÖLÜM BEŞ

SONUÇLAR ve ÖNERİLER

Bu çalışmada, İzmir ve Uşak örneğinde standart süreli maksimum yağışlar için robust yöntem ve karma yöntem kullanılarak, şiddet–süre–tekerrür modelleri geliştirilmiştir. Elde edilen modeller kullanılarak, standart süreli ve belli tekerrürlü yağış şiddeti tahminleri yapılmıştır. Robust ve karma yöntem, uygulamada kullanılan klasik frekans analizi yöntemlerinden farklı olarak; modelin pay ve paydasında yer alan tekerrür ve süre fonksiyonu parametrelerini optimize ederek sabit kıldığı için, hem teorik hem de uygulama açısından daha doğru ve daha kullanışlıdır. Tez kapsamında, robust ve karma yöntemlerle belirlenen 3.58 ve 3.64 formundaki şiddet – süre – tekerrür ilişkilerine görsel birer örnek teşkil etmek üzere Şekil 5.1 de İzmir’e, Şekil 5.2 de Uşak’a ait $T=50$ yıl tekerrürlü fonksiyonlar gösterilmiştir.

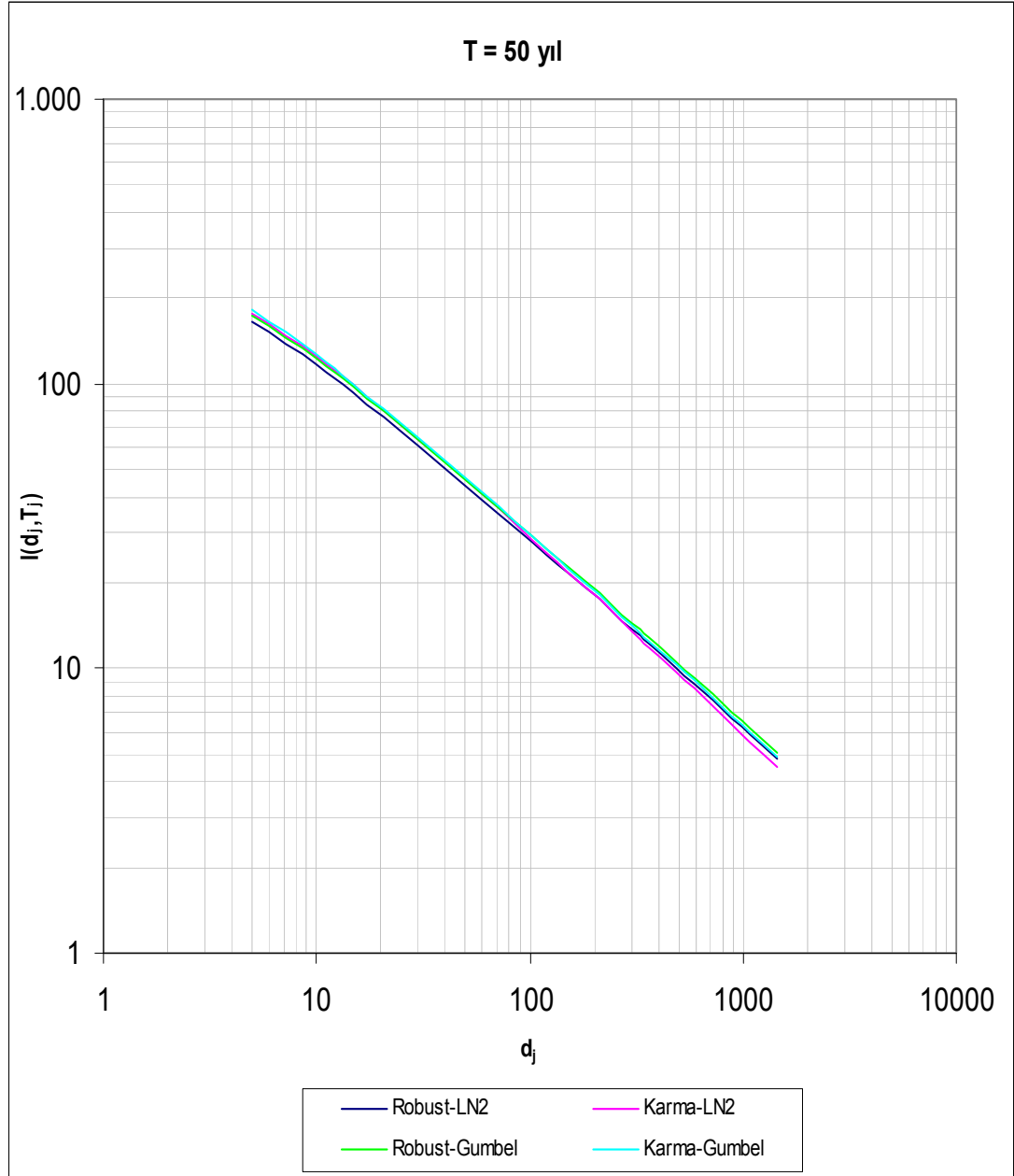
Robust yöntemi uygularken göz önünde bulundurulması gereken iki önemli noktadan biri; şiddet verilerine genelde uyan, uygun dağılımın seçilmesidir. Özellikle bu durum sağlanmadığında, elde edilen model yanlış tahminler yapılmasına yol açabilir. Bu yüzden İzmir örneği için, gözlem verilerine en iyi uyan Gumbel dağılımı ile LN2 dağılımı; Uşak örneği için ise sadece Gumbel dağılımı seçilmiştir.

İkinci nokta ise; gözlem dizilerinde mevcut olabilecek, hatalı veya aykırı gözlemlerin belirlenmesi ve diziden çıkarılarak hesap yapılması gerektiğidir.

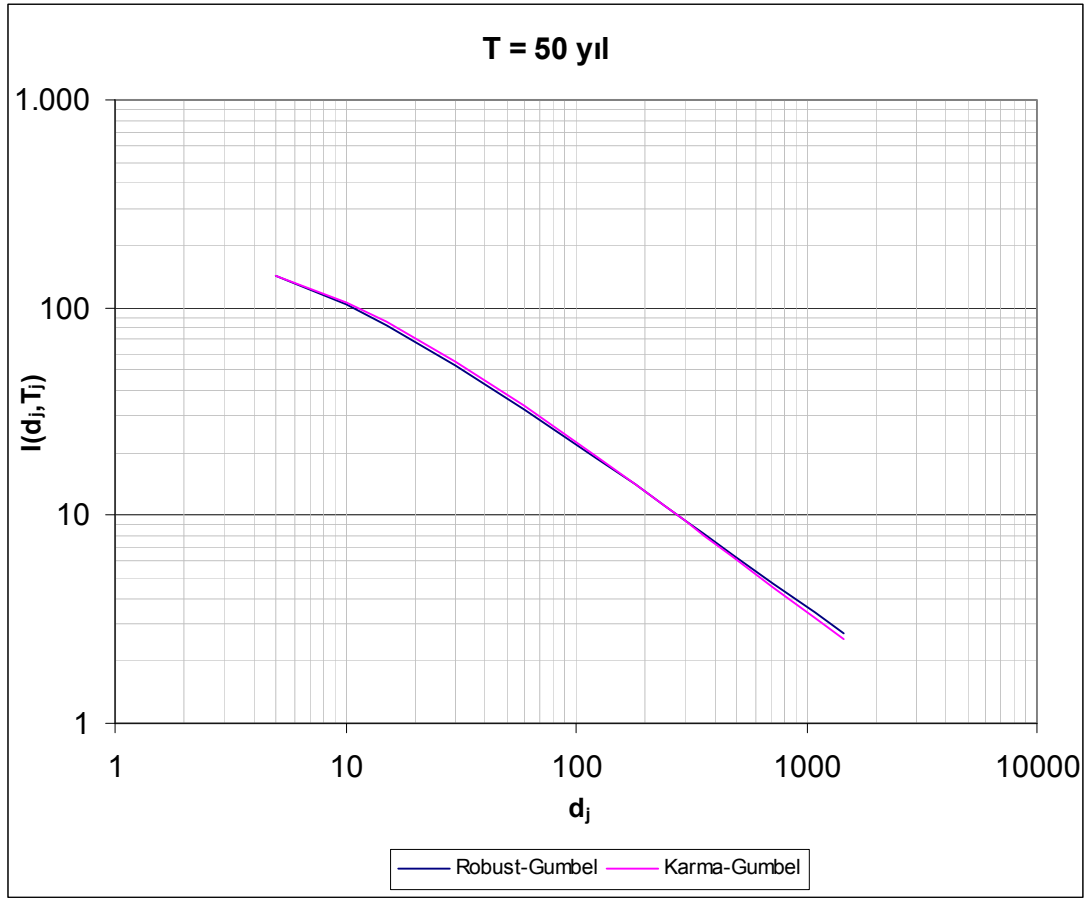
Robust ve karma yöntem tahmin sonuçlarını daha iyi kıyaslayabilmek için, robust yöntemle elde edilen şiddetler ile gözlemsel şiddetler arasındaki fark kareler toplamı da hesaplanmıştır. Tablo 5.1 deki fark kareler toplamlarına bakıldığında, karma yöntemin hem İzmir’de hem de Uşak’ta gözlenmiş şiddetleri çok daha iyi temsil ettiği anlaşılmaktadır.

Tablo 5.1 İzmir ve Uşak örneğinde, robust ve karma yöntemin fark kareler toplamaları

Yöntem fkt	İzmir (Gumbel)	İzmir (LN2)	Uşak (Gumbel)
Robust yöntem	11384.55	14546.13	2577.06
Karma yöntem	10308.31	12403.85	2350.08



Şekil 5.1 İzmir’de T = 50 yıl için Robust ve Karma modelden Gumbel ve LN2 dağılımına göre elde edilen şiddet – süre – tekerrür fonksiyonları



Şekil 5.2 Uşak'ta T = 50 yıl için Robust ve Karma modelden Gumbel dağılımına göre elde edilen tahminlerin şiddet – süre – tekerrür fonksiyonları

KAYNAKLAR

Aron, G., Wall, D. J., White E.L.& Dunn, C.N.(1987) Regional Rainfall Intensity – Duration – Frequency Curves for Pensnsylvania. *Water Resour. Bull.* (23,3), 479-485.

Aşıkoğlu, Ö. L. (1997). *Ege Bölgesindeki Sağanak Yağışların Bölgesel Frekans Analizi*. Ege Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İnşaat Mühendisliği, Yüksek Lisans Tezi (Yön.: E. Benzeden). İzmir.

Aşıkoğlu, Ö. L. (2005). *Standart Süreli Maksimum Yağışlar İçin Genelleştirilmiş Şiddet – Süre – Tekerrür Modelleri*. İnş. Müh. Anabilim Dalı, Bilim dalı kodu: 624.02.00. İzmir (Yön: Prof. Dr. E. Benzeden).

Baghirathan, V. R.& Shaw E. M. (1978) Rainfall Depth – Duration – Frequency Studies for Sri Lank. *J. Hydrology*. 37(3), 223-239.

Bayazıt, M.(1981). *Hidrolojide İstatistik Yöntemler*. (sayı:1197). İstanbul. Teknik Üniversite Matbaası, İTÜ Kütüphanesi.

Bayazıt, M.(1996). *İnşaat Mühendisliğinde Olasılık Yöntemler*. İstanbul. İstanbul Teknik Üniversitesi Yayın No:1573. İTÜ İnşaat Fakültesi Matbaası, 245 s.

Bayazıt, M. ve Oğuz, B. (1998). *Mühendisler İçin İstatistik*. İstanbul. Birsen Yayınevi, 211 s.

Benzeden, E. (2001). Standart Süreli Maksimum Yağışların Frekans Analizinde Karşılaşılan Sorunlar. *İzmir III. Ulusal Hidroloji Kongresi*. DEÜ, 11-18.

- Benzeden, E. ve Bükey, B. (2001). Ege Bölgesi Örneğinde En Uygun Yağış Şiddet-Süre-Tekerrür Modelleri. *İzmir III. Ulusal Hidroloji Kongresi*. DEÜ, 255-260.
- Benzeden, E. ve Çaylak, M. (2003). Standart Süreli Maksimum Yağış İstatistiklerinin Yağış Süresiyle Değişimi. *İzmir I. Ulusal Su Mühendisliği Sempozyumu*. DSİ-TAKK, 147-158.
- Benzeden, E. ve Emre, H. (2003). İzmir Örneğinde Yağış Süresiyle Düzgün Değişen Derinlik- Süre-Tekerrür Modellerinin Etkinliği. *İzmir I. Ulusal Su Mühendisliği Sempozyumu*. DSİ-TAKK, 243-254.
- Benzeden, E. ve Hacısüleyman, H. (2003). Yağış Şiddet – Süre – Tekerrür Bağlılarındaki Parametrelerin Tekerrür Aralığı ile Değişimi. *I. Ulusal Su Mühendisliği Sempozyumu*. İzmir. 159-168.
- Bernard M. M.(1932). *Formulas for Rainfall Intensities of Long Durations*. Trans. ASCE.
- Biberoğlu, E.(1991). *Ege Bölgesindeki Şiddetli Sağanakların Şiddet-Süre-Tekerrür Analizleri*. İzmir. DEÜ, İnşaat Mühendisliği Bölümü Diploma Projesi, No:79 (Yön: Prof. Dr. E. Benzeden).
- Bükey, B. (2000). *Ege Bölgesindeki Sağanak Yağışlar İçin Şiddet-Süre-Tekerrür Bağlılarının Modellenmesi*. İzmir. DEÜ, İnşaat Mühendisliği Bölümü Diploma Projesi. No:203 (Yön: Prof. Dr. E. Benzeden).

- Canterford, R. P., Pescod, N. R., Pearce, N.H., Turner, L.H.& Atkinson, L. H.(1987). Frequency Analysis of Australian Rainfall Datas Used for Flood Analysis and Design In Regional Flood Frequency Analysis. *Pro. Int. Symp. On Flood Frequency and Risk Analysis*. (1986). Louisiana State University, Baton Rouge, USA. Reidel, Boston, MA, 293-302.
- Chen, C. I. (1983). Rainfall Intensity – Duration – Frequency Formulas, *Journal of Hydrol. Eng.* 109, 12, 1603-1621.
- Chow, V. T. (1964). Statistical and Probability Analysis of Hydrologic Data. Part I: Frequency Analysis. *Handbook of Applied Hydrology*. Sec. 8-I, 8.1-8.42. Mc Graw Hill, New York.
- Chow, V. T., Maidmebt, D. R., & Mays, L. W. (1988). *Applied Hydrology*. McGraw - Hill, New York.
- Çaylak, M.(2001). *Yıllık Maksimum Yağış İstatistiklerinin Yağış Süresiyle Değişimi*. İzmir, Dokuz Eylül Üniversitesi, Mühendislik Fakültesi, İnşaat Mühendisliği Bölümü, Hidroloji ve Su yapıları Bitirme Projesi. No: 226. (Yön.: Prof. Dr. Ertuğrul Benzeden).
- Diler, M. U. (1971). Yağış-Süre-Tekerrür Denklemleri. Ankara. *DSİ Teknik Dergisi*. 22, 40-46.
- Diler, M. U. (1979). Doğu Karadeniz ve Göller Bölgesi Yağış Şiddeti-Süre-Yineleme Denklemleri. *I. Ulusal Hidroloji Kongresi*. İstanbul, 197-215.

DMİ (U. E. Çölaşan). (1969). *Türkiye'nin Yağış Şiddeti-Süre-Tekerrür Eğrileri*. Ankara, DMİ Genel Müdürlüğü.

DMİ (E. Eriş – M. Demirtaş). (1974). *Türkiye'nin Standart Zamanlardaki Maksimum Yağışlar ve Tekerrür Analizleri*. Ankara, DMİ Genel Müdürlüğü.

DSİ (1970). *Türkiye'de Maksimum Yağışların Frekans Atlası*. Ankara, DSİ Genel Müdürlüğü. 675,11,77.

DSİ (1990). *Türkiye'de Maksimum Yağışların Frekans Atlası. L.1. Noktasal Yağışların Frekans Analizi*. Ankara, DSİ Genel Müdürlüğü.

Frederick R. H., Meyers, V.A. & Auciello, E. P. (1977). *5 to 60 minute Precipitation Frequency for the Eastern and Central United States*. NOAA Tech. Mem. NWS HYDRO-35. Washington, DC.

Güner, M. H. (1999). *Ege Bölgesindeki Şiddetli Sağanakların Şiddet-Süre-Tekerrür Analizleri*. İzmir. DEÜ, İnşaat Mühendisliği Bölümü Diploma Projesi, No:184 (Yön: Prof. Dr. E. Benzedem).

Hacısüleyman, H. (2003). *Ege Bölgesi Örneğinde Şiddet-Süre İlişkilerinin Tekerrür Aralığı ile Değişimi*. İzmir. DEÜ, İnşaat Mühendisliği Bölümü Diploma Projesi. No:252 (Yön: Prof. Dr. E. Benzedem).

Hershfield, D. M. (1961). *Rainfall Frequency atlas of the United States for Durations from 30 minutes to 24 hours and Return Periods from 1 to 100 Years. US Weather Bureau Technical Paper 40*. Washington DC.

- Kite, G. W. (1988). *Frequency and Risk Analysis in Hydrology*. Water Resources Publications. Littleton, CO.
- Kouthyari, U. C. & Gadre, R.J. (1992). Rainfall Intensity – Duration – Frequency Formula for India. *J. Hydraul. Eng.* 118, (2), 323-336.
- Koutsoyiannis, D. (1994). A Stochastic Disaggregation Method for Design Storm and Flood Synthesis. *Journal of Hydrology*. 156, 193-225.
- Koutsoyiannis, D. (1996). *Statistical Hydrology*. National Technical University Pres. Athens.
- Koutsoyiannis, D., Kozonis, D. & Manetas, A. (1998). A mathematical framework for studying rainfall IDF relationships. *Journal of Hydrology*. 206, 118-135.
- Linsley, Jr. R. K., Kohler, M.A. & Paulus, J. L. H. (1975). *Hydrology for Engineers*. (2nd. Ed.). Mc Graw Hill, Tokyo.
- Miller, J. F., Frederick, R.H., Tracey, R.J. & Nerc. (1973). *Precipitation Frequency Analysis of the Western US*. NOAA Atlas, National Weather Service, US Department of Commerce, Silver Spring, MD.
- NERC. (1975). Flood Studies Report. *National Environmental Research Council*. v,1-5. England.
- Okutan, E. (1995). *Standart Süreli Sağanakların Frekans Analizinde Değişik Yaklaşımlar*. İzmir. DEÜ, İnşaat Mühendisliği Bölümü Diploma Projesi, No:128 (Yön: Prof. Dr. E. Benzeden).

Oyebande, L. (1982). Deriving Rainfall Intensity– Duration– Frequency Relationships and Estimates for Regions with Inadequate Data. *Hydrol. Sci. J.* 27, 3, 353-367.

Pagliara, S. & Viti, C. (1993). Discussion: Rainfall Intensity– Duration– Frequency formula for India by U.C. Kothyari and R. J. Gadre. *J. Hydraul. Eng.* 119, 8, 962-967.

Panchang, G. M. (1967). Improved Precision of Future High Floods. *Proc. Symp. On floods and Their Computations*. Leningrad, 51-59.

Pitman, W. V. (1980). A Depth – Duration– Frequency Diagram for Point Rainfall in SWA-Nambia. *Water SA.* 6, 4, 157-162.

Raudkivi, A. J. (1979). *An Advanced Introduction to Hydrological Processes and Modelling. Hydrology*. Pergamon, Oxford.

Shaw, E. M. (1983) . *Hydrology in Practice*. Van Nostrand Reinhold. Berkshire, UK.

Singh, V. P. (1992). *Elementary Hydrology*. Prentice-Hall, New Jersey.

Smith, J. A. (1993). Precipitation. In: D.R. Maidment (Editor). *Handbook of Hydrology*. Chapter 18. Mc Graw Hill, New York.

Subramanya, K. (1984). *Engineering Hydrology*. Tata/Mc Grae-Hill, New Delhi.

Subramanya, J. R., Vogel, R. M. & Fofoula-Georgiou, A. (1993). Frequency Analysis Of Extreme Events. In: D. R. Maidment, *Handbook of Hydrology*, Chapter 18. McGraw-Hill, New York.

UNESCO.(1974). *National Resources of Humid Tropical Asia National Resources*. Research XII. UNESCO.

Viessman, Jr. W., Lewis, G.L.& Knapp, J.W. (1989). *Introduction to Hydrology*. (3rd Ed.), Harper and Row. New York.

Wanielista, M. (1990). *Hydrology and Water Quality Control*. John Wily, New York.

Wilson, E. M. (1990). *Engineering Hydrology*. (4th Ed.). Macmillan, London.

Yevjevich, V. (1972) *Probability and Statistics in Hydrology*. Water Resources Publications, Colorado.