SİVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Enstitüsü
İşletme Ana Bilim Dalı

ÜNİVERSİTE HASTANESİ ACİL SERVİSİNE GELEN HASTA SAYILARINA UYGUN İHTİMAL DAĞILIMLARININ BELİRLENMESİ VE İSTATİSTİKSEL ANALİZİ

Yüksek Lisans Tezi

Saniye SAĞIR

Sivas
Şubat 2020

SİVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Enstitüsü
İşletme Ana Bilim Dalı

ÜNİVERSİTE HASTANESİ ACİL SERVİSİNE GELEN HASTA SAYILARINA UYGUN İHTİMAL DAĞILIMLARININ BELİRLENMESİ VE İSTATİSTİKSEL ANALİZİ

Yüksek Lisans Tezi

Saniye SAĞIR

Tez Danışmanı
Prof. Dr. Mahmut KARTAL

Sivas
Şubat 2020

KABUL VE ONAY

Üniversite:	**: Sivas Cumhuriyet Üniversitesi**
Enstitü	**: Sosyal Bilimler Enstitüsü**
Ana Bilim Dalı	: İşletme Ana Bilim Dalı
Tezin Başlığı	**: Üniversite Hastanesi Acil Servisine Gelen Hasta Sayılarına Uygun İhtimal Dağılımlarının Belirlenmesi Ve İstatistiksel Analizi**
Savunma Tarihi	**: 31.01.2020**
Danışmanı	**: Prof. Dr. Mahmut KARTAL**

	Unvanı - Adı Soyadı	**İmza**
Jüri Başkanı	**: Prof. Dr. Mahmut KARTAL**	
Üye	**: Doç. Dr. Selahattin YAVUZ**	
Üye	**: Dr. Öğr. Üyesi Sait BARDAKÇI**	

Oy Birliği ☒

Oy Çokluğu ☐

Saniye SAĞIR tarafından hazırlanan Üniversite Hastanesi Acil Servisine Gelen Hasta Sayılarına Uygun İhtimal Dağılımlarının Belirlenmesi Ve İstatistiksel Analizi başlıklı tez, kabul edilmiştir. ..../..../..........

Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL
Enstitü Müdürü

ETİK İLKELERE UYGUNLUK BEYANI

Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü bünyesinde hazırladığım bu Yüksek Lisans tezinin bizzat tarafımdan ve kendi sözcüklerimle yazılmış orijinal bir çalışma olduğunu ve bu tezde;

1- Çeşitli yazarların çalışmalarından faydalandığımda bu çalışmaların ilgili bölümlerini doğru ve net biçimde göstererek yazarlara açık biçimde atıfta bulunduğumu;
2- Yazdığım metinlerin tamamı ya da sadece bir kısmı, daha önce herhangi bir yerde yayımlanmışsa bunu da açıkça ifade ederek gösterdiğimi;
3- Başkalarına ait alıntılanan tüm verileri (tablo, grafik, şekil vb. de dâhil olmak üzere) atıflarla belirttiğimi;
4- Başka yazarların kendi kelimeleriyle alıntıladığım metinlerini, tırnak içerisinde veya farklı dizerek verdiğim yine başka yazarlara ait olup fakat kendi sözcüklerimle ifade ettiğim hususları da istisnasız olarak kaynak göstererek belirttiğimi,

beyan ve bu etik ilkeleri ihlal etmiş olmam halinde bütün sonuçlarına katlanacağımı kabul ederim.

17/02/2020

Saniye SAĞIR

TEŞEKKÜR

Tüm eğitim hayatım boyunca desteklerini esirgemeyen ve her zaman yanımda olan babama, anneme ve kardeşlerime sonsuz teşekkür ederim.

Tez çalışmamda değerli bilgilerini benimle paylaşan, katkılarıyla beni yönlendirerek bana danışmanlık yapan, hiçbir zaman yardımlarını esirgemeyen saygıdeğer danışman hocam Prof. Dr. Mahmut KARTAL’ a teşekkürü bir borç bilirim.

Çalışmamın analiz kısmında bana yol gösteren ve büyük sabırla yardımcı olan ve gerek lisans eğitimimde gerek yüksek lisans eğitimimde hiçbir zaman yardımlarını esirgemeyen sayın Dr. Öğr. Üyesi Sait BARDAKÇI’ ya teşekkürlerimi sunarım.

Lisans ve yüksek lisans eğitimim boyunca bana kazandırdıkları her şey için, üzerimde emeği olan bütün hocalarıma teşekkürlerimi sunarım.

İÇİNDEKİLER

KISALTMALAR

KD **:** Kritik Değer

SD **:** Serbestlik Derecesi

SPSS **:** Statistical Package for the Social Sciences

TABLO LİSTESİ

ŞEKİL LİSTESİ

ÖZET

Bu çalışmada, bir veri grubuna en iyi uyum sağlayan ihtimal dağılımını tespit etmek ve bununla ilgili istatistiksel tekniklerin kullanımını göstermekle birlikte, acil servise gelen hasta sayılarını esas alarak, verilerin toplanması, işlenmesi ve bu verilerin istatistiksel analizlerinin yapılarak sonuçlarının değerlendirilmesi ve bu şekilde literatüre katkı sağlaması amaçlanmıştır. Uygulama alanı olarak Cumhuriyet Üniversitesi Acil Servisi seçilmiş ve hastalara ait veriler kullanılarak bir uygulama yapılmıştır.

Cumhuriyet Üniversitesi Sağlık Hizmetleri Uygulama ve Araştırma Hastanesi Başhekimliği tarafından 2017 Kasım ayı ile 2018 Kasım ayı arasındaki bir yıllık sürede 00:00–04:00 saat aralıklarında tutmuş olduğu kayıtlar derlenmiş ve çalışmada kullanılan 4978 veri bu şekilde elde edilmiştir. Elde edilen verilerin öncelikle çeşitli değişkenlere göre frekans dağılımları belirlenmiş, ardından tedavi sonucunun çeşitli değişkenler ile anlamlı bir ilişkisinin olup olmadığı ve tedavinin ölümlü veya ölümsüz sonuçlanma durumunun çeşitli değişkenler ile anlamlı bir ilişkisinin olup olmadığı ki-kare bağımsızlık testiyle incelenmiştir. Aynı zamanda elde edilen verilerden acil servise başvuran hastaların sayılarına ve ardışık iki hasta arasında geçen sürenin sıklığına ait veriler incelenip, bu değişkenlerin hangi kesikli ve sürekli dağılımlara uygunluk gösterdikleri Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-kare uyum iyiliği testleri yardımı ile incelenmiştir.

İki hasta arasında geçen süre ayların günlerine ve haftalarına ayırılarak incelendiğinde söz konusu verilerin tamamının Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği belirlenmiştir. Hastaların sayıları ayların günlerine göre incelendiğinde ise Pazartesi, Çarşamba, Cumartesi ve Pazar günleri acil servise başvuran hastaların sayılarının Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testine göre Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Uyum İyiliği Testi, İstatistiksel Dağılımlar, Ki-Kare, Uygunluk Testi, Hasta Sayılarının Dağılımı

ABSTRACT

In this study, it is aimed to determine the distribution of probability that best fits a data group and to show the use of statistical techniques related to it, based on the number of patients coming to the emergency department, to collect, process and evaluate the results of this data and to evaluate the results and contribute to the literature in this way. Cumhuriyet University Emergency Service was chosen as the application area and an application was made using the data of the patients.

The records kept by Cumhuriyet University Health Services Application and Research Hospital Chief Physician between 00:00–04:00 hours in a year between November 2017 and November 2018 and 4978 data used in the study were obtained in this way. Firstly, the frequency distributions of the obtained data according to various variables were determined, and then whether the treatment result had a significant relationship with the various variables and whether the mortality or immortal outcome of the treatment had a significant relationship with the various variables was examined with the chi-square independence test. At the same time, the data of the numbers of patients applying to the emergency department and the frequency of the time elapsed between two consecutive patients were examined from the data obtained, and by the help of Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling and Chi-square goodness of fit tests.

When the time elapsed between the two patients was analyzed by the days and weeks of the months, it was determined that all of the data in question were compatible with all of the Exponential, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform and Normal distributions. When the numbers of the patients were examined according to the days of the months, it was determined that the numbers of the patients who applied to the emergency department on Monday, Wednesday, Saturday and Sunday were compatible with the Poisson distribution according to the Kolmogorov-Smirnov goodness of fit test.

Keywords: Goodness of Fit Test, Statistical Distributions, Chi-Square, Suitability Test, Distribution of Patient Numbers

GİRİŞ

Genel olarak ihtimal dağılımları gerçek hayatta meydana gelen birçok olayla ilgili gözlenmesi beklenen sonuçların gözlenme ihtimallerinin belirlenip, bu ihtimallerin frekans dağılımlarını oluşturarak söz konusu olaylara ilgili araştırmalarda kolaylık sağlamakta ve problemlerin çözümünü mümkün hale getirmektedir.

Olasılık kavramının uygulanmasında en önemli iş ilgilenilen olasılığa uygun olasılık fonksiyonunun bulunmasıdır. Günümüzde birbirinden karmaşık yapıya sahip birçok olay bulunmaktadır. Bir araştırmacının her farklı olay için farklı bir olasılık fonksiyonu arayış içine girmesi zaman, bilgi ve imkân bakımından zor olacağından belirli özellikleri sağlayan olaylarla ilgili belirli kalıplarda olasılık fonksiyonları geliştirilmiştir. Olasılık ile ilgili sistemlerdeki belirsizliklerin tahmin edilmesi ve belirsizliklerle meydana gelen risklerin ortadan kaldırılması için geliştirilen olasılık dağılımları önem teşkil etmektedir (Kabakçı 2004:1).

Acil servisler hastane hizmetinin sınırsız verildiği tanı koyma ve müdahalede bulunma yerleridir. Acil servisler hastanelerde gelen hastaların sıra beklemeden ya da randevu almadan sizi kabul ettikleri bir nevi giriş kapıları ve en yoğun hizmet veren bölümleridir. Böylelikle acil servisler her daim hastanelerin çalışma şartları bakımından en yoğun ve yorucu birimlerinden biri olmuşlardır. Hastanelerde hızlı, etkili ve sınırsız hizmet verme mecburiyeti acil tıp servislerinin fiziksel şartları ve personel yeterliliği açısından diğer tıp alanlarından farklı özelliklere sahip olmasını gerektirmektedir. Son zamanlarda acil servislerde hızla artan hasta yoğunluğu gözlenmektedir. Bu durum da acil hastaların değerlendirilmelerinde ve tedavilerinde gecikmelere neden olmakta ayrıca hasta memnuniyetini ve hizmet kalitesini olumsuz yönde etkilemektedir. Acil servise başvuran hastaların sayılarının ve niteliklerinin bilinmesi acil servislerinde hastaya nasıl hizmet verileceğini, acil servis gereksinimlerinin belirlenmesini ve hasta profillerinin çıkarılması için son derece önemlidir.(Aydın 2008:1) Bu nedenle ihtimal dağılımlarına uygunluk analizi tüm bu değerlendirmeyi yapmaya imkân tanıyan yöntemleri barındıran bir istatistiksel yöntemler topluluğudur.

Bu çalışmada bir veri grubuna en iyi uyum sağlayan ihtimal dağılımının belirlenmesi üzerine bir araştırma yapılmış, Cumhuriyet Üniversitesi Acil Servisine gelen hasta dağılımları incelenmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır:

Çalışmanın birinci bölümünde araştırmanın amacı, araştırmanın önemi, araştırmanın kısıtları, literatürde yapılan benzer çalışmalar ve araştırmada kullanılan verilerden ve istatistiksel yöntemlerden bahsedilmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde kesikli olasılık dağılımı olarak Poisson dağılımı incelenerek olasılık yoğunluk fonksiyonları beklenen değeri, varyansı çarpıklık ve basıklık katsayısı, sürekli olasılık dağılımı olarak Normal, Lognormal, Üstel, Gamma, Uniform, Weibull dağılımları ele alınarak bunların olasılık yoğunluk fonksiyonları beklenen değerleri, varyansları çarpıklık ve basıklık katsayıları izah edilecektir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde ihtimal dağılımlarına uygunluk testleriyle ilgili genel tanımlar, kavramlar ve uygulama yöntemleriyle ilgili bilgiler verilmiştir.

Çalışmanın dördüncü bölümünde ise Cumhuriyet Üniversitesi Hastanesi Acil Servisinden elde edilen veriler kullanılarak ihtimal dağılımlarına uygunluk analizlerine bulgulara ve yorumlara yer verilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

1.1. Araştırmanın Amacı

Araştırmanın amacı, bir veri grubuna en iyi uyum sağlayan ihtimal dağılımını tespit etmek ve bununla ilgili istatistiksel tekniklerin kullanımını göstermektir. Bu amaç doğrultusunda Cumhuriyet Üniversitesi Hastanesi acil servisine gelen hastalar veri grubu olarak alınmıştır.

1.2. Araştırmanın Önemi

Bir özellikle ilgili ölçüm değerlerinin hangi ihtimal dağılımına uygun olduğu bilinirse, o özellikle ilgili tahminler yapmak kolaylaşacaktır. Dolayısıyla bu araştırma acil servise başvuran hasta yoğunluğunun belirlenmesi ve hasta dağılımının istatistiksel olarak modellenmesi, sağlık hizmetlerinde işgücü ve diğer kaynakların daha etkin ve verimli kullanılmasına imkân sağlayacaktır. Aynı zamanda çalışma, istatistiksel olasılık dağılımlarının gerçek veriler üzerinde uygulamasının yapılmasına örnek teşkil etmesi bakımından önem arz etmekledir.

1.3. Araştırmanın Kısıtları

Bu çalışmanın yapılması esnasında bazı durumlar için kısıtlamalar getirilmiştir. Araştırma kapsamında elde edilen veriler Sivas İli Cumhuriyet Üniversitesi Hastanesi ile sınırlıdır. Çalışmada kullanılan veriler 2017 Kasım ayı ile 2018 Kasım ayları arasını kapsayan 1 yıllık sürede her günün 00.00 – 04.00 saat aralıkları ile sınırlandırılmıştır. Araştırmada kullanılan ihtimal dağılımları yöntemler kısmında belirtilen kesikli ve sürekli dağılımlar ile sınırlıdır. Aynı zamanda kesikli dağılımların uygunluğunun incelenmesinde sadece 02:00 - 04:00 saatleri arasındaki veriler incelenmiştir.

1.4. Literatürde Yapılan Çalışmalar

Kabakçı (2004)'ün yapmış olduğu, 'Kesikli Olasılık Dağılımları İçin Tesadüfi Sayı Üretimi' adlı çalışmada, olasılıkla ilgili temel kavramları açıklayarak, altı adet kesikli olasılık dağılımının kullanıldığı yerler ve olasılık fonksiyonlarını anlatmış ve bu dağılımlar için simülasyon tekniğinden faydalanarak her bir dağılım için 10.000 adet tesadüfi sayı üretmiştir. Üretilen tesadüfi sayıların ilgili olasılık dağılımlarına uygun olup olmadığını incelemiştir. Bernoulli dağılım, Binom dağılımı, Geometrik dağılım, Negatif Binom (Pascal) dağılımı, Poisson dağılımı, Hipergeometrik dağılım için üretilen sayıların gözlenen değerlerin uygunluğunun tespiti için ki-kare uygunluk testi yapılış ve %5 önem seviyesinde tüm dağılımların üretilen tesadüfi sayılarının gözlenen değerlerinin uygun olduğu tespit edilmiştir.

Gültekin ve Erdemir (2010)'un yapmış olduğu 'Türkiye Demir Ve Çelik Sektöründe Bir Şirketin Yangın Risklerinin Aktüeryal Modeli' adlı çalışmada, Demir ve Çelik sektöründe faaliyet gösteren bir şirketten altı yıllık veriler alınmıştır. Yapılan uygulama sonucunda, verilerin iki yıllık dönemlerde üç aylık hasar sıklıkları ve hasar büyüklükleri incelenmiş, 2004-2009 yıllar arasında yangın hasar sıklığının Poisson dağılımına uygun olduğu, hasar büyüklüğünün ise lognormal dağılma uygun olduğunu tespit etmiştir.

Çelik (2015)'in yapmış olduğu 'Olasılık Dağılımlarından Rassal Değişkenlik Üretimi Ve VBA Uygulaması' adlı çalışmada algoritmaların seçimi sırasında dağılımlar için önerilmiş olan algoritmalar değerlendirilmiş ve performans açısından en elverişli olan algoritma kullanılmaya çalışılmıştır. Daha sonra bu algoritmalar VBA programında kodlanmış ve rassal değişkenlik üretimi gerçekleştirilmiştir. VBA aracılığı ile üretilen değerlerin dağılımlara uygunluğunu test etme amacı ile "EasyFit" programı kullanılmıştır. Bu program ile tüm dağılımlar farklı parametre değerlerine göre kontrol edilmiştir. Sonuç olarak üretilen rassal değişkenlerin istenen dağılıma uygun olduğu gözlemlenmiştir.

Yaman (2015)' in yapmış olduğu 'Aktüeryal Veri Analizinde İstatistiksel Yaklaşımlar Ve Bir Uygulama' adlı çalışmada özel bir sigorta şirketinden alınan mühendislik branşındaki hasar sayıları ve hasar miktarları veri olarak kullanılmış, 2010-2014 yılları arasındaki hasar sayısını üç döneme ayırarak incelendiğinde birinci dönem hasar sayıları için en uygun dağılım Negatif binom, ikinci dönem hasar sayıları için en uygun dağılım Binom, üçüncü dönem hasar sayıları için en uygun dağılım Poisson dağılım olduğu tespit edilmiş, hasar miktarının ise Normal, Lognormal, Üstel, Gamma, Weibull ve Pareto dağılımlarına uyduğu gözlemlenmiştir.

Bardakçı (2017)'nin yapmış olduğu 'Aktüeryal Veri Analizinde İstatistiksel Yöntemlerin Kullanımı: Yangın Hasarı Ve Trafik Kazası Verileriyle Bir Uygulama' adlı çalışmada bir sigorta şirketinin Sivas ilinde demir-çelik sektöründe üretim faaliyeti gösteren bir müşteri firmasının 2011-2016 yılları arasındaki yangın kaynaklı hasar sıklığı ve hasar tutarı verileri kullanılarak bu firmanın önündeki dönemlere yönelik ödeyeceği prim miktarlarını kollektif risk modeli kullanarak tahmin etmiştir. Yapılan analizler sonucunda 2011-2016 yılları arasındaki yangın hasar sıklığının hem iki yıllık üç dönem için hem de 6 yıllık dönemin tamamı için Poisson dağılımına uygunluk gösterdiğini tespit etmiştir. Hasar büyüklüğünün ise hem iki yıllık üç dönem için hem de altı yıllık dönemin tamamı için parametrik dağılımlardan olan Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal ve Ters Gauss dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiğini incelemiştir. Yapılan analizler sonucunda yangın hasar tutarı verilerinin hem iki yıllık üç dönem için hem de 6 yıllık dönemin tamamı için Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal ve Ters Gauss dağılımlarının tamamına istatistiksel olarak uygunluk gösterdiği belirtilmiştir.

1.5. Materyal ve Yöntem

1.5.1. Araştırmada Kullanılan Veriler

Araştırmada istatistiksel ihtimal dağılımlarına yönelik yapılan uygulama için ihtiyaç duyulan veriler Cumhuriyet Üniversitesi Sağlık Hizmetleri Uygulama ve Araştırma Hastanesi Başhekimliği tarafından temin edilmiştir. 2017-2018 Kasım aylarının 00.00–04.00 saat aralıklarında hastaneye gelen hasta bilgileri tek tek incelenmiştir. Çalışmada toplam 4978 veri incelenmiştir. Veriler hastaların cinsiyet, yaş, hastaneye geliş tarihi, ayrılış tarihi, geliş saati, ayrılış saatine göre sınıflandırılmıştır. Faydalanılan verileri özetlemek, düzenlemek ve özelliklerini daha iyi görebilmek amacıyla frekans tabloları, çapraz tablolar ve grafikler kullanılmıştır. Çalışma kapsamında ihtiyaç duyulan örnek veri seti Tablo 1.1' de verilmiştir.

Tablo 1.1. Çalışmada Kullanılan Örnek Veri Seti

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	Sıra No	İşlem Tarihi	Cinsiyeti	Yaş	Kurum Adı	Yatış Tarihi	Ayrılış Tarihi	Taburcu Tarihi	İşlem Sonucu
2	1	22.11.2017 00:01	Erkek	24	YEŞİL KART		23.11.2017 08:13		Ayakta Tedavi
3	2	22.11.2017 00:04	Kadın	64	YEŞİL KART		22.11.2017 07:07		Ayakta Tedavi
4	3	22.11.2017 00:14	Erkek	24	SSK		23.11.2017 08:13		Ayakta Tedavi
5	4	22.11.2017 00:45	Erkek	23	SSK		23.11.2017 08:13		Ayakta Tedavi
6	5	22.11.2017 01:05	Kadın	21	EMEKLİ SANDIĞI		23.11.2017 08:13		Ayakta Tedavi
7	6	22.11.2017 01:32	Kadın	41	SSK		22.11.2017 07:45		Ayakta Tedavi
8	7	22.11.2017 01:43	Kadın	38	SSK	22.11.2017 02:19	25.11.2017 08:38	25.11.2017 08:38	Salah İle Taburcu
9	8	22.11.2017 02:14	Erkek	23	YEŞİL KART		22.11.2017 07:38		Ayakta Tedavi
10	9	22.11.2017 03:18	Kadın	68	SSK		22.11.2017 07:45		Ayakta Tedavi
11	10	22.11.2017 03:43	Erkek	85	SSK	22.11.2017 07:38	27.11.2017 14:30	27.11.2017 14:30	Salah İle Taburcu

Temin edilen tüm veriler analizde kullanılabilecek özelliklere sahip olmadığından veriler üzerinde analizde kullanılabilecek şekilde düzenlemeler yapılmıştır. Analizde kullanılamayacak nitelikteki eksik veya hatalı bilgi içeren veriler veri setinden çıkarılmıştır.

1.5.2. Kullanılan İstatistiksel Yöntemler

Araştırmada öncelikle, acil servise gelen hastaların demografik özellikleri açısından dağılımları frekans tabloları oluşturularak incelenmiştir.

Acil servise gelen hastaların sayısının farklı kategorik değişkenlere göre dağılımı çapraz tablolar oluşturularak ve Ki-Kare Testi yapılarak incelenmiştir.

Acil servise gelen hastaların tedavi sürelerinin farklı değişkenlere göre dağılımının farklılık gösterip göstermediği t testi ile incelenmiştir.

Söz konusu istatistiksel yöntemlerin uygulanmasında SPSS 23 paket programı kullanılmıştır.

Son olarak, acil servise gelen ardışık her iki hasta arasında geçen sürenin, Normal, Üstel, Lognormal, Weibull, Gamma ve Uniform dağılımlardan hangisi ya da hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri yardımı ile incelenmiştir. Hasta sayılarının dağılımlarının kesikli dağılımlara uygunluğunun incelenmesinde Kolmogorov – Smirnov uyum iyiliği testleri kullanılmıştır. Söz konusu işlemlerin tamamı Easyfit 5.6 paket programından yararlanılarak yapılmıştır.

İKİNCİ BÖLÜM

2.1. İhtimal Dağılımları

Herhangi bir denemede, gözlenmesi beklenen sonuçların gözlenme ihtimallerinin belirlenip bu ihtimallerin frekans dağılımları oluşturulursa ihtimal dağılımı denilen bir dağılım elde edilir. İstatistikte özellikleri farklı birçok ihtimal dağılımı vardır. Bu dağılımlar bazen ihtimal yoğunluk dağılımları, ihtimal yoğunluk fonksiyonları, bağıl frekans dağılımları yada popülasyon dağılışları şeklinde de adlandırılabilirler (Arıcı 1998: 195).

İhtimal dağılımları, tablo, grafik, ya da herhangi bir fonksiyon şeklinde de ifade edilebilirler (Baykul 1999: 212). Tesadüfi değişkenin aritmetik ortalaması, varyansı, asimetri ölçüsü gibi istatistiksel özelliklerini belirleyebilmemiz için değişkenin ihtimal fonksiyonunu belirlememiz gereklidir (Erilli 2017: 214).

Tesadüfi olarak belirlenmiş bir x değişkeni ile belirlediğimiz bu değişkenin tesadüfi bir değeri alması arasında ki ilişkiyi belirttiğimiz fonksiyona ise ihtimal fonksiyonu denir (Yıldız, Bircan 2010: 129). İhtimal fonksiyonunun temel özellikleri şunlardır (Yıldız, Bircan 2010: 130):

1) Kesikli ihtimal dağılımının ihtimal fonksiyonunda x'in tarif aralığı toplamı 1'e eşit olmalıdır.

2) Sürekli ihtimal dağılımının ihtimal fonksiyonunda x'in tarif aralığındaki integrali 1'e eşit olmalıdır.

3) Kesikli ihtimal dağılımında x değişkeninin belirlediğimiz aralıktaki değeri alma olasılığı, ihtimal fonksiyonunun belirlediğimiz aralıktaki toplamı ile bulunur.

4) Sürekli ihtimal dağılımında x değişkeninin belirlediğimiz aralıktaki değeri alma olasılığı, ihtimal fonksiyonunun belirlediğimiz aralıktaki integrali ile bulunur. Yani tesadüfi değişkenin değerini karşılayan ihtimal değerini belirtmek için kullanılan matematiksel ifadeler aynı zamanda ihtimal fonksiyonunu oluşturur.

Belirtilen bu fonksiyondaki f(X) tesadüfi değişkeni, P(X) de ihtimalleri karşılamak üzere;

$Y=P(X)$

şeklinde gösterilir.

Değişkeni sürekli ya da kesikli olsun alabileceği tüm değerlere ait ihtimaller iki koşulu sağlamak zorundadır. Bunla;

1) $0 \leq P(X) \leq 1$

2) $\sum P(X) = 1$

şeklindedir.

İlk koşuldaki ifadede değişkenin tesadüfi bir değerinin ya da tesadüfi bir olaya ihtimalinin ‘0’ ve ‘1’ aralığında olan bir değeri alabileceği belirtilirken ikinci koşulda herhangi bir dağılımda değişkenin alacağı tüm değerlerin olasılık toplamlarının ‘1’ e eşit olması gerektiği ifade edilir (Baykul 1999: 212).

İhtimal dağılımları binom dağılımı, poisson dağılımı ve normal dağılım gibi özel isimlerle adlandırılırlar. Aynı zamanda ihtimal dağılımları kuramsal ve görgül oluşlarına göre de farklılık gösterebilirler. Eğer dağılım bir teoriyi esas alarak oluşturulmuşsa kuramsal dağılım, gözlenen verilerden oluşturulmuş ise görgül dağılım olarak adlandırılırlar (Arıcı 1998: 195).

İstatistik alanını kapsayan bilimsel araştırmalarda, araştırılan rassal değişken veya değişkenlerin ihtimal dağılımlarını belirleyip, bu dağılımların farklı özelliklerinden faydalanılarak genel yargılara ulaşmak amaçlanır. Ancak bahsedilen bu dağılımların belirlenmesi güçtür. Bu nedenle olasılık teorisinde verilerin özelliklerine göre belirlenmiş birçok ihtimal dağılımı bize model olur (Ersoy, Erbaş 1996: 139).

2.2. Kesikli İhtimal Dağılımları

X tesadüfi değişkeni kesikli ise p(x) ihtimal fonksiyonu "kesikli ihtimal fonksiyonu" olup, p(x) ile elde edilen ihtimallerin dağılımı kesikli ihtimal dağılımını oluşturur.

Kesikli İhtimal Dağılımının Beklenen Değeri

$$\mathrm{E(x)} = \sum_{\mathrm{tümx}} \mathrm{x_i\ P(x_i)}$$

Kesikli İhtimal Dağılımının Varyansı

$$\mathrm{Var(x)} = \mathrm{E(x^2)} - [\mathrm{E(x)}]^2$$

$$\mathrm{Var(x)} = \sum_{\mathrm{tümx}} \mathrm{x_i^2\ P(x_i)} - \left(\sum_{\mathrm{tümx}} \mathrm{x_i\ P(x_i)}\right)^2$$

İstatistikte sık kullanılan kesikli ihtimal dağılımları aşağıdaki gibidir:

1) Bernoulli Dağılımı

2) Binom Dağılımı

3) Multinom (Genelleştirilmiş Binom) Dağılım

4) Geometrik Dağılım

5) Negatif Binom (Paskal) Dağılımı

6) Hipergeometrik Dağılım

7) Poisson Dağılımı

Bu kısımda araştırmanın uygulama bölümünde kullanılacak olan Poisson dağılımlarına değinilecektir.

2.2.1. Poisson İhtimal Dağılımı

İhtimal dağılımlarını hesaplarken faydalanacağımız bir diğer dağılım ise poisson dağılımıdır.

‘x’ tesadüfi değişkeninin herhangi bir zaman içinde belirli uzunlukta, belirli bir alanda ya da belirli bir hacimde sıklıkla rastlanılmayan olayları gösterdiği durumları poisson ihtimal dağılımı yardımı ile hesaplarız (Yıldız, Bircan 2010: 140).

İlgilendiğimiz ihtimal değerinin azalması ve gözlem sayısının artması durumunda poisson dağılımını kullanırız. Poisson dağılımı sık rastlanılamayan olaylar için kullanılmasından dolayı ‘nadir ihtimaller dağılışı’ olarak da adlandırılır.

Poisson dağılımında, zaman öyle küçük parçalara bölünür ki, bu küçük zaman parçalarında birden fazla olayın gerçekleşmesi istenmez. Başka bir ifade ile, belirlenen o dar zaman birimi içerisinde olay ya gerçekleşir ya da gerçekleşmez. Bu nedenden dolayı, binom dağılımı n tane deneydeki başarı sayısı ile ilgilenirken Poisson dağılımı da belirli bir aralıkta ilgilenilen sonucun sayısı ile uğraşır (Aytaç 2012: 252).

Araştırıcının Poisson dağılımını kullanabilmesi için aşağıdaki koşulların gerçekleştiğini görmesi gerekir; (Aytaç 2012: 253).

1) İki ayrık zaman aralığında(ya da uzayda) ortaya çıkan olaylar birbirinden bağımsızdır

2) Tanımlanan aralıkta (ya da uzayda) ilgilenilen olayın ortaya çıkma olasılığı sabit olup, değişmemektedir.

2.2.1.1. Poisson Dağılımının Kullanım Alanları

Araştırmacıların en çok kullandıkları olasılık dağılımlarından birisi de Poisson dağılımlardır. Belli ve çok dar bir zaman aralığında az rastlanan olaylar bu tür dağılım gösterirler. Örneğin; Boğaziçi Köprüsü’nde meydana gelen günlük kazaların sayısı, bir havaalanında her saat kalkan veya inen uçakların sayısı, İstanbul Boğazı’ndan bir saatte geçen yabancı gemilerin sayısı poisson dağılımı yardımıyla bulunabilir (Aytaç 2012: 252).

Poisson dağılımı uygulamaları, envanter kontrolü, kuyruk teorisi, kalite kontrolü, trafik akışı, uçak kazası, yangın sayısı, fırtına sayısı gibi bir çok alanda Poisson dağılımı kullanılmaktadır(Erkut 1991: 137).

Poisson Dağılımının İhtimal Fonksiyonu

Yukarıda tanımladığımız özelliklere sahip olan x değişkeni poisson değişkeni olarak adlandırılırken, x'in fonksiyonuna da poisson dağılımı denir ve ihtimal fonksiyonu;

$$P(x) = \frac{e^{-\lambda}.\lambda^{x}}{x!} = \frac{\lambda^{x}}{e^{\lambda}\, x!}$$

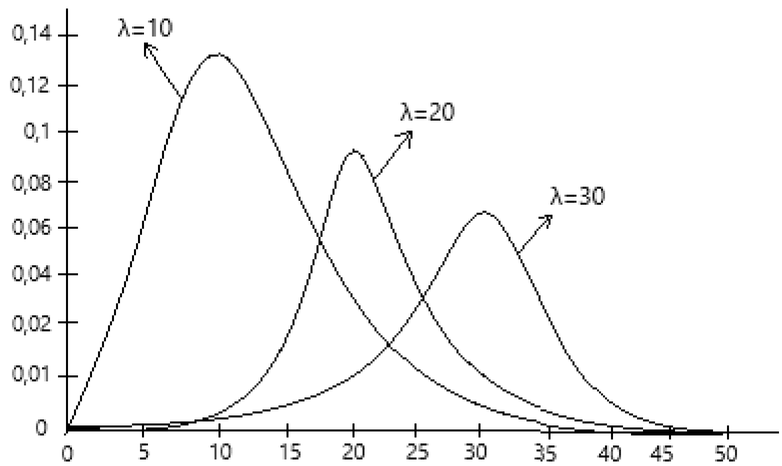
şeklindedir (Erilli 2017: 226). Bu fonksiyonda;

λ = İstenilen sonuçların belirlediğimiz birim içerisindeki gözlenme ihtimali (λ = np).

x = İstediğimiz sonucun gözlenme sayısı.

e = Tabii logaritma taban değerini (e = 2.71828)

ifade etmektedir (Arıcı 1998: 218).



Şekil 2.1. Poisson Dağılımının Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu

Poisson dağılımının en önemli özelliği dağılımın tek parametresi olan λ'nın ortalama ve varyansı aynı anda temsil etmesidir. Yani poisson dağılımının ortalama ve varyansı birbirine eşittir ve bu özellik tüm poisson dağılımları için geçerlidir (Arıcı 1998: 218).

Poisson ihtimal dağılım fonksiyona göre;

Bir firmanın ürettiği 500 gömlekten sadece 3 tanesi kusurlu çıkmaktadır. Bu iddiayı test etmek için firma tesadüfi olarak seçtiği 150 tane gömlek üzerinde yaptığı deneyde yalnızca 2 gömleğin kusurlu olma ihtimali;

$$P = \frac{3}{500} = 0{,}006$$

$$n = 150$$

$$\lambda = np = 150 * 0{,}006 = 0{,}9$$

$$P(x = 2) = \frac{e^{0,9} 0{,}9^2}{2!} = 0{,}99$$

şeklinde hesaplanır (Erilli 2017: 226-227).

Poisson ihtimal dağılımının tek parametresi vardır, oda belirli bir zaman, belirli bir alan, belirli bir uzunluk, belirli bir hacim veya belirli bir miktarda beklediğimiz sonucun ortalama gözlemlenme sayı yani ‘λ’ dür. Poisson dağılımı yardımıyla ihtimal hesaplayabilmek için beklediğimiz sonucun ortalama gözlenme ihtimalini belirlememiz gerekir (Arıcı 1998: 217).

Poisson Dağılımının Beklenen Değeri

Poisson dağılımın beklenen değer ve varyansının değeri, dağılımın parametresi olan “λ” ya eşittir.

$$E(X) = \lambda e^{-\lambda}. e^{\lambda} = \lambda$$

şeklindedir (Aytaç 2012: 253-254).

Poisson Dağılımının Varyansı

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda$$

şeklindedir (Aytaç 2012: 253-254).

Yukarıdaki formüllere göre;

Bir firmanın ürettiği 500 gömlekten sadece 3 tanesi kusurlu çıkmaktadır. Bu iddiayı test etmek için firma tesadüfi olarak seçtiği 150 tane gömlek üzerinde yaptığı deneyde yalnızca 2 gömleğin kusurlu olma ihtimalini;

$$E(x) = \mu = \lambda = np$$

$$= 150 * 0{,}006 = 0{,}9$$

$$V(x) = \lambda = np$$

$$= 150 * 0{,}006 = 0{,}9$$

$$s = \sqrt{\lambda} = \sqrt{np}$$

$$= \sqrt{150 * 0{,}006} = 0{,}9486$$

şeklinde hesaplarız (Karagöz 2016: 236).

Poisson Dağılımın Çarpıklık Katsayısı

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma_3}$$

$$\propto_3 = \frac{\lambda}{\lambda\sqrt{\lambda}} = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$$

şeklindedir.

Poisson Dağılımın Basıklık Katsayısı

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma_4}$$

$$\alpha_4 = \frac{1}{\lambda}$$

şeklindedir.

2.3. Sürekli İhtimal Dağılımları

Aralık ile oran değerleri kullanılarak oluşturulan ve tesadüfi bir deney neticesinde rassal değişkenin aldığı değerlerin sürekli olduğu ve bu değerlerin bilinen herhangi bir aralıkta değer alması ihtimali ile ilgilenen dağılımlara sürekli ihtimal dağılımları denir (Erilli 2017: 232).

Matematiksel olarak da tesadüfi iki farklı değer arasında her zaman farklı bir değeri de alan değişkenlere sürekli değişken denir. Yani sürekli değişkenin tesadüfi iki değerinin arası sürekli değişebilir. Bu duruma insanların uzunlukları, ağırlıkları yaşları zekâ düzeyleri vb. gibi özellikleri örnek olabilir (Baykul 1999: 13).

a,b sabit birer değer iken X,$[a, b]$ aralığında sürekli rassal değişken iken X'in ihtimal yoğunluk fonksiyonu;

$$\mathrm{P(x)} = \begin{cases} \dfrac{1}{\mathrm{b-a}}, & \mathrm{a} \leq \mathrm{x} \leq \mathrm{b} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

şeklindedir (Ersoy, Erbaş 1996:173).

İstatistikte Sık Kullanılan Sürekli İhtimal Dağılımları;

1) Normal Dağılım

2) Lognormal Dağılım

3) Uniform Dağılım

4) Üstel Dağılım

5) Gamma Dağılışı

6) Weibull Dağılım

dır.

2.3.1. Normal Dağılım

Süreli ihtimal dağılımları arasında en yaygın kullanılan ve en önemli olan dağılım, dağılış şeklinin düzgün ve simetrik özellik göstermesinden dolayı normal dağılış olarak adlandırılırken, dağılışa 1809 yılında Gauss tarafından geliştirildiği için zaman zaman Gauss dağılışı da denmektedir (Yıldız, Bircan 2010: 145).

Sağlıkta, eğitimde, psikolojide, ekonomide ve daha birçok alanda yapılan çalışmalarda kullanılan değişkenler evrende normal dağılım özelliği gösterdiği için bu alanlarda normal dağılım önemli bir konuma sahiptir (Baykul 1999: 237). Örneğin, insan kanından ölçülen hemoglobin değerleri, kolesterol ve şeker değerleri, bir testin ölçme hatası, zekâ testi sonuçları fabrikada üretilen bir ürünün çapı, boyu gibi veriler normal dağılım özelliği gösterir (Yıldız, Bircan 2010: 145).

Normal dağılımın önemini gösteren başka bir sebep ise, üzerinde çalışılan örneklemde X rassal değişkenin dağılımı ne olursa olsun, bu örnekten alınacak belirli büyüklüğün üzerindeki ($n \geq 30$) örneklerin normal dağılıp dağılmadığına bakılmaksızın, normal dağılım özelliği gösterdiğinin kabul edilmesidir. Örneklem sayısı artıkça dağılış normale yakınlaşır (Baykul 1999: 237).

Normal dağılımın önemini gösteren son sebep ise, normal dağılış dışındaki dağılışlarında örneklem sayıları arttırıldığında normal dağılışa yaklaşmalarıdır. Yani binom dağılımın kullanıldığı örnekte, deney sayısını belirli bir oranda artırdığımızda, belirli bir büyüklüğe ($n \geq 30$) eriştiğinde dağılım, normal dağılıma yaklaşır. Bu durum olasılık hesaplama işlemlerinde bize kolaylık ve avantaj sağlamaktadır (Baykul 1999: 237).

Normal Dağılımın Özellikleri (Yıldız, Bircan 2010: 147);

1) Normal dağılım ortalamaya göre simetrik bir dağılım olup, normal dağılışta μ tam ortaya denk gelip, eğriyi iki eşit parçaya bölmektedir.

2) f(x) eğrisinin altında kalan ve x ekseninin üzerinde kalan alan 1'e eşittir.

3) Y ekseninin maksimum noktası $x = \mu$' a denk gelmektedir.

2.3.1.1. Normal Dağılımın Kullanım Alanları

İstatistikte en çok kullanılan ve çok geniş bir uygulama alanına sahip olan normal dağılım(laplace-Gauss dağılımı da denir) ilk olarak 1733 yılında De Moivre tarafından ortaya atılmıştır (Aytaç 2012:273).

Normal olasılık yoğunluk fonksiyonu gerek teoride, gerekse uygulamada en çok kullanılan matematiksel model durumundadır. Üniversiteye giriş puanlarını, zekâ testi sonuçlarını olgun yaştaki erkek ya da kadınların boy uzunluklarının ve ağırlıklarının, aynı cins ağaç gövdelerinin çaplarının normal bölündükleri tespit edilmiştir. Ayrıca ölçme hataları, bir fabrikada üretilen vidaların uzunlukları, belli bir sürede uçakların almış olduğu yol vb. durumlar için de normal dağılım kullanılır.

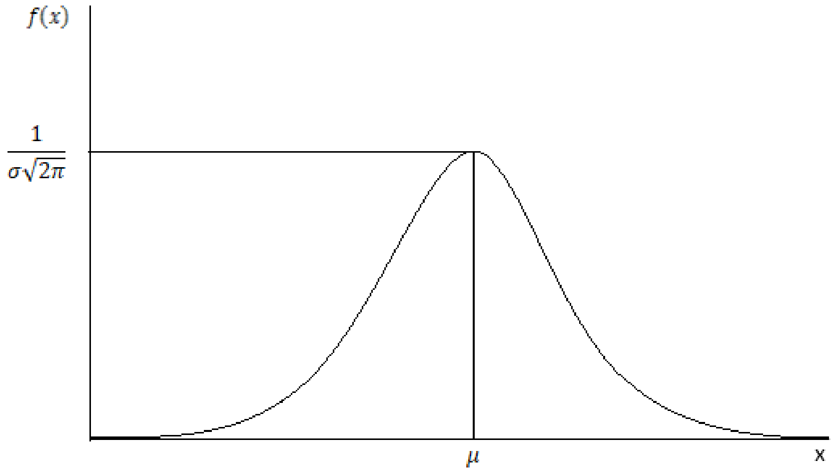
Verilen bu örnekler uygulamada birçok bölünmenin, özellikle insan, hayvan ve bitkilerin bazı vasıflarına ilişkin bölünmelerin, normal olasılık yoğunluk fonksiyonunu gerçekleştirdiği ispatlanmaktadır (Serper 2000:312-313;Aytaç 2012:274).

Normal Dağılımın İhtimal Fonksiyonu

X ∈ R olmak üzere, X tesadüfi değişkeninin ihtimal yoğunluk fonksiyonu;

$$F(x) = \left\{ \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, -\infty < x < \infty \right.$$

Şeklinde gösterilir, N (x; μ, σ^2) ile ifade edilir (Aytaç 2012: 274).



Şekil 2.2. Normal Dağılımının Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu

Normal Dağılımın Beklenen Değeri

$$E(x) = \mu \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz}_{1} = \mu$$

Şeklindedir (Karagöz 2002: 28-29).

Normal Dağılımın Varyansı

$$V(x) = \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}}\left(0 + \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz\right) = \sigma^2 \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz}_{1} = \sigma^2$$

şeklindedir.

Varyansın karekökü alınırsa, normal dağılımın standart sapması,

$$\sqrt{v(x)} = \sigma$$

elde edilir (Karagöz 2002: 30-31)

Normal Dağılımın Çarpıklık Katsayısı

$$\alpha_3 = \frac{0}{\sigma^3} = 0$$

şeklindedir; ki bu durum da normal dağılımın simetrik olduğunu gösterir (Karagöz 2002:33).

Normal Dağılımın Basıklık Katsayısı

$$\alpha_4 = \frac{3\alpha^4}{\alpha^4} = 3$$

şeklindedir.

Dağılımların basıklığı araştırılırken, normal bir eğriye göre yapılan karşılaştırmalarda, eğer bir eğrinin α_4'ü 3'den büyükse normale göre daha diktir.

Aksi halde basıktır (Karagöz 2002: 34).

2.3.2. Standart Normal Dağılım

Normal dağılımın ihtimal yoğunluk fonksiyonunu kullanarak ihtimal hesaplamalarını yapmak zor olacağından dolayı normal dağılımı ifade eden şans değişkenleri standart normal dağılıma dönüştürülerek, hesaplamaları daha kolay yapabilir hale getirmek mümkündür. Bu şekilde tek bir tablo kullanılarak ihtimaller kolaylıkla hesaplanabilmektedir (Erilli 2017:233).

Standart normal dağılış;

$z = \frac{x-\mu}{\sigma}$ şeklinde ifade edilir (Erilli 2017: 233).

Standart Normal Dağılımın Özellikleri (Erilli 2017:233).

1) Normal dağılış eğrisinin alt kısmında kalan bölge 1'e eşittir.

2) Eğri f(x) ekseni için simetriktir.

3) Dağılımda basıklık ve çarpıklık katsayıları 0'dır. Bu durumda dağılım ne çarpık ne basıktır.

4) Aritmetik ortalama, mod, medyan normal dağılımın tam ortasındadır.

5) z ekseni standart normal eğrinin yatay asimptotudur.

6) Standart normal dağılımda $\mu \pm \sigma$ alanı verilerin %68,27'sini oluştururken $\mu \pm 2\sigma$ alanı verilerin %95,45' ini, $\mu \pm 3\sigma$ alanı verilerin % 99,732' sini oluşturur.

Standart normal dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu olan,

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad , \quad -\infty < z < \infty$$

standart normal dağılım $Z \approx N(0,1)$ biçiminde gösterilir.

$$z = \frac{x-\mu}{\sigma}$$

değişkeninin ortalaması,

$$E(z) = E\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma}E(x-\mu) = \frac{1}{\sigma}(E(x)-\mu) = \frac{1}{\sigma}(\mu-\mu) = 0$$

ve varyansı,

$$V(z) = V\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma^2}V(x-\mu) = \frac{1}{\sigma^2}V(x) = \frac{1}{\sigma^2}\sigma^2 = 1$$

olarak bulunur.

$Z \approx N(0,1)$ olmak üzere $a \in R$, $b \in R$ ve $a < b$ olsun. X tesadüfi değişkeninin $a < X < b$ aralığına düşme olasılığı,

$$P(a < X < b) = \int_{a}^{b} \frac{1}{\sqrt{2\prod}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

İle hesaplanır. Bu olasılık; f(z) eğrisi, ox ekseni, x=a ve x=b doğruları arasında kalan alanın değerine eşittir. Geçen kısımlarda vurgulandığı gibi, Normal dağılım istatistikte önemli bir dağılımdır. Ancak, normal yoğunluk fonksiyonunun belirli integrali doğrudan alınamamaktadır. Uygulamada gerek duyulan olasılıkların kolaylıkla hesaplanabilmesi için, dağılımın $\mu = 0$, $\sigma = 1$ özel değerleri için belirli aralıklara karşılık gelen alanları bulmak için, normal eğri alanlar tablosu adı ile Ek 1'de verilen tablodan faydalanılır (Yüzer 1996:176). Bu tablo, z değerleri için, 0 dan +∞'a kadar hazırlanmıştır. Standart normal dağılım simetrik olduğundan, negatif z değerleri için de (0,+ ∞) aralığındaki z değerlerine karşılık gelen alanlar kullanılmaktadır (Karagöz 2002: 35-36)

2.3.3. Lognormal Dağılım

Lognormal dağılım ilk olarak 1879 yılında Galton ve McAlister tarafından uygulanmaya başladığı için Galton-McAlister dağılımı olarak da adlandırılan bir dağılımdır (Aytaç 2012: 300).

Lognormal dağılımda olasılık sebepleri, Merkezi limit teoreminde toplanabilirlik özellikten ziyade çarpılabilir özellik gösterdiği için gözlemlenen olayların dağılımının lognormal dağılıma yakınlaştığı söylenebilir (Aytaç 2012:300).

Lognormal dağılım en sade haliyle logaritma değerleri normal dağılım gösteren değişkenlerin bir dağılımı şeklinde tanımlanabilir (Saygı 2007: 27).

Bu açıdan normal dağılımla doğrudan ilişkisi olduğu söylenebilir, ancak simgelenen rastsal değişkenin yalnızca pozitif değerler alabilme varsayımı hakimdir. Yalnızca pozitif değerler alabilen rastsal değişkenlere ekonomik veriler, çeşitli donanımların tamir-bakım süreleri, finansal araştırmalardaki borsa indeks değerleri ve sağ kalım süreleri örnek olarak gösterilebilir (Aktürk Hayat ve ark. 2010: 1667).

2.3.3.1. Lognormal Dağılımın Kullanım Alanları

Bu dağılım, özellikle, iktisatta üretim verilerine sıkça uygulanır. Ayrıca Lognormal dağılımı fizik mühendisliği, biyoloji, astronomi, jeoloji, metalürji, sağlık, çevre, atmosferik bilimler, mikrobiyoloji, çevrebilim, gıda teknolojisi ve ekonomi gibi farklı alanlarda da yaygın olarak kullanılmaktadır (Aytaç 2012: 300).

Lognormal Dağılımının İhtimal Fonksiyonu

Z tesadüfî değişkeni lognormal bir dağılıma sahip ve Y= logZ de α ortalama, β^2 varyans ile normal dağılmış olduğu varsayarsak Z’nin olasılık yoğunluk fonksiyonu lognormal fonksiyonudur.

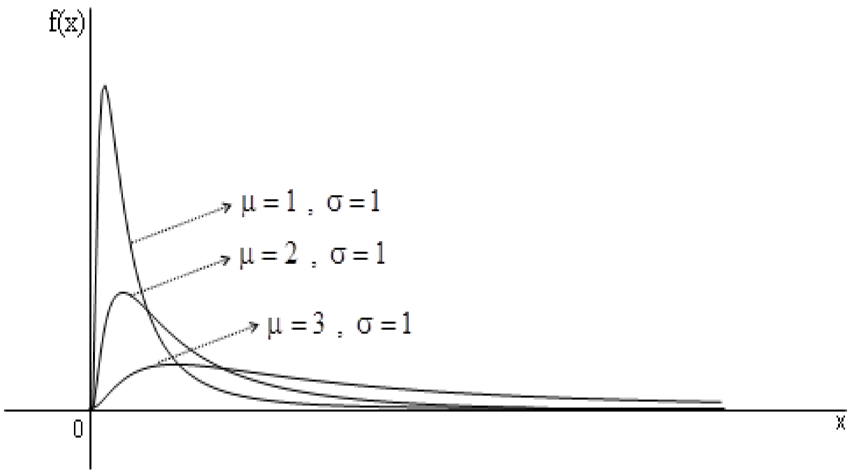
$$f(z) = f(\log Z).\left|\frac{d\log Z}{dz}\right|$$

Şeklinde gösterilir ve

$$f(x) = \begin{cases} \dfrac{1}{\sigma\sqrt{2\pi\, z^2\beta^2}} e^{\left[-\frac{1}{2\beta^2}(\log Z-\alpha)^2\right]}, & z \geq 0 \text{ için} \\ 0, & \text{diğer durumlar için} \end{cases}$$

Şeklinde yazılır (Aytaç 2012: 300).

Lognormal dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonunun eğrisi şekilde de gösterildiği gibi simetrik olmayıp sağa çarpıktır. Dağılımın grafiği x eksenine asimptottur (Ersoy, Erbaş 1996: 221-222).



Şekil 2.3. Lognormal Dağılımının Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu

Lognormal Dağılımın Beklenen Değeri:

$$\mu = E(x) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$$

ve

Lognormal Dağılımın Varyansı:

$$V(x) = \sigma^2 = e^{2\mu + \sigma^2}\left(e^{\sigma^2} - 1\right)$$

şeklindedir.

Lognormal Dağılımın Çarpıklık Katsayısı

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma_3}$$

$$\alpha_3 = \frac{e^{3\mu + \frac{3\sigma^2}{2}}\left(e^{3\sigma^2} - 3e^{\sigma^2} + 2\right)}{e^{3\mu + \frac{3}{2}\sigma^2}\left(e^{\sigma^2} - 1\right)^{3/2}} = \frac{e^{3\sigma^2} - 3e^{\sigma^2} + 2}{\left(e^{\sigma^2} - 1\right)^{3/2}}$$

Şeklinde hesaplanır (Karagöz 2002: 48-49).

Lognormal Dağılımın Basıklık Katsayısı

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma_4}$$

$$\alpha_4 = \frac{e^{4\mu+2\sigma^2}(e^{6\sigma^2} - 4e^{3\sigma^2} + 6e^{\sigma^2} - 3)}{e^{4\mu+2\sigma^2}(e^{\sigma^2} - 1)^2} = \frac{e^{6\sigma^2} - 4e^{3\sigma^2} + 6e^{\sigma^2} - 3}{(e^{\sigma^2} - 1)^2}$$

$$= e^{4\sigma^2} + 2e^{3\sigma^2} + 3e^{2\sigma^2} - 3$$

şeklinde hesaplanmaktadır (Karagöz 2002: 49-50).

2.3.4. Üstel (Exponential) Dağılım

Üstel dağılım sınırları belirli bir aralıkta olan tüm X rassal değişken değerlerinin mevcut olduğu sürekli ihtimal dağılımıdır. Dağılım negatif üssel dağılım olarak da adlandırılmaktadır. Üstel ihtimal dağılımında istenilen herhangi bir olayın ilk kez gerçekleşinceye kadar tekrar eden deneme aralığı genişliğinin ihtimali aranmaktadır. Bu dağılımda aralık değerinin artması ihtimal değerini azaltacaktır, bunun yanı sıra aralık değerinin azalması da ihtimal değerini artıracaktır.

Üstel dağılım iki hadisenin gerçekleşmesi arasında geçen sürenin dağılımını vermektedir. Genellikle bu olayların gerçekleşme sıklığı Poisson dağılım özelliği göstermektedir ve belli bir zaman dilimindeki olayların gerçekleşme ihtimali sabittir (Forbes ve ark. 2011; akt; Bardakçı 2017: 31).

Üstel ihtimal dağılımı genellikle servis için beklemenin var olduğu durumlarda kullanılırken, herhangi bir olayın gerçekleşmesi için ihtiyaç duyulan deneme süresinin ya da herhangi bir aralıktaki değerin ihtimalinin hesaplanmasının gerekli olduğu durumlarda da kullanılan bir dağılımdır (Akın 2002:182).

2.3.4.1. Üstel (Exponential) Dağılımın Kullanım Alanları

İstatistiğin son yıllarda üzerinde en çok çalışma yapılan alanlarından birisi de güvenilirlik teorisidir. Üstel dağılım, başka birçok alanda da kullanılmasına karşın, güvenilirlik teorisinde önemli bir yere sahiptir. Üstel dağılım, geometrik dağılım gibi unutkan bir dağılım olup bekleme süresi ile ilgili problemlerin çözümünde kolaylık sağlar. Bu nedenle bazı yazarlar, bu dağılıma yaşam süresi dağılımı da derler (Aytaç 2012:306)

Üstel(Exponential) Dağılımının İhtimal Fonksiyonu

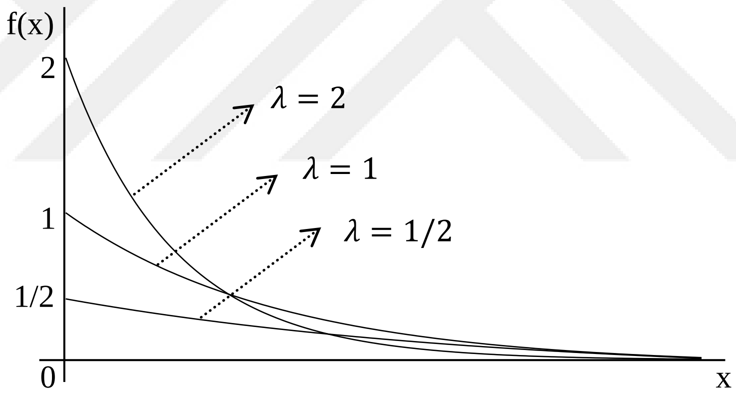
İstenilen olayın ilk kez gerçekleşmesine kadar geçen zaman aralığının ya da deneme sayısının ihtimali X değişkeni yardımıyla belirlenmek istendiğinde;

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & , \ x > 0 \ \text{ için} \\ 0 & , \ \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Şeklindeki üstel ihtimal fonksiyonu kullanılmaktadır.

Üstel dağılımın tek parametresi vardır oda 'α'dır (Akın 2002:183).

λ parametresinin farklı değerleri için üstel dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonunun grafiği şekildeki gibidir.



Şekil 2.4.Üstel Dağılımın Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu

Üstel Dağılımın Beklenen Değeri

$$\mu = E(x) = \frac{1}{\lambda} \ \text{ve} \ V(x) = \sigma^2 = \frac{1}{\lambda^2}$$

şeklindedir (Karagöz 2002: 61).

Üstel Dağılımın Varyansı

$$V(x) = E\left(x^2\right) - \left[E(x)\right]^2$$

şeklindedir (Karagöz 2002: 61-62-63).

Üstel Dağılımın Çarpıklık Katsayısı

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

için,

$$\alpha_3 = \frac{2/\lambda^3}{1/\lambda^3} = 2$$

olarak bulunur. Sonuca dikkat edilirse, çarpıklık katsayısının λ parametresinden bağımsız olduğu görülür (Kara 2000; 170).

Üstel Dağılımın Basıklık Katsayısı

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma_4}$$

için;

$$\alpha_4 = \frac{9/\lambda^4}{1/\lambda^4} = 9$$

şeklindedir (Karagöz 2002: 65-66).

2.3.5. Gamma Dağılım

Gamma ihtimal dağılımı belirli bir zaman aralığında ve belirli sayıda olayın gerçekleşmesi için gereken sürenin ihtimal değerinin belirlenmesi durumunda kullanılır (Akın 2002:179).

Gamma dağılımı farklı özel durumlarında Ki-kare dağılımını, Erlang dağılımını ve üstel dağılımı kapsayan bir dağılımdır. Dağılımın şekil parametresi α ve ölçüm parametresi β'dır. Şekil parametresi yalnızca tamsayı değerleriyle sınırlı değildir ve rasyonel değerler alabilmektedir. Gamma dağılımının grafiği orijinden başlar ve esnek bir şekle sahiptir (Forbes ve ark. 2011; akt; Bardakçı 2017: 39).

2.3.5.1. Gamma Dağılımı Kullanım Alanları

Gamma dağılımı yalnızca istatistik ve olasılık teorisinde değil, Beta dağılımı ile birlikte matematik teorisinin çok geniş bir alanında uygulanma olanağı bulmaktadır. Güvenirlilik uygulamalarında da önemli bir uygulama alanına sahiptir. Fizik problemlerinde, laplace ve lagrangetransformda çok kullanılmaktadır. Karar alma teorilerinde Bayesgil çıkarımlarda ve oyun teorisinde 0 ile 1 arasında tek düze rassal sayıların yaratılmasında yaygın olarak kullanılır (Aytaç 2012: 312).

Gamma Dağılımının İhtimal Fonksiyonu

Gamma ihtimal fonksiyonu;

$$f(x) = \begin{cases} \dfrac{1}{\beta^{\alpha}} \Gamma(\alpha) x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}}, & x > \text{için} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

şeklindedir.

Gamma Dağılımının Özellikleri (Akın 2002:181).

1) $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)\, \Gamma(\alpha - 1)$

2) $\Gamma(1) = 1$

3) $\Gamma(n) = (n - 1)!$

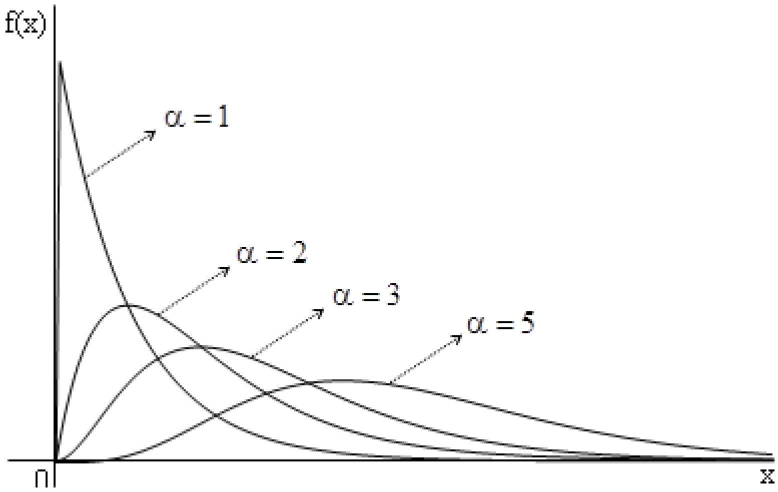
4) $\Gamma \frac{1}{2} = \sqrt{\pi}$

5) $\binom{n+\alpha-1}{n} = \frac{\Gamma(n+\alpha)}{\Gamma(n+1)\Gamma(\alpha)}$

6) $\frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(s)}{\Gamma(\alpha+s)} = \int_0^1 u^{\alpha-1} (1 - u)^{s-1}\, du$

Şeklindedir.

β=1 olduğu durumda α'nın çeşitli değerleri için gamma dağılımının olasılık yoğunluk grafiği şekil gibidir:



Şekil 2.5. Gamma Dağılımının Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu

Literatürde gamma dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu α yerine γ ve λ=1/β parametreleri kullanılarak,

$$f(x) = \frac{\lambda}{\Gamma(\gamma)}(\lambda x)^{\gamma-1}e^{-\lambda x} \qquad , \qquad x > 0; \gamma, \lambda > 0$$

şeklinde de ifade edilmektedir (Lee 1992; akt; Bardakçı 2017: 39).

Gamma Dağılımın Beklenen Değeri

$$\mu = E(x) = \alpha.\beta$$

Şeklindedir.

Gamma Dağılımın Varyansı

$$V(x) = \sigma^2 = \alpha\beta^2$$

şeklindedir.

Gamma dağılımının ortalama ve varyans değerleri γ ve λ parametreleri kullanıldığı durumda ise aşağıdaki şekilde ifade edilebilir (Forbes ve ark. 2011; akt; Bardakçı 2017: 44).

$$\mu = E(x) = \frac{\gamma}{\lambda} \quad \text{ve} \quad V(x) = \sigma^2 = \frac{\gamma}{\lambda^2}$$

Gamma Dağılımın Çarpıklık Katsayısı

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

için,

$$\alpha_3 = \frac{2\beta^3\alpha}{\beta^3\alpha\sqrt{\alpha}} = \frac{2}{\sqrt{\alpha}}$$

şeklindedir (Rahman 1983:123).

Gamma Dağılımın Basıklık Katsayısı

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma_4}$$

için;

$$\alpha_4 = \frac{3\beta^4\alpha^2 + 6\beta^4\alpha}{\alpha^2\beta^4} = \frac{3\beta^4\alpha(\alpha + 2)}{\alpha^2\beta^4} = \frac{3\alpha + 6}{\alpha} = \frac{3\alpha + 6}{\alpha} = 3 + \frac{6}{\alpha}$$

Şeklinde hesaplanır (Hasting-Peacock 1975; akt; Karagöz 2002: 82-83).

2.3.6. Weibull Dağılım

Weibull dağılımı 1939 yılında İsveçli fizikçi Waloddi Weibull tarafından öne sürülmüştür. Weibull dağılımdan bekleme modelleri, yaşam tabloları, salgın hastalıkların devam süreci, öğrenmek için harcanan zaman, yolculukta geçen süre gibi pozitif rassal değişkenlerin meydana geldiği olaylarda faydalanılmaktadır. Bunun yanı sıra radyoaktif yoğunluğu, metre kareye düşen yağmur miktarını ve endüstri kazalarının maliyetlerini açıklayan rassal değişkenlerin değerleri de pozitiftir. Üssel ve gamma dağılışları bu tür rassal değişkenlerin dağılımlarını kapsıyorsa da bazı zamanlarda bu iki dağılış belirlenen rassal değişkeni tam anlamıyla açıklayamamaktadır. Bu gibi durumlarda yaygın olarak Weibull dağılımı tercih edilmektedir (Akın 2002:189).

2.3.6.1. Weibull Dağılımı Kullanım Alanları

Uygulamada, pozitif rassal değişkenlerin ortaya çıktığı çok önemli örnekler vardır. Örneğin, bekleme modelleri, yaşam tabloları, salgın hastalıkların sürme müddeti, öğrenme üzerinde harcanan zaman ve yolculuk süreleri bu tip pozitif rassal değişkenlerdir. Aynı zamanda, radyoaktif yoğunluğu, metre kareye düşen yağmur miktarı ve endüstri kazalarının maliyetlerini tanımlayan rassal değişkenler de pozitiftir. Her ne kadar, üstel ve gamma dağılımları bu tip rassal değişkenlerin sıklık dağılımlarını içerebiliyorsa da, bazı durumlarda iki dağılım tanımlanan rassal değişkeni tam olarak açıklayamaz. İşte bu gibi durumlarda weibull dağılımı kullanılabilir (Aytaç 2012: 320).

Üstel dağılımın sadeleştirilmiş hali olan Weibull dağılımı meteorolojik hava tahmin modellemesinde ve radar teknolojisinde rüzgâr hızının dağılımını modellemede sıklıkla kullanılmaktadır. Bunların yanı sıra endüstriyel mühendislikte güvenirlik çalışmalarında ve yaşam süresi analizlerinde de genellikle tercih edilmektedir (Aktürk Hayat ve ark. 2010: 1667).

Weibull Dağılımının İhtimal Fonksiyonu

Weibull ihtimal fonksiyonun üç adet parametresi vardır. Bunlar α,β ve a dır.

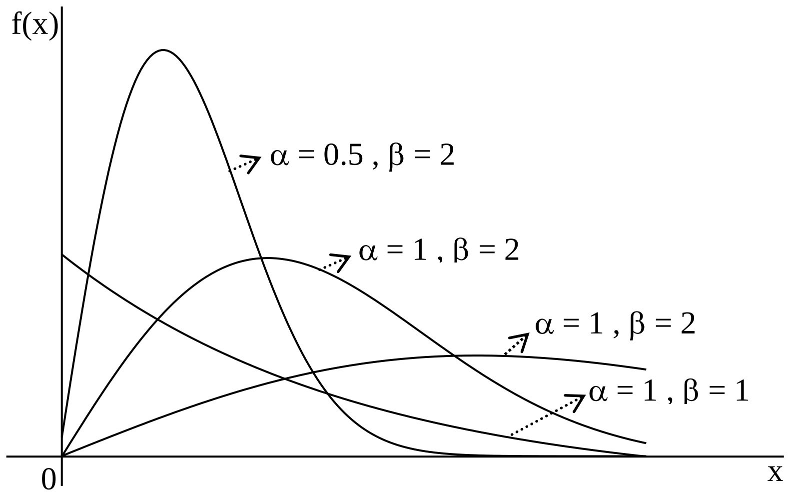
X rassal değişkeni Weibull dağılım özelliği gösteriyor ise dağılım fonksiyonu;

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\beta}{\alpha}\left(\frac{x-a}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{x-a}{\alpha}\right)^{\beta}}, & x \geq a \text{ için} \\ 0, & x < a \text{ için} \end{cases}$$

$$f(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{\alpha}\right)^{\beta}}, & x \geq a \text{ için} \\ 0, & x < a \text{ için} \end{cases}$$

Şeklindedir (Akın 2002:189).

Aşağıdaki şekilde Weibull dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonunun, $\beta = 2$ olmak üzere $\alpha = 0{,}5$, $\alpha = 1$ ve $\alpha = 2$ değerleri için grafiği verilmiştir. Ayrıca Weibull dağılımı ile üstel dağılım arasındaki ilişkiyi göstermek için $\beta = 1, \alpha = 1$ değerlerinin eğrisi de grafikte belirtilmiştir (Bardakçı 2017: 35).



Şekil 2.6. Weibull Dağılımının Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu

Weibull Dağılımının Beklenen Değeri

$$\mu = E(x) = \alpha.\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)$$

şeklindedir.

Weibull Dağılımının Varyansı

$$V(x) = \sigma^2 = \alpha^2\left\{\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right)-\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\right]^2\right\}$$

şeklindedir.

Weibull Dağılımın Çarpıklık Katsayısı

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

için,

$$= \alpha^3\left\{\Gamma\left(1+\frac{3}{\beta}\right)-3\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right)+2\left(\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\right)^3\right\}$$

şeklindedir (Lewis 1989; akt; Karagöz 2002: 116-117-118).

Weibull Dağılımın Basıklık Katsayısı

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$$

İçin,

$$\alpha_4 = \frac{\alpha^4\left\{\Gamma\left(1+\frac{4}{\beta}\right) - 4\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\Gamma\left(1+\frac{3}{\beta}\right) + 6\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\right]^2\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right) - 3\left(\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\right)^4\right\}}{\alpha^4\left\{\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right) - \left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\right]^2\right\}^2}$$

$$\frac{\Gamma\left(1+\frac{4}{\beta}\right) - 4\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\Gamma\left(1+\frac{3}{\beta}\right) + 6\Gamma^2\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right) - 3\Gamma^4\left(1+\frac{1}{\beta}\right)}{\left[\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right) - \Gamma^2\left(1+\frac{1}{\beta}\right)\right]^2}$$

şeklindedir (Lewis 1989; akt; Karagöz 2002: 118-119-120).

2.3.7. Uniform (Düzgün) Dağılım

X sürekli tesadüfi değişkeninin, önceden belirli bir aralık içindeki değerleri alması olasılığı birbirine eşitse bu durumda X tesadüfi değişkeni için bir düzgün dağılım söz konusudur(Hasgür 2000: 166).

2.3.7.1. Uniform (Düzgün) Dağılımın Kullanım Alanları

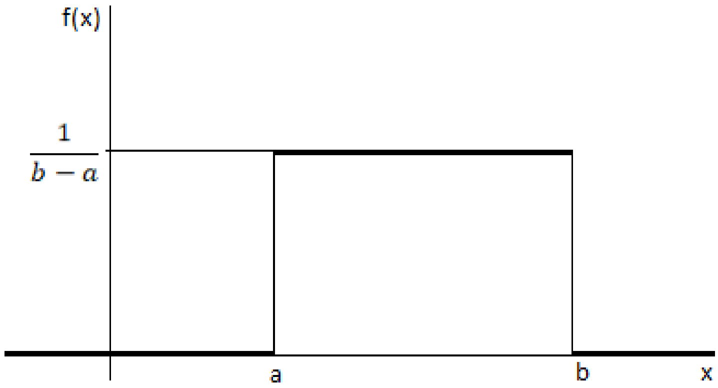
Uniform dağılım genellikle hataların yuvarlaştırılmasında ve benzetim uygulamalarında kullanılır. En yaygın kullanım yeri ise Monte Carlo benzetim teknikleridir (Aytaç 2012: 303).

Uniform (Düzgün) Dağılımının İhtimal Fonksiyonu

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \text{ için} \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Şeklindedir.

X tesadüfi değişkenine düzgün dağılmış tesadüfi değişken denildiğinde, f(x)' de sürekli düzgün dağılım olarak adlandırılarak X~D$[a, b]$ şeklinde gösterilmektedir (Aytaç 2012: 303).



Şekil 2.7. Düzgün Dağılımın Olasılık Yoğunluk Fonksiyonu

Düzgün Dağılımın Beklenen Değeri

$$\mu = E(x) = \int_a^b x\frac{1}{b-a}dx = \frac{x^2}{2(b-a)} = \frac{b^2-a^2}{2(b-a)} = \frac{(b-a)(b+a)}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

şeklindedir (Karagöz 2002: 52).

Düzgün Dağılımın Varyansı

$$V(x) = \sigma^2 = E(x^2) - [E(x)]^2 = \frac{b^2+ba+a^2}{3} - \left(\frac{a+b}{2}\right)^2 = \frac{1}{12}(b-a)^2$$

şeklindedir (Karagöz 2002: 53).

Düzgün Dağılımın Çarpıklık Katsayısı

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

için

$$\alpha_3 = \frac{0}{\left(\frac{1}{12}(b-a)^2\right)^{3/2}}$$

Olur ki bu da çarpıklığın olmaması demektir (Karagöz 2002: 54-55).

Düzgün Dağılımın Basıklık katsayısı

$$\alpha = \frac{\mu_4}{\sigma_4}$$

için,

$$\alpha_{4=}\frac{\frac{b^4-4b^3a+6b^2a^2-4ba^3+a^4}{80}}{\frac{(b-a)^4}{144}} = \frac{9}{5}$$

Şeklindedir (Karagöz 2002: 55-56).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3.1. Uygunluk Testleri

Gözlenen frekansların belirli bir hipoteze uygun olup olmadığını belirlemek ve herhangi bir dağılıma bu gözlenen frekansların uygunluk gösterip göstermediğini belirlemek amacıyla ki-kare testi uygulamaları yapılmaktadır (Kartal 2006:107).

3.2. Ki-Kare (χ^2) Testi

Birçok çalışmada farklı gruplarda yer alan deneklerin, nesnelerin ya da sorulara verilen cevapların sayıları ile ilgilenir. Örneğin bir grup insanın belirli bir anketin sorularına verdikleri cevaplara göre sınıflandırılabilirler. Aynı şekilde araştırmacı belirli bir özellikteki cevapların diğer cevaplara oranla daha fazla ortaya çıkıp çıkmayacağını tespit etmek isteyebilir. Bu ve benzeri durumlar için ve sayımla elde ettiğimiz, kalitatif özelliklere sahip araştırmalar yaparken genellikle ki-kare dağılımı yaygın olarak kullanılır (Kartal 2006:107).

Ki-kare dağılımı parametrik olmayan testler arasında sıklıkla kullanılan bir dağılım türüdür. Bu testin temelleri 1990 yılında Karl Pearson tarafından geliştirilen bir tekniğe dayanmaktadır (Karagöz 2016: 665)

Ki-kare dağılımının tesadüfi bir değişken olmasının yanı sıra hem de bir test istatistiğidir. Ki-kare dağılımı varyansın belirlenmesinde, gözlenen ve belirlenen bir hipotez ya da teorik dağılım için beklenen frekanslar arasında farkın olup olmadığını, fark var ise bu farkın önemli olup olmadığını ve iki farklı değişkenin birbiri ile ilişkili olup olmadığını tespit etmek için kullanılan bir test türüdür (Baykul 1999:374).

Ki-Kare testinin temelinde gözlenen frekanslar ile beklenen frekanslar arasında fark olup olmadığı vardır. Bu sebep ile ilk olarak belirlenen bir hipotez için teorik frekanslar belirlenmelidir. Eğer sıfır hipotezimiz doğru ise gözlenen ve beklenen frekansların aynı ya da aynısı sayılabilecek derecede birbirine yakın olması beklenir (Serper 2014: 461).

Ki-Kare testi, gözlemlenen frekanslar ile beklenen frekanslar arasında oluşan farklılığın istatistiksel açıdan anlamlı olup olmadığı esasına dayanmaktadır. Ki-Kare dağılımı, sıklıkla iki bağımsız niteliksel kriteri test etmek amacıyla kullanılmaktadır. Sıfır hipotezi, iki kriterin bağımsız olduğu, alternatif hipotez, ise iki kriterin arasında ilişki olduğunu ifade eder. Ki-Kare testi (Bulut, Güngör 2008: 85);

- İki veya daha fazla grup arasında fark olup olmadığının testinde

- İki değişken arasında bağ olup olmadığının testinde

- Gruplar arası homojenlik testinde

- Örneklemden elde edilen dağılımın istenen bir teorik dağılıma uyup uymadığının testinde

- Varyans için Ki-Kare testinde

- Varyansla ilgili aralık tahmininde

- Kontenjan katsayısının hesabında kullanılmaktadır.

Ki-kare istatistiği, verilen bir olayda elde edilen frekansların, beklenen frekanslardan önemli derecede farklı olup olmadığını belirlemekte kullanılır.

Ki-kare testinin uygulanmasında aşağıdaki koşulların sağlanması gerekmektedir (Akdeniz 2002: 417-418);

- Her bir gözlem veya frekans diğer gözlemlerin tamamından bağımsız olmalıdır.
- Gözlenen ve beklenen frekanslar arasındaki farkın normal dağılması amacıyla örneklem hacmi ‘n’ yeterince büyük olmalıdır. Uygulamada $n \geq 50$ olmasının yeterli olacağı söylenebilir.
- Her bir hücrede beklenen değer en az 5 olmalıdır. Beklenen frekansların 5’in altına düşmesi durumunda ilgili hücrenin bir önceki ya da sonraki hücreyle birleştirilerek en az 5 değeri elde edildikten sonra ki-kare değerinin hesaplanması uygun olacaktır.

Ki-kare testinin kullanıldığı başlıca durumlar şöyle sıralanabilir

1) Bağımsızlık Testi

2) Uygunluk Testi

3) Homojenlik Testi

3.2.1. Ki-Kare Bağımsızlık Testi

Farklı kategorilere ayrılmış iki olay arasındaki ilişkinin analizi bağımsızlık testiyle yapılır. Bu olaylara ait gözlenen frekansları gösteren iki yönlü tablolara kontenjans tablosu denmektedir. r tane satır ve k tane sütundan oluşan r x k tipindeki örnek bir kontenjans tablosu aşağıdaki gibidir (Kartal 2006: 121).

Olaylar		A Olayı	Toplam
		A_1 A_2 … A_k	
B Olayı	B_1	O_{11} O_{12} … O_{1k}	N_1
	B_2	$O_{21}O_{22}$ … O_{2k}	N_2
	.	. . .	.
	.	. . .	.
	.	. . .	.
	B_r	O_{r1} O_{r2} …O_{rk}	N_r
Toplam		n_1 n_2 …n_k	N

(Kaynak: Kartal 2006: 121)

Bağımsızlık testinin aşamaları ve uygulaması aşağıdaki gibidir (Kartal 2006: 122):

1.Safha: Hipotezler

$H_0: O_{ij} = e_{ij}$ (İki olay bağımsızdır.)

$H_1: O_{ij} \neq e_{ij}$ (İki olay bağımlıdır.)

2. Safha: Test İstatistiği

Gözlenen frekanslar O_{ij} ile beklenen frekanslar ise e_{ij} ile gösterilmek üzere test istatistiği,

$$\chi^2 = \sum\sum \frac{(O_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

eşitliğiyle bulunur. Burada e_{ij} beklenen frekans değerleri,

$$e_{ij} = \frac{N_i . n_j}{N}$$

şeklinde hesaplanır.

3. Safha: Karar Modeli

r x k tipindeki bir kontenjans tablosu için serbestlik derecesi (r-1).(k-1) olarak alınır. Buna göre hesaplanan ki-kare test istatistiği (χ^2), kritik değerden ($\chi^2_{\alpha;(r-1).(k-1)}$) küçük olursa H_0 hipotezi kabul edilerek iki olayın birbirinden bağımsız olduğuna karar verilir. Tersi olursa iki olayın birbirini etkilediğine α önem seviyesinde karar verilir.

Örnek: Bir ildeki okuma alışkanlığının eğitim düzeylerine göre dağılımı aşağıdaki 545 kişilik şans örneğinde belirtilmiştir.

Eğitim Düzeyi	Çok	Orta	Az	Toplam
İlk Okul	6	8	10	24
Orta Okul	14	26	32	72
Lise	56	78	92	226
Üniversite	106	87	30	223
Toplam	**182**	**199**	**164**	**545**

Okuma alışkanlığının eğitim düzeyinden etkilenip etkilenmediğini %1 önem seviyesinde test ediniz.

1.Safha: Hipotezler

H_0 = Okuma alışkanlığı eğitim düzeyinden bağımsızdır.

H_1 = Eğitim düzeyine göre okuma alışkanlığı değişmektedir.

2.Safha: Test İstatistiği

$$\chi^2 = \sum\sum\frac{(O_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

Beklenen frekanslar (e_{ij})

$$e_{ij} = \frac{N_i . n_j}{N}$$

$$e_{11} = \frac{24 - 182}{545} \cong 8$$

$$e_{21} = \frac{72x182}{545} \cong 24$$

$$e_{31} = \frac{226 - 182}{545} \cong 75$$

$$e_{41} = \frac{223 - 182}{545} \cong 74$$

$$e_{13} = \frac{24x164}{545} \cong 7$$

$$e_{23} = \frac{72x164}{545} \cong 22$$

$$e_{33} = \frac{226 - 164}{545} \cong 68$$

$$e_{43} = \frac{223 - 164}{545} \cong 67$$

$$e_{12} = \frac{24x199}{545} \cong 9$$

$$e_{22} = \frac{72x199}{545} \cong 26$$

$$e_{23} = \frac{226 - 199}{545} \cong 82$$

$$e_{24} = \frac{223 - 199}{545} \cong 81$$

Eğitim düzeyi	Çok	Orta	Az	Toplam
İlk okul	8	9	7	24
Orta okul	24	26	22	72
Lise	75	82	68	225
Üniversite	74	81	67	222
Toplam	**181**	**198**	**164**	**543**

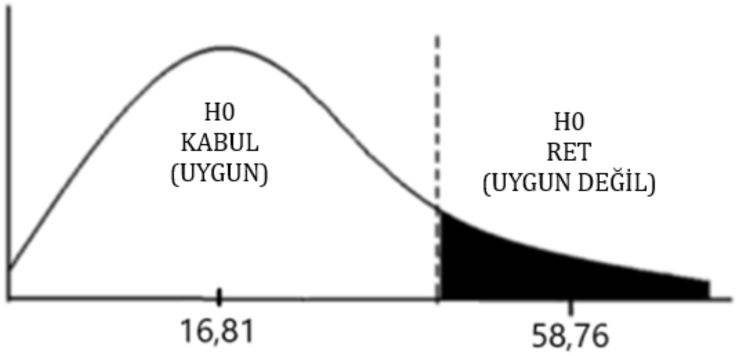
o_i	e_i	$o_i - e_i$	$(o_i - e_i)^2/e_i$
6	8	-2	0,5
14	24	-10	4,16
56	75	-19	4,81
106	74	32	13,83
8	9	-1	0,11
26	26	0	0
78	82	-4	0,19
87	81	6	0,44
10	7	3	1,28
32	22	10	4,54
92	68	24	8,47
30	67	-37	20,43
			χ^2 = 58,76

3.Safha: Karar Modeli ve Karar:

$\chi^2 = \alpha, \mathrm{sd}$

$\mathrm{sd} = (\mathrm{r} - 1)(\mathrm{k} - 1) = (4 - 1)(3 - 1) = 3.6 = 6$

$\chi^2 = 0{,}01\ ;\ 6 = 16{,}81$



H_0 reddedilerek, eğitim düzeylerinin okuma alışkanlığını etkilemediğine 0,01 önem seviyesinde karar verilmiştir.

3.2.2. Ki-Kare Uygunluk Testi

Gözlemlenen frekansların belirlenen herhangi bir hipotez için uygun olup olmadığını belirlemek amacıyla ve herhangi bir teorik dağılıma belirlenen gözlenen frekansların uyum gösterip göstermediğini belirlemek için ki-kare uygunluk testi yapılmaktadır (Kartal 2006:107).

Ki-kare uygunluk testinin iki farklı kullanımı bulunmaktadır bunlar (Kartal 2006:107);

- Belirli Bir Hipoteze Uygunluk Testi

- İhtimal Dağılımlarına Uygunluk Testidir.

3.2.2.1. Belirli Bir Hipoteze Uygunluk Testi

Belirli bir hipoteze uygunluk testi ile gözlemlenen frekansların (o_i), beklenen frekanslara (e_i) uygun olup olmadığı belirlenir (Kartal 2006:107).

Kategoriler	Gözlenen Frekanslar	Beklenen Frekanslar
1	O_1	e_1
2	O_2	e2
3	O_3	e3
. . .	. . .	. . .
r	O_r	e_r
	$\sum o_i$	$\sum e_i$

Örneklem büyüklüğü N $=\Sigma\ o_i = \Sigma\ e_i$ ve N birimlik veri, r kategoriden oluşmaktadır. Bu verilere göre ki-kare uyguluk testi safhaları (Kartal 2006:108);

1.Safha: Hipotezler

$H_0 : o_i = e_i$, i = 1,2..,r

$(o_1 = e_1, o_2 = e_r, \ldots, o_r = e_r)$

Gözlenen frekanslar, beklenen frekanslara uygundur (aralarında fark yoktur), görülen farklılık önemsizdir.

$H_1: o_i \neq e_i$

Gözlenen frekanslar beklenen frekanslara uygun değildir (aralarında fark vardır). Farklılık önemlidir.

2. Safha: Test İstatistiği

$\chi^2 = \sum_{i=1}^{r} \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$ formülü ile hesaplanır. Formüldeki o_i'lere $_i$'lere yaklaştığı durumlarda χ^2 istatistiği sıfıra yaklaşacaktır. $\chi^2 = 0$ olduğunda, gözlemlenen frekanslar ve beklenen frekanslar birbirleriyle tam uyumlu olacaktır. χ^2 değeri arttıkça, gözlenen ve beklenen frekanslar arasındaki farklılıkta artacaktır.

3. Safha: Karar Modeli

Ki-kare uygunluk testleri, sağ kuyruklu testlerdir. Çünkü $o_i - e_i$ farklarının kareleri pozitif yönde sonsuza doğru büyüyeceğinden ret bölgesi daima dağılımın sağ tarafında kalmaktadır. Dolayısıyla Ki-Kare değeri 0 ile + ∞ arasında değişmektedir.

Kritik değer (K.D), α önem seviyesini ve s.d = r-1' de serbestlik derecesini göstermektedir. Kritik değer, kritik değerler tablosundan elde edilir.

KD = $\chi^2\alpha$; r -1 şeklinde gösterilir.

4. Safha: Karar

2. safhada hesaplanan χ^2 değeri ile kritik $\chi^2\alpha$; r -1 değeri karar modeline göre kıyaslanarak karar verilir. Yani;

$\chi^2 < \chi^2\alpha$; r-1 ise H_o hipotezi kabul edilir (H_1 hipotezi ret),

$\chi^2 > \chi^2\alpha$; r-1 ise H_o hipotezi reddedilir (H_1 hipotezi kabul)

şeklindedir.

Örnek: Bir lisedeki öğretmenlerin ders saatlerinin haftanın günlerine eşit dağılıp dağılmadığını araştırmak amacıyla bu lisede çalışan öğretmenler arasından 30 kişilik bir şans örneği alınıyor ve bunların ders saatlerinin günlere göre dağılımlarının aşağıdaki gibi olduğu tespit ediliyor.

Pazartesi	5
Salı	8
Çarşamba	7
Perşembe	7
Cuma	3
TOPLAM	**30**

Buna göre %5 önem seviyesinde test yapılırsa;

1.Safha: Hipotezler

H_0 = Öğretmenlerin ders saatleri haftanın günlerine eşit dağılmıştır.

H_1 = Ders saatleri haftanın günlerine eşit dağılmamıştır.

2.Safha: Test istatistiği

$$e_i = \frac{1}{5} = 0{,}20x30 = 6$$

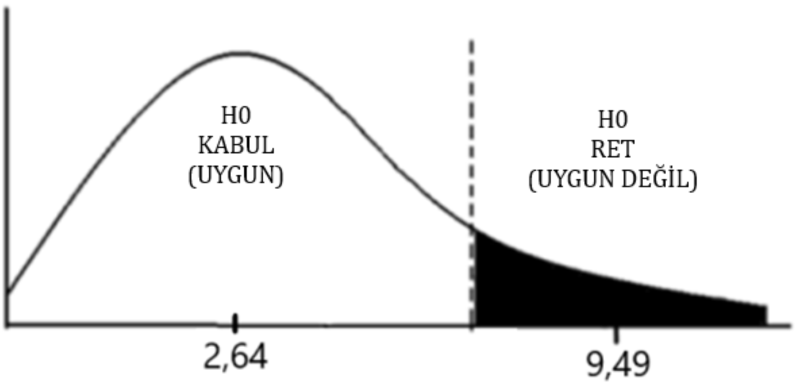
$$x^2 = \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$$

$\mathbf{o_i}$	$\mathbf{e_i}$	$(\mathbf{o_i - e_i})$	$(\mathbf{o_i - e_i})^2$	$(\mathbf{o_i - e_i})^2/\mathbf{e_i}$
5	6	-1	1	0,16
8	6	2	4	0,66
7	6	1	1	0,16
7	6	1	1	0,16
3	6	3	9	1,5
30	**30**			$\mathbf{x^2 = 2{,}64}$

3.safha: Karar Modeli

$\mathbf{sd} = r - 1 = 5 - 1 = 4 \quad \alpha = 0{,}05$

$\mathbf{kd} = 0{,}05; 4 = 9{,}49$



4.safha: Karar

$\chi^2 < \chi^2\alpha$; r-1 ise H_o hipotezi kabul edilir (H_1 hipotezi ret), %5 önem seviyesinde öğretmenlerin ders saatleri haftanın günlerine eşit dağılmıştır.

3.2.2.2. İhtimal Dağılımlarına Uygunluk Testi

İhtimal dağılımlarına uygunluk testi bir gruptaki gözlemlenen frekansların belirli özelliklere sahip ihtimal dağılım fonksiyonları ile temsil edilip edilemeyeceklerini belirlemek için yapılmaktadır. Uygulamada genellikle Binom, Poisson ve Normal dağılım fonksiyonlarına uygunluk testi yapılmaktadır (Kartal 2006:113).

İhtimal dağılımına uygunluk testinde beklenen frekanslar ilgili ihtimal fonksiyonu yardımıyla bulunur sonra $\chi^2 = \sum \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i}$ eşitliği yardımı ile test istatistiği hesaplanır. Önceki uygunluk testinden farklı olarak serbestlik derecesi, s.d= r-1-m ifadesi ile belirlenir. Eşitlikte belirtilen m tahmin edilen parametre sayısını ifade etmektedir. Binom ve Poisson dağılımları için m = 1 normal dağılımda ise m = 2 dir (Kartal 2006:113).

Örneğin; Turistik bir şehre günde ortalama 3 yabancı turist gelmektedir. Birbirini takip eden 30 gün boyunca şehre gelen yabancı turist sayısı gözlemlenerek aşağıdaki dağılım elde edilmiştir. Bu dağılımın poisson dağılımına uygun olup olmadığını %5 önem seviyesinde test edecek olursak (Kartal 2006:116-117-118).

Turist Sayısı	0	1	2	3+	Toplam
Gün Sayısı	5	8	11	6	30

1.safha: Hipotezler

H_0 = Turist sayısına göre günlerin dağılımı poisson dağılımına uygundur.

H_1 = Dağılım poisson dağılıma uygun değildir.

2.safha: Test İstatistiği

$P(x) = e^{-\lambda}.\frac{\lambda^x}{x!}$

dağılımın ortalaması için $\lambda = 3$

$$P(x = 0) = e^{-3}.\frac{3^0}{0!} = 0{,}049$$

$$P(x = 1) = e^{-3}.\frac{3^1}{1!} = 0{,}14$$

$$P(x = 2) = e^{-3}.\frac{3^2}{2!} = 0{,}224$$

$$P(x \geq 3) = 1 - [P(x = 0) + P(x = 1) + P(x = 2)] = 0{,}587$$

$\mathbf{e_1}$:$30x0{,}049 = 1{,}47$

$\mathbf{e_2}$:$30x0{,}14 = 4{,}2$

$\mathbf{e_3}$**:** $30x0{,}224 = 6{,}72$

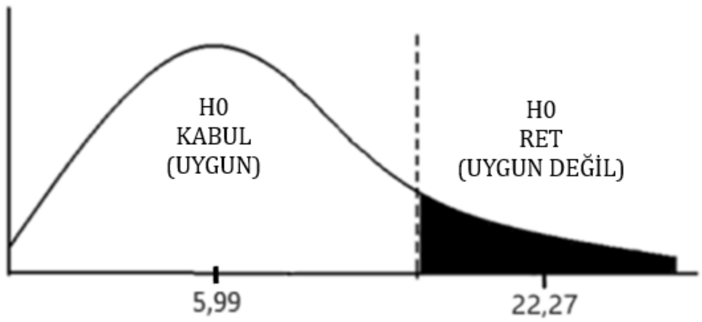
$\mathbf{e_4}$**:**$30x0{,}587 = 17{,}61$

o_i	e_i	$(o_i - e_i)$	$(o_i - e_i)^2$	$(o_i - e_i)^2/e_i$
5	1,47	3,53	12,46	8,47
8	4,2	3,8	14,44	3,43
11	6,72	4,28	18,31	2,72
6	17,61	-11,61	134,79	7,65
30	30			$\chi^2 = 22{,}27$

3.safha: Karar Modeli ve Karar:

$sd = r - 1 - m \ = \ 4 - 1 - 1 = 2$

$KD = \ \alpha = 0{,}05 \quad \chi^2_{\ 0{,}05\,;\,2} \ = 5{,}99$



H_0 hipotezi reddedilerek söz konusu dağılımın poisson dağılıma uygun olmadığına %5 önem seviyesinde karar verilir.

3.3. Kolmogorov-Smirnov Testi

Bu test, χ^2 uygunluk testine bir alternatifir. χ^2 testinin uygulanabilmesi için, her bir beklenen frekansın en az 5' e eşit olması gerekir. Bunun sağlanabilmesi için ya örnekler büyük hacimli olarak alınacak(ki bu masraflı bir iştir) veya sınıflar birleştirilmek suretiyle beklenen frekans 5 veya daha büyük yapılacaktır. Bu durumda ise bilgi kaybı söz konusudur. Halbuki, Kolmogorov-Smirnov testi beklenen frekans için bir alt limit şartı koymaz.

Testin safhaları şu şekildedir (Kartal 2006:207-208);

1. Safha: Hipotezler

H_0: Gözlenen frekanslar beklenen (veya teorik) frekanslara uygundur.

H_1: Gözlenen ve beklenen frekanslar arasında önemli farklılık vardır.

2.Safha: Test İstatistiği

Test istatistiği D ile gösterilir. D, gözlenen ve beklenen değerlerin kümülatif nispi frekansları arasındaki mutlak farkın en büyüğüdür.

$D = \max \left| F_0 - F_e \right|$ şeklinde gösterilir.

F_0 = Gözlenen kümülatif nispi frekans

F_e = Beklenen kümülatif nispi değer

3.Safha: Karar Modeli

Bu D değeri, Kolmogorov-Smirnov kritik değerler tablosundan elde edilecek olan kritik değerle mukayese edilerek karar verilir.

H_0	H_0
KABUL	RED

KD

D > K.D ise H_0 reddedilir.

4. Safha: Karar

D > K.D ise, sıfır hipotezi reddedilerek, gözlenen frekansların beklenen frekanslara uygun olmadığına α önem seviyesinde karar verilir.

D < K.D ise, sıfır hipotezi kabul edilerek gözlenen frekansların beklenen frekanslara uygun olduğuna α önem seviyesinde karar verilir.

Örneğin; Turistik bir şehre günde ortalama 3 yabancı turist gelmektedir. Birbirini takip eden 30 gün boyunca şehre gelen yabancı turist sayısı gözlemlenerek aşağıdaki dağılım elde edilmiştir. Bu dağılımın poisson dağılımına uygun olup olmadığını %5 önem seviyesinde test edecek olursak (Kartal 2006:116-117-118).

Turist Sayısı	0	1	2	3+	**Toplam**
Gün Sayısı	5	8	11	6	**30**

1.safha: Hipotezler

H_0= Turist sayısına göre günlerin dağılımı poisson dağılımına uygundur.

H_1=Dağılım poisson dağılıma uygun değildir.

2.safha: Test İstatistiği

$$P(x) = e^{-\lambda}.\frac{\lambda^x}{x!}$$

dağılımın ortalaması için $\lambda = 3$

$$P(x = 0) = e^{-3}.\frac{3^0}{0!} = 0{,}049$$

$$P(x = 1) = e^{-3}.\frac{3^1}{1!} = 0{,}14$$

$$P(x = 2) = e^{-3}.\frac{3^2}{2!} = 0{,}224$$

$$P(x \geq 3) = 1 - [P(x = 0) + P(x = 1) + P(x = 2)] = 0{,}587$$

X	**O_i**	**Nispi O_i**	**F_o**	**F_e**	**$D = Max\|Fo - Fe\|$**
0	5	0,1666	0,1666	0,049	0,1176
1	8	0,2666	0,4332	0,14	0,2932
2	11	0,3666	0,7998	0,224	**0,5758**
3	6	0,2	0,9998	0,587	0,4128
Toplam	**30**				

3.safha: Karar Modeli

Kolmogorov-Smirnov tablosundan $\alpha = 0{,}05$ ve $n = 30$ için kritik değer KD = 0,24

Uygun (H_0 Kabul)	KD	Uygun Değil (H_0 Ret)
0,5758	0,24	0,5758

D= 0,5758 > KD = 0,24 olduğundan Ho reddedilerek dağılımın poisson dağılımına uygun olmadığına % 5 önem seviyesinde karar verilir.

3.4.Anderson-Darling Testi

Anderson-Darling testi, 1952 yılında Anderson ve Darling'in Kolmogorov-Smirnov testinden faydalanarak uyarlayıp ilk olarak kullandıkları başka bir test istatistiğidir(Yıldırım 2013:8). Bir veri kümesinin belirli bir olasılık dağılımından, örneğin normal dağılımdan gelip gelmediğine karar vermek için kullanılan istatistiksel bir testtir. Bir veri setinin farklı dağılımlara ne kadar iyi uyduğunu karşılaştırmak için Anderson-Darling istatistiklerini kullanabiliriz. Anderson-Darling testi ilk olarak belirli bir dağılıma sahip değildi, yalnızca belirli parametresi bulunan dağılım için kullanılmaktaydı. İlerleyen zamanlarda parametrelerin belirli olmadığı durumlar için de uygun kullanımlar geliştirilmiştir (Yıldırım 2013:8).

Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testlerinde varsayılan dağılım ile deneysel dağılım arasındaki fark araştırılırken, olasılık dağılımının kuyruk kısımlarında yeterli duyarlılığa erişilememiştir. Ancak Anderson-Darling uyum iyiliği testinde kuyruk kısımlarında da yeterince hassaslığa erişildiği ve daha güçlü test sonuçları elde edildiği iddia edilmiştir (Köle 2014:11).

Anderson-Darling testinde olasılık fonksiyonu ile birlikte bu olasılık fonksiyonunu tam olarak belirleyen parametre değerlerinin bilindiği bir yığından n birimlik bir tesadüfi örnek seçilir ve $\{X_1,X_2,...,X_n\}$ şeklinde gösterilir (Yıldırım 2013:8).

Anderson-Darling testi için yokluk hipotezi, örnek verilerin tüm parametre değerleri ile belirlenen dağılımdan geldiğidir. Eğer yokluk hipotezi test sonucu red edilirse, verilerin parametreler ile belirlenmiş dağılıma uymadığı sonucuna varılır. Bu test ilk olarak belli bir dağılım değil, sadece belli parametresi olan dağılım için oluşturulmuştur. Daha sonra parametrelerin bilinmediği durumlar içinde geliştirilmiştir (Yıldırım 2013:8).

Testin safhaları şu şekildedir;

1. Safha: Hipotezler

H_0 = Örnek verileri tüm parametre değerleri ile belirlenen dağılımdan gelmiştir.

H_1= Örnek verileri parametreler ile belirlenmiş dağılıma uygun değildir.

şeklindedir.

2.Safha: Test İstatistiği

Anderson-Darling Testi, bir veri setinin belirli bir dağıtımdan gelip gelmediğini, belirlemek için kümülatif dağılım fonksiyonunu kullanır.

Anderson-Darling istatistiği aşağıdaki formüle göre verilmiştir:

$$AD = -n - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(2i-1)\left[\ln F(x_i) + \ln\left(1 - F(X_{n-i+1})\right)\right]$$

Formüle göre;

n = örneklem büyüklüğü,

F (X) = belirtilen dağılım için kümülatif dağılım işlevi

i = veri artan düzende sıralandığında örnek sayısıdır.

3.Safha: Karar Modeli

Anderson-Darling testi için kritik değer (K.D) ile ikinci safhada hesaplanan AD değeri karşılaştırılır.

H_0 KABUL	H_0 RED

KD

AD ≤ K.D ise H_0 kabul edilir.

Anderson Darling Cetvel Değerinden

0,2 için KD = 1,3749

0,1 için KD = 1,9286

0,05 için KD = 2,5018

0,01 için KD = 3,9074

dir.

4. Safha: Karar

AD ≥ K.D ise, sıfır hipotezi reddedilerek örnek verilerinin tüm parametre değerleri ile belirlenen dağılımdan gelmediklerine α önem seviyesinde karar verilir.

D ≤K.D ise, sıfır hipotezi kabul edilerek örnek verilerinin tüm parametre değerleri ile belirlenen dağılımdan geldiklerine α önem seviyesinde karar verilir.

Örneğin; Turistik bir şehre günde ortalama 3 yabancı turist gelmektedir. Birbirini takip eden 30 gün boyunca şehre gelen yabancı turist sayısı gözlemlenerek aşağıdaki dağılım elde edilmiştir. Bu dağılımın poisson dağılımına uygun olup olmadığını %5 önem seviyesinde test edecek olursak (Kartal 2006:116-117-118).

Turist Sayısı	0	1	2	3+	**Toplam**
Gün Sayısı	5	8	11	6	**30**

1. Safha: Hipotezler

H_0 = Dağılım poisson dağılıma uygundur.

H_1= Dağılım poisson dağılıma uygun değildir.

2.Safha: Test İstatistiği

$$AD = -n - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(2i-1)\left[\ln F(x_i) + \ln\left(1 - F(X_{n-i+1})\right)\right]$$

$$P(x) = e^{-\lambda}.\frac{\lambda^x}{x!}$$

dağılımın ortalaması için $\lambda = 3$

$$P(x=0) = e^{-3}.\frac{3^0}{0!} = 0{,}049$$

$$P(x=1) = e^{-3}.\frac{3^1}{1!} = 0{,}14$$

$$P(x=2) = e^{-3}.\frac{3^2}{2!} = 0{,}224$$

$$P(x \geq 3) = 1 - [P(x=0) + P(x=1) + P(x=2)] = 0{,}587$$

$F_1 = 0{,}049$ $\quad$ $F_3 = 0{,}224$

$F_2 = 0{,}14$ $\quad$ $F_4 = 0{,}587$

$$AD = -n - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(2i-1)\left[\ln F(x_i) + \ln\left(1 - F(X_{n-i+1})\right)\right]$$

$$= -4 - \frac{1}{4}\Big[\left[\ln F(X_1) + \ln\left(1 - F(X_6)\right)\right] + 3 * \left[\ln F(X_2) + \ln\left(1 - F(X_5)\right)\right] + 5 * \left[\ln F(X_3) + \ln\left(1 - F(X_4)\right)\right] + 7 * \left[\ln F(X_1) + \ln\left(1 - F(X_6)\right)\right]\Big]$$

$$AD = -4 - \frac{1}{4}\Big[\left(\ln(0{,}049) + \ln(0{,}413)\right) + 3 * \left(\ln(0{,}14) + \ln(0{,}776)\right) + 5 * \left(\ln(0{,}224) + \ln(0{,}86)\right) + 7 * \left(\ln(0{,}587) + \ln(0{,}951)\right)\Big]$$

$$AD \cong 1{,}7175$$

3.Safha: Karar Modeli ve Karar

H_0 KABUL	H_0 RED
1,7175	KD = 2,2018

AD = 1,7175

KD =2,5018

AD ≤ K.D olduğundan H_0 hipotezi kabul edilerek, dağılımın poisson dağılıma uygun olduğuna %5 önem seviyesinde karar verilir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4.1. Hastaların Demografik Verilerine Yönelik Bulgular

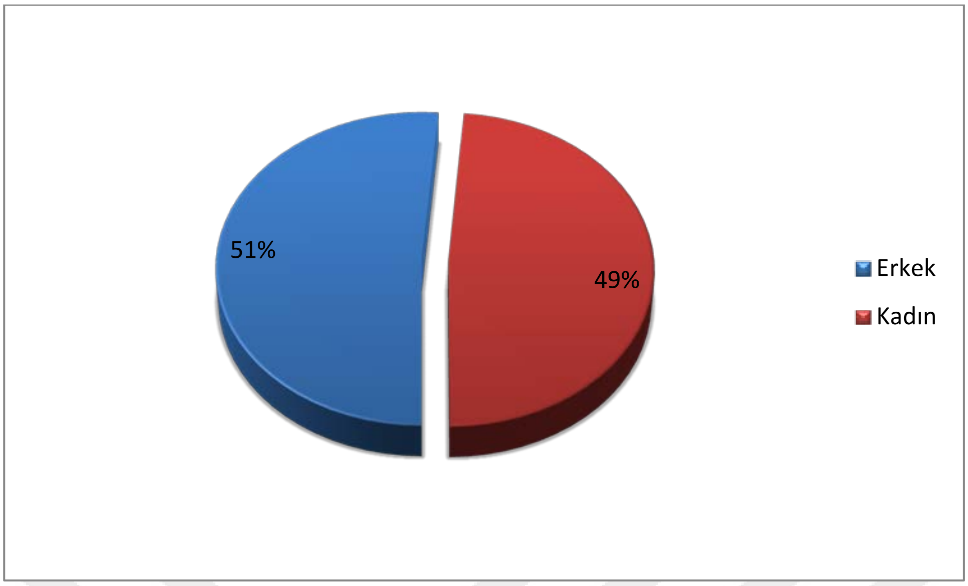
Bu kısımda acil servise başvuran 4978 hastanın bilgilerine ait veriler incelenmiş bu verilerin öncelikle çeşitli değişkenlere göre frekans dağılımları belirlenmiştir. Daha sonra tedavi sonucunun ve tedavinin ölümlü veya ölümsüz sonuçlanma durumunun çeşitli değişkenler ile anlamlı bir ilişkisinin olup olmadığı Ki-kare bağımsızlık testiyle tespit edilmiştir. Aynı zamanda acil servise gelen vakaların tedavi sürelerinin farklı değişkenlere göre anlamlı bir farklılık gösterip göstermediği bağımsız gruplar t testi yardımıyla incelenmiştir.

4.1.1. Hastaların Demografik Özelliklerine İlişkin Frekans Dağılımları

Bu kısımda Sivas ilinde Cumhuriyet Üniversitesi Acil Servisine 2017 yılının Kasım ayı ile 2018 yılının Kasım ayı arasında, 00.00 – 04.00 saatleri arasında gelen toplam 4978 hastanın öncelikle çeşitli değişkenlere göre dağılımları incelenmiştir. Hasta bilgilerinden elde edilen verilerin sayısal ve yüzdesel olarak dağılımları ve bu dağılımlara ait grafikler aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

Tablo 4.1. Cinsiyetine Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Dağılımı

Cinsiyet	Frekans (N)	Yüzde (%)
Erkek	2557	51,4
Kadın	2421	48,6
Toplam	4978	100

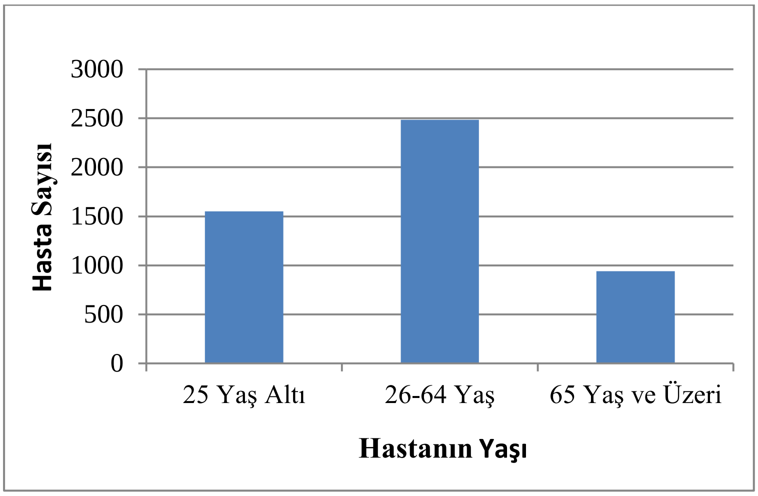


Şekil 4.1. Cinsiyetine Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Grafiği

Tablo 4.1'e ve Şekil 4.1'e göre acil servise gelen hastaların %51,4' ünü erkek hastalar, %48,6' sını ise kadın hastalar oluşturmaktadır.

Tablo 4.2. Yaşına Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Dağılımı

Yaş	Frekans (N)	Yüzde (%)
25 Yaş Altı	1551	31,2
26-64 Yaş	2485	49,9
65 Yaş ve Üzeri	942	18,9
Toplam	4978	100

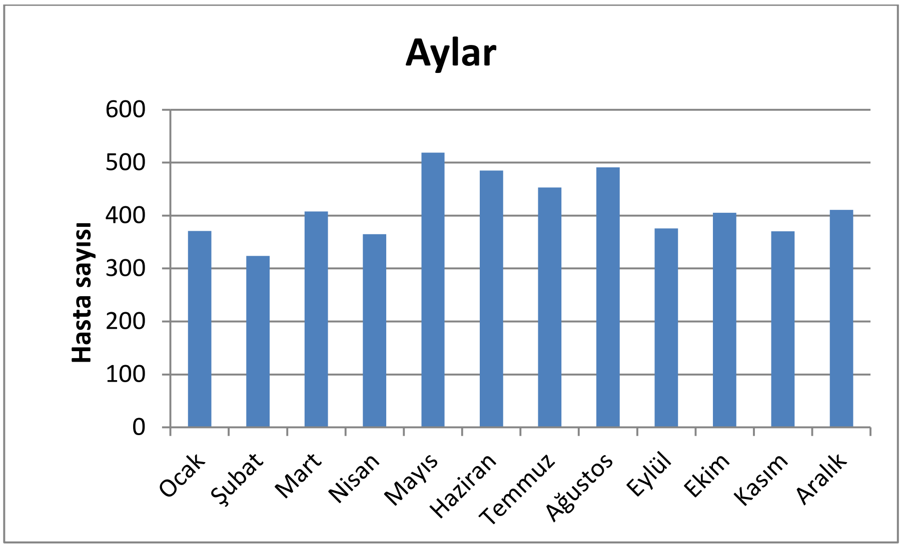


Şekil 4.2. Yaşına Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Grafiği

Tablo 4.2 ve Şekil 4.2’ deki bulgulara göre acil servise gelen hastaların %31,2’ sini 25 yaş altı, %49,9’ unu 26-64 yaş arası, %18,9’ unu ise 65 yaş ve üzeri hastaların oluşturduğu görülmektedir. Bu bulgulara göre acil servise başvuran hasta sayısının genç yaşlarda ileri yaşlara göre önemli derecede fazla olduğu söylenebilir. Başka bir deyişle genç yaştaki hastaların acil servisi kullanma sıklığı daha fazladır.

Tablo 4.3. Aylara Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Dağılımı

Ay	**Frekans (N)**	**Yüzde (%)**
Ocak	371	7,5
Şubat	324	6,5
Mart	408	8,2
Nisan	365	7,3
Mayıs	519	10,4
Haziran	485	9,7
Temmuz	453	9,1
Ağustos	491	9,9
Eylül	376	7,6
Ekim	405	8,1
Kasım	370	7,4
Aralık	411	8,3
Toplam	4978	100

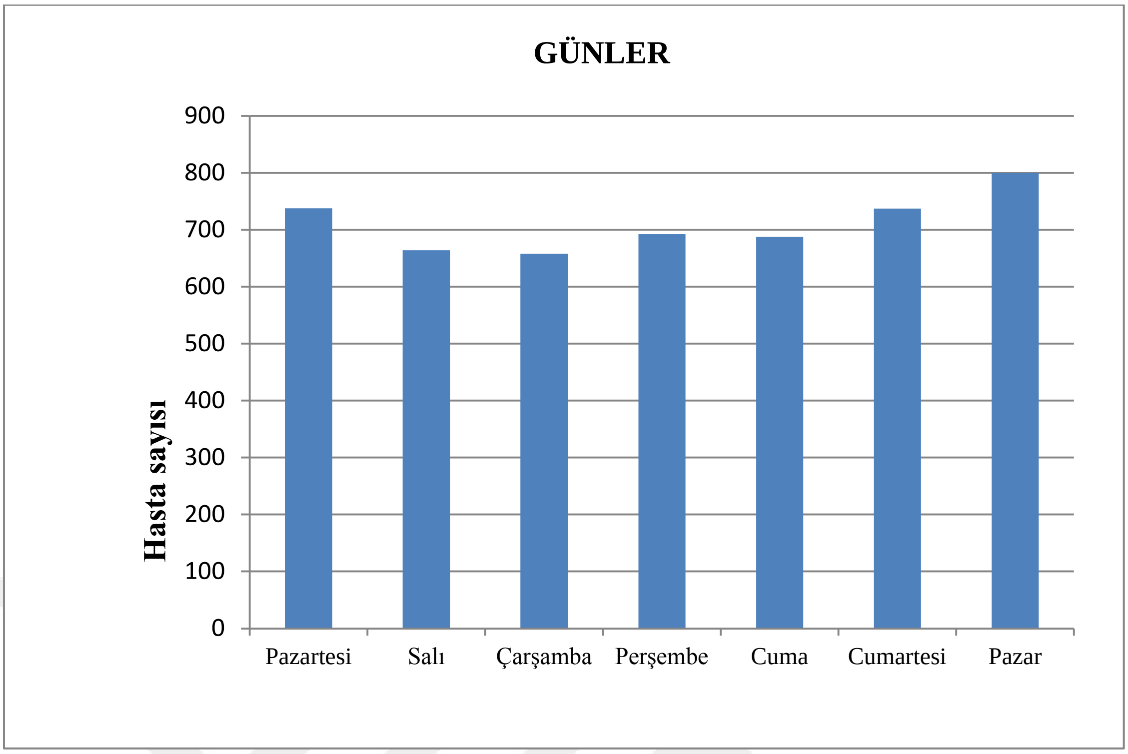


Şekil 4.3. Aylara Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Grafiği

Tablo 4.3'deki ve Şekil 4.3'deki bulgulara göre 1 yıllık sürede gerçekleşen acil servis başvurularının en çok %10,4 ile mayıs ayında gerçekleştiği, bunu %9,9 ile ağustos ayının, %9,7 ile Haziran ayının ve %9,1 ile temmuz ayının izlediği görülmektedir. En az başvurunun gerçekleştiği aylar ise sırasıyla şubat (%6,5), nisan (%7,3) ve kasım (%7,4) ayları olduğu görülmektedir. Bu bulgulara göre acil servise gelen hasta başvurularının en çok yaz aylarında, an az ise kış aylarında görüldüğü sonucuna varılabilir.

Tablo 4.4. Haftanın Günlerine Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Dağılımı

Gün	Frekans (N)	Yüzde (%)
Pazartesi	738	14,8
Salı	664	13,3
Çarşamba	658	13,2
Perşembe	693	13,9
Cuma	688	13,8
Cumartesi	737	14,8
Pazar	800	16,1
Toplam	4978	100

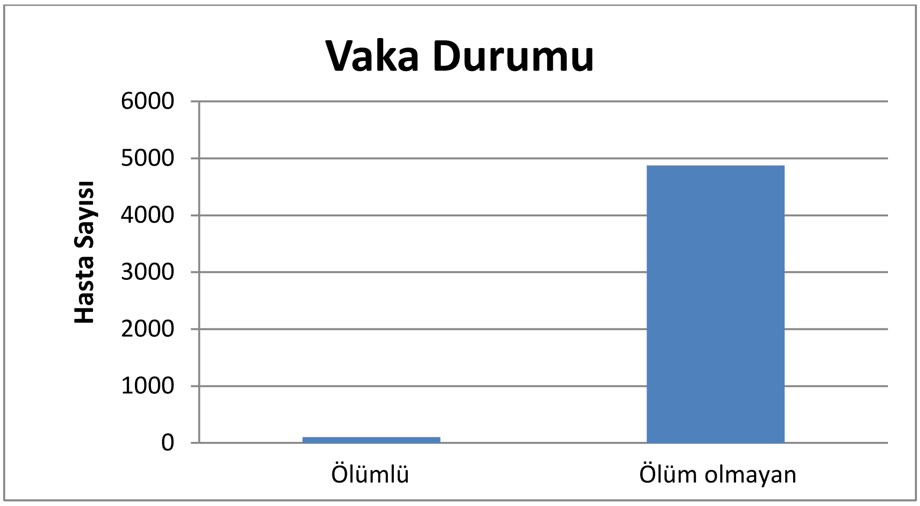


Şekil 4.4. Haftanın Günlerine Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Grafiği

Tablo 4.4'deki ve Şekil 4.4'deki bulgulara göre Sivas ilinde gerçekleşen acil servis başvurularının haftanın günlerine hemen hemen eşit sayıda dağıldığı görülmektedir. Bununla birlikte çok büyük farkla olmasa da en fazla başvurunun haftanın son günü olan pazar gününde (%16,1), en az başvurunun ise çarşamba gününde (%13,2) gerçekleştiği söylenebilir.

Tablo 4.5. Vaka Durumuna Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Dağılımı

Kaza Tipi	**Frekans (N)**	**Yüzde (%)**
Ölümlü	101	2,0
Ölüm yok	4877	98,0
Toplam	4978	100,0

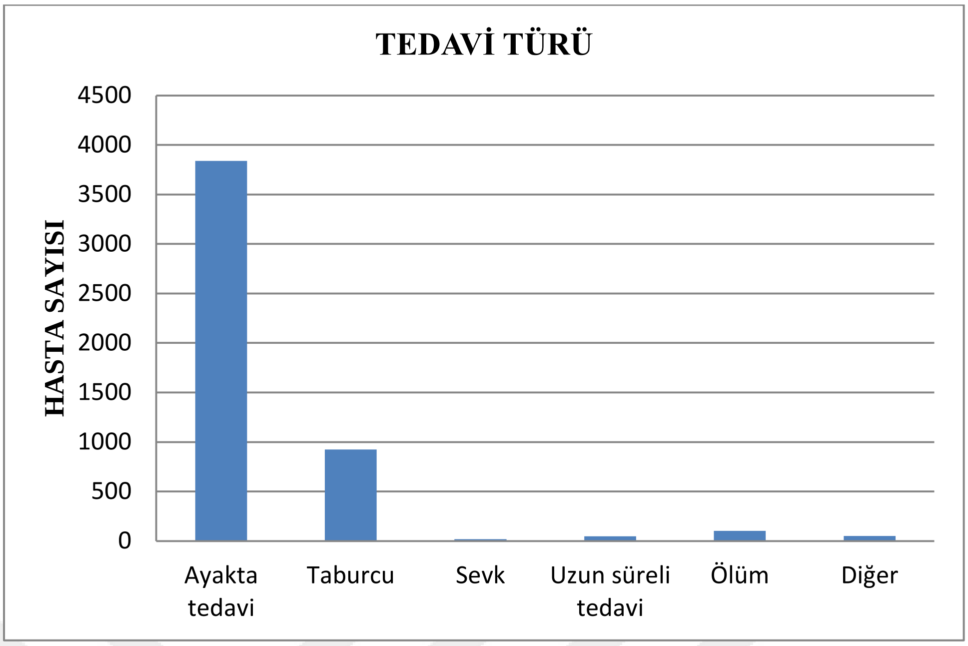


Şekil 4.5. Vaka Durumuna Göre Acil Servise Gelen Hasta Sayılarının Grafiği

Tablo 4.5 ve Şekil 4.5'deki bulgulara göre 2017 yılının Kasım ayı ile 2018 yılının Kasım ayı arasındaki 1 yıllık süre içerisinde Sivas ilinde acil servise başvuran hasta sayıları vaka durumuna göre incelendiğinde bu süre içerisinde gelen hastaların %2'sinin ölümlü, %98'inin ise ölümle sonuçlanmayan vakalar olduğu görülmektedir.

Tablo 4.6. Tedavi Sonucuna Göre Hasta Sayılarının Dağılımı

Tedavi Türü	Frekans (N)	Yüzde (%)
Ayakta tedavi	3840	77,1
Taburcu	923	18,5
Sevk	17	0,3
Uzun süreli tedavi	47	0,9
Ölüm	101	2,0
Diğer	50	1,0
Toplam	4978	100



Şekil 4.6. Tedavi Sonucuna Göre Hasta Sayılarının Grafiği

Tablo 4.6'da ve Şekil 4.6'da verilen tablo ve grafikteki verilere göre acil servise gelen hastaların tedavi sonuçları incelendiğinde tedavilerin %77,1'i ayakta tedavi, %18,5'i taburcu, %0,3'ü sevk, %0,9'u uzun süreli tedavi, %2'si ölüm ve %1' i ise diğer durumlarla sonuçlanmıştır.

4.1.2. Tedavi Sonuçlarına İlişkin Vaka Dağılımlarının Ki-Kare Analizi ile İncelenmesi

Tedavi sonucuna ilişkin vaka sayısı (oranı) ile vakayı etkiledikleri düşünülen değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığı ki-kare testiyle incelenmiştir. Elde edilen bulgular aşağıda verilmiştir.

Tablo 4.7. Hasta Cinsiyetinin Tedavi Sonucuna Etkisine İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Tedavi Sonucu														χ^2	p
		Ayakta Tedavi		Taburcu		Sevk		Uzun Süreli Tedavi		Ölüm		Diğer		Toplam			
		N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%		
Cinsiyet	Erkek	1969	77,0	469	18,3	12	0,5	27	1,1	49	1,9	31	1,2	2557	100,0	5,928	0,313
	Kadın	1871	77,3	454	18,8	5	0,2	20	0,8	52	2,1	19	0,8	19	0,8		

Tablo 4.7'deki bulgulara göre hastaların cinsiyetine göre tedavi türü oranları anlamlı bir farklılık göstermemektedir ($\chi2=5,928$; $p>0,05$). Diğer bir deyişle vakanın tipi (Ayakta tedavi, taburcu, sevk, uzun süreli tedavi, ölüm diğer) hastanın cinsiyetine göre değişmemektedir.

Tablo 4.8. Hasta Yaşının Tedavi Sonucuna Etkisine İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Tedavi Sonucu														χ^2	p
		Ayakta Tedavi		Taburcu		Sevk		Uzun Süreli Tedavi		Ölüm		Diğer		Toplam			
		N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%		
Yaş	25 Yaş ve altı	1394	89,9	151	9,7	0	0,0	2	0,1	0	0,0	4	0,3	1551	100,0	802,720	**0,000**
	26-64 Yaş Arası	1989	80,0	446	17,9	6	0,2	3	0,1	18	0,7	23	0,9	2485	100,0		
	65 Yaş ve Üzeri	457	48,5	326	34,6	11	1,2	42	4,5	83	8,8	23	2,4	942	100,0		
	Toplam	3840	77,1	923	18,5	17	0,3	47	0,9	101	2,0	50	1,0	4978	100,0		

Tablo 4.8’deki ki-kare testi bulgularına göre tedavi sonuçları hastanın yaşına göre anlamlı bir farklılık göstermektedir. (χ^2=802,720; p<0,05). Tedavi sonuçlarına ilişkin vaka oranları incelendiğinde 25 yaş ve altı hastalar ile 26-64 yaş arasında ki hastaların 65 yaş ve üzeri hastalara nazaran tedavilerinin yüksek oranda ayakta tedavi ile sonuçlandığı görülmektedir. Ölümle sonuçlanan vakaların ise büyük oranda 65 yaş ve üzeri hastalarda meydana geldiği görülmektedir.

Tablo 4.9. Günlere Göre Hasta Sayısı ve Tedavi Sonucu Dağılımına İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Tedavi Sonucu														χ^2	p
		Ayakta Tedavi		Taburcu		Sevk		Uzun Süreli Tedavi		Ölüm		Diğer		Toplam			
		N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%		
Gün	Pazartesi	563	76,3	125	16,9	0	0,0	19	2,6	25	3,4	6	0,8	738	100,0	75,543	**0,000**
	Salı	518	78,0	113	17,0	2	0,3	6	0,9	18	2,7	7	1,1	664	100,0		
	Çarşamba	515	78,3	128	19,5	2	0,3	1	0,2	5	0,8	7	1,1	658	100,0		
	Perşembe	519	74,9	135	19,5	3	0,4	10	1,4	13	1,9	13	1,9	693	100,0		
	Cuma	530	77,0	132	19,2	7	1,0	2	0,3	13	1,9	4	0,6	688	100,0		
	Cumartesi	586	79,5	124	16,8	1	0,1	6	0,8	12	1,6	8	1,1	737	100,0		
	Pazar	609	76,1	166	20,8	2	0,3	3	0,4	15	1,9	5	0,6	800	100,0		
	Toplam	3840	77,1	923	18,5	17	0,3	47	0,9	101	2,0	50	1,0	4978	100,0		

Tablo 4.9' daki ki-kare testi sonuçlarına göre tedavi sonuçları haftanın günlerine göre anlamlı bir farklılık göstermektedir. (χ^2=75,543; p<0,05). Buna göre tedavi sonuçlarına ilişkin vaka oranlarının haftanın günlerine eşit dağılmadığı bununla birlikte günler arasında çok büyük bir farklılık olmamakla birlikte Pazar günü gelen hastaların tedavilerinin yüksek oranda ayakta tedavi ile sonuçlandığı , en yüksek ölüm oranının ise Pazartesi günü olduğu görülmektedir.

Tablo 4.10. Aylara Göre Tedavi Sonucu ve Hasta Sayısı Dağılımına İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Tedavi Sonucu														χ^2	p
		Ayakta Tedavi		Taburcu		Sevk		Uzun Süreli Tedavi		Ölüm		Diğer		Toplam			
		N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%		
	Ocak	277	74,7	64	17,3	2	0,5	12	3,2	12	3,2	4	1,1	371	100,0		
	Şubat	258	79,6	52	16,0	1	0,3	0	0,0	8	2,5	5	1,5	324	100,0		
	Mart	316	77,5	74	18,1	0	0,0	11	2,7	6	1,5	1	0,2	408	100,0		
	Nisan	279	76,4	76	20,8	3	0,8	0	0,0	6	1,6	1	0,3	365	100,0		
	Mayıs	417	80,3	78	15,0	1	0,2	5	1,0	15	2,9	3	0,6	519	100,0		
	Haziran	349	72,0	113	23,3	0	0,0	2	0,4	14	2,9	7	1,4	485	100,0		
Ay	Temmuz	341	75,3	95	21,0	1	0,2	3	0,7	11	2,4	2	0,4	453	100,0	193,408	**,000**
	Ağustos	375	76,4	102	20,8	1	0,2	1	0,2	10	2,0	2	0,4	491	100,0		
	Eylül	281	74,7	75	19,9	0	0,0	6	1,6	13	3,5	1	0,3	376	100,0		
	Ekim	326	80,5	65	16,0	2	0,5	5	1,2	3	0,7	4	1,0	405	100,0		
	Kasım	294	79,5	56	15,1	0	0,0	0	0,0	2	0,5	18	4,9	370	100,0		
	Aralık	327	79,6	73	17,8	6	1,5	2	0,5	1	0,2	2	0,5	411	100,0		
	Toplam	3840	77,1	923	18,5	17	0,3	47	0,9	101	2,0	50	1,0	4978	100,0		

Tablo 4.10'da ki ki-kare testi sonuçlarına göre tedavi sonuçları aylara göre de anlamlı bir farklılık göstermektedir (χ^2=193,408; p<0,05). Tedavi sonuçlarına ilişkin vaka oranları incelendiğinde aylar arasında çok büyük farklılık olmamakla birlikte mayıs ayında gelen hastaların yılın diğer aylarında gelen vaka oranlarına nazaran tedavilerinin büyük oranda ayakta tedavi ile sonuçladığı, ölümle sonuçlanan vakaların ise en çok mayıs ayında, en az ise aralık ayında gerçekleştiği görülmektedir.

Tablo 4.11. Hasta Cinsiyetinin Ölümlü veya Ölümlü Olmayan Sonuca Etkisine İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Cinsiyet Ölümlü Sonuçlanma				χ^2	p
		Ölümlü		Ölüm yok			
		N	%	N	%		
Cinsiyet	Erkek	49	1,9	2508	98,1	0,335	0,562
	Kadın	52	2,1	2369	97,9		
	Toplam	101	2,0	4877	98,0		

Tablo 4.11'de ki bulgulara göre hastaların cinsiyetine göre ölümlü ve ölümlü olmayan tedavi sonucu oranları anlamlı bir farklılık göstermemektedir ($\chi 2$=0,335; p>0,05). Diğer bir deyişle tedavinin sonucu (ölümlü ya da ölüm olmayan sonuçlanma) hastanın cinsiyetine göre değişmemektedir.

Tablo 4.12. Hasta Yaşının Ölümlü veya Ölüm Olmayan Sonuca Etkisine İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Yaş Ölümlü Sonuçlanma						χ^2	p
		Ölümlü		Ölüm yok		Toplam			
		N	%	N	%	N	%		
Yaş	25 Yaş Altı	0	0,0	1551	100,0	1551	100,0	3,168	0,530
	26-64 Yaş	18	0,7	2467	99,3	2485	100,0		
	65 Yaş ve üzeri	83	8,8	859	91,2	942	100,0		
	Toplam	101	2,0	4877	98,0	4978	100,0		

Tablo 4.12'deki ki-kare testi sonuçlarına göre ölümlü veya ölümlü olmayan tedavi sonucu oranları hastaların yaşına göre de anlamlı bir farklılık göstermemektedir (χ^2=3,168; p>0,05). Farklı bir ifadeyle tedavinin sonucu (ölümlü ya da ölüm olmayan sonuçlanma) hastanın yaşına göre değişmemektedir denilebilir.

Tablo 4.13. Günlere Göre Ölümlü ya da Ölüm Olmayan Sonuçların Dağılımına İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Gün Ölümlü Sonuçlanma						χ^2	p
		Ölümlü		Ölüm yok		Toplam			
		N	%	N	%	N	%		
Gün	Pazartesi	25	3,4	713	96,6	738	100,0	14,577	**,024**
	Salı	18	2,7	646	97,3	664	100,0		
	Çarşamba	5	0,8	653	99,2	658	100,0		
	Perşembe	13	1,9	680	98,1	693	100,0		
	Cuma	13	1,9	675	98,1	688	100,0		
	Cumartesi	12	1,6	725	98,4	737	100,0		
	Pazar	15	1,9	785	98,1	800	100,0		
	Toplam	101	2,0	4877	98,0	4978	100,0		

Tablo 4.13'deki ki-kare testi sonuçlarına göre ölümlü veya ölümlü olmayan tedavi sonucu oranları haftanın günlerine göre anlamlı bir farklılık göstermektedir (χ^2=14,577; p<0,05). Ölümlü sonuçlanan vaka oranları için yüzde oranları incelendiğinde pazartesi günü ölümlü vaka oranının daha yüksek olduğu görülmektedir. Ölümle sonuçlanmayan vakaların ise günlere göre büyük bir farklılık göstermemekle birlikte en çok Pazar günü en az ise Salı günü gerçekleştiği görülmektedir.

Tablo 4.14. Aylara Göre Ölümlü veya Ölüm Olmayan Sonuçların Dağılımına İlişkin Ki-kare Testi Sonuçları

Değişken		Ay Ölümlü Sonuçlanma						χ^2	p
		Ölümlü		Ölüm yok		Toplam			
		N	%	N	%	N	%		
Ay	Ocak	12	3,2	359	96,8	371	100,0	25,993	**,007**
	Şubat	8	2,5	316	97,5	324	100,0		
	Mart	6	1,5	402	98,5	408	100,0		
	Nisan	6	1,6	359	98,4	365	100,0		
	Mayıs	15	2,9	504	97,1	519	100,0		
	Haziran	14	2,9	471	97,1	485	100,0		
	Temmuz	11	2,4	442	97,6	453	100,0		
	Ağustos	10	2,0	481	98,0	491	100,0		
	Eylül	13	3,5	363	96,5	376	100,0		
	Ekim	3	0,7	402	99,3	405	100,0		
	Kasım	2	0,5	368	99,5	370	100,0		
	Aralık	1	0,2	410	99,8	411	100,0		
	Toplam	101	2,0	4877	98,0	4978	100,0		

Tablo 4.14’teki ki-kare testi sonuçlarına göre ölümlü veya ölümlü olmayan tedavi sonuçları aylara göre de anlamlı bir farklılık göstermektedir (χ^2=25,993; p<0,05). Ölümlü sonuçlanan vaka oranları için yüzde oranları incelendiğinde Mayıs ayında gerçekleşen ölümlü vaka oranının daha yüksek olduğu, ölümlü vaka oranının en az rastlandığı ayın ise aralık ayı olduğu tespit edilmiştir. Ölümle sonuçlanmayan vakaların ise aylara göre büyük bir farklılık göstermemekle birlikte en çok mayıs ayında en az ise şubat ayında gerekleştiği görülmektedir.

4.1.3. Tedavi Sürelerine İlişkin Vaka Dağılımlarının İncelenmesi

Acil servise gelen vakaların tedavi sürelerinin farklı değişkenlere göre dağılımının anlamlı bir farklılık gösterip göstermediği bağımsız gruplar için t testi ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular aşağıda verilmiştir.

Tablo 4.15. Cinsiyete Göre Tedavi Süresi Ortalamalarına İlişkin t Testi Sonuçları

Değişken	**Cinsiyet**	**N**	**Ortalama**	**Standart Sapma**	**t**	**p**
Tedavi Süresi	Erkek	2557	42,35	20,621	1,912	,056
	Kadın	2421	41,20	21,731		

Tablo 4.15’deki t testi bulgularına göre acil servise gelen hastaların tedavi süresi ortalamalarının hastaların cinsiyetine göre anlamlı bir farklılık göstermediği söylenebilir (t=1,912; p>0,05). Farklı bir deyişle tedavi süresi hastanın cinsiyetine göre değişmemektedir denilebilir.

4.2. İhtimal Dağılımlarına Uygunluk Bulguları

Araştırmanın uygulamasının ikinci kısmını oluşturan Sivas ilinde Cumhuriyet Üniversitesi Acil Servisine 2017 yılının Kasım ayı ile 2018 yılının Kasım ayı arasında, 00.00 – 04.00 saatleri arasında gelen toplam 4978 hastanın sayılarına ve sıklıklarına ait veriler incelendiğinde, veri sayısını artırmak ve hasta sıklıklarının hangi dağılımlara sahip olduklarını göstermek için iki hasta arasında geçen süreyi ayların günlerine ve haftalarına ayırmanın daha uygun bir gruplama yöntemi olacağı belirlenmiştir.

İki hasta arasında geçen süreye ait bazı betimleyici istatistikler Tablo 4.16’daki gibi elde edilmiştir.

Tablo 4.16. İki Hasta Arasında Geçen Sürenin Betimleyici İstatistikleri

İSTATİSTİKLER	
Ortalama	15,51
Standart Sapma	17,475
Çarpıklık	2,282
Basıklık	7,197
En Küçük Değer	0
En Büyük Değer	151

Tablo 4.16'daki iki hasta arasında geçen süreye ait bazı betimleyici istatistiksel bulgulara göre acil servise yaklaşık olarak 15,51 dakikada bir hasta geldiği belirlenmiştir. Aynı zamanda standart sapmanın yüksekliğinden kaynaklı olarak veri grubundaki değerlerin birbirinden uzak olduğu ve BK > 3 olduğundan dağılımın oldukça sivri olduğu görülmektedir.

4.2.1. Hasta Sayılarının Dağılımının Belirlenmesi

Bu aşamada yapılan gruplandırmaya göre 1 yıl içerisinde saat 02:00 ve 04:00 saat aralıklarında acil servise gelen hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı incelenmiştir.

Pazartesi günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testiyle incelenmiştir. Test için hipotezler;

H_0: Hasta sayıları Poisson dağılımına uygundur.

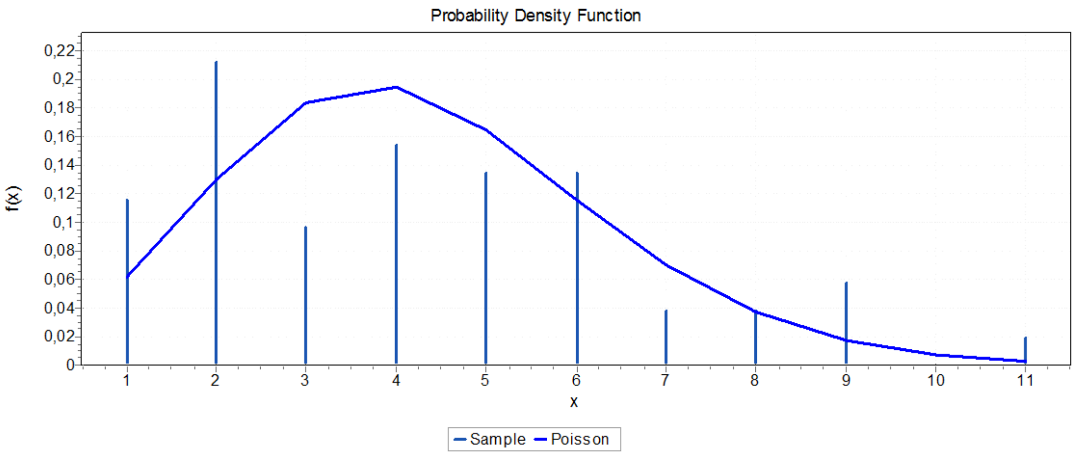
H_1: Hasta sayıları Poisson dağılımına uygun değildir.

şeklinde kurulur. Yapılan Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4.17'deki gibidir:

Tablo 4.17. Pazartesi Günü Hasta Sayıları İçin Kolmogorov-Smirnov Testi Sonuçları

Poisson Parametresi	Ortalama = λ	4,23
En Uç Farklılıklar	Mutlak	0,121
	Pozitif	0,121
	Negatif	-0,049
Kolmogorov-Smirnov z İstatistiği		0,1712
İki Yönlü Sınama p değeri		0,084

Tablo 4.17'deki bulgulara göre H_0 hipotezi kabul edilerek pazartesi günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği sonucuna varılmıştır ($p>0,05$). Buna göre hasta sayıları için elde edilen Poisson olasılık fonksiyonu grafiği ise Şekil 4.7'de verilmiştir.



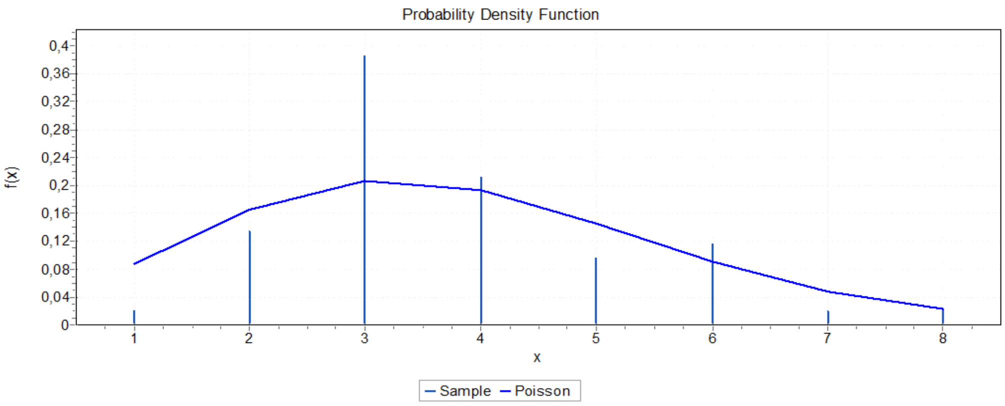
Şekil 4.7. Pazartesi Günü Hasta Sayılarının Poisson Olasılık Fonksiyonu

Salı günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı da yine Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testiyle incelenmiştir. Yapılan Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4.18'de verilmiştir:

Tablo 4.18. Salı Günü Hasta Sayıları İçin Kolmogorov-Smirnov Testi Sonuçları

Poisson Parametresi	Ortalama = λ	3,75
En Uç Farklılıklar	Mutlak	0,123
	Pozitif	0,072
	Negatif	-0,123
Kolmogorov-Smirnov z İstatistiği		0,3299
İki Yönlü Sınama p değeri		1,5210E-5

Tablo 4.18'deki bulgular doğrultusunda Salı günü için H_0 hipotezi ret edilerek hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk göstermediği görülmüştür ($p<0,05$). Buna göre hasta sayıları için elde edilen Poisson olasılık fonksiyonu grafiği ise Şekil 4.8'de verilmiştir.



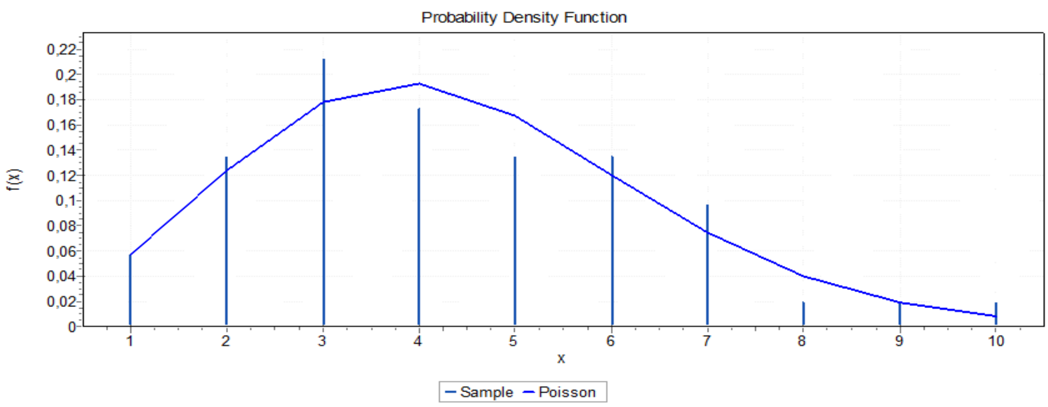
Şekil 4.8. Salı Günü Hasta Sayılarının Poisson Olasılık Fonksiyonu

Çarşamba günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı da yine Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testiyle incelenmiştir. Yapılan Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4.19'da verilmiştir:

Tablo 4.19. Çarşamba Günü Hasta Sayıları İçin Kolmogorov-Smirnov Testi Sonuçları

Poisson Parametresi	Ortalama = λ	4,33
En Uç Farklılıklar	Mutlak	0,032
	Pozitif	0,032
	Negatif	-0,021
Kolmogorov-Smirnov z İstatistiği		0,1800
İki Yönlü Sınama p değeri		0,060

Tablo 4.19'daki bulgulara göre H_0 hipotezi kabul edilerek çarşamba günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği sonucuna varılmıştır ($p>0,05$). Buna göre hasta sayıları için elde edilen Poisson olasılık fonksiyonu grafiği ise Şekil 4.9' da verilmiştir.



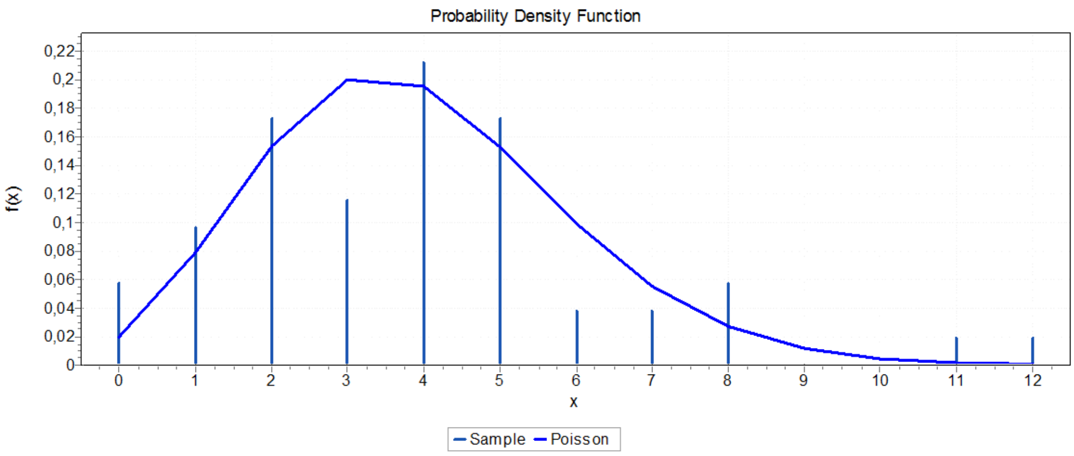
Şekil 4.9. Çarşamba Günü Hasta Sayılarının Poisson Olasılık Fonksiyonu

Perşembe günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı da Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testiyle incelenmiştir. Yapılan Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4.20'de verilmiştir:

Tablo 4.20. Perşembe Günü Hasta Sayıları İçin Kolmogorov-Smirnov Testi Sonuçları

Poisson Parametresi	Ortalama = λ	3,90
En Uç Farklılıklar	Mutlak	0,074
	Pozitif	0,074
	Negatif	-0,051
Kolmogorov-Smirnov z İstatistiği		0,2053
İki Yönlü Sınama p değeri		0,021

Tablo 4.20'deki bulgular doğrultusunda Perşembe günü için H_0 hipotezi ret edilerek hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk göstermediği görülmüştür ($p<0,05$). Buna göre hasta sayıları için elde edilen Poisson olasılık fonksiyonu grafiği ise Şekil 4.10'da verilmiştir.



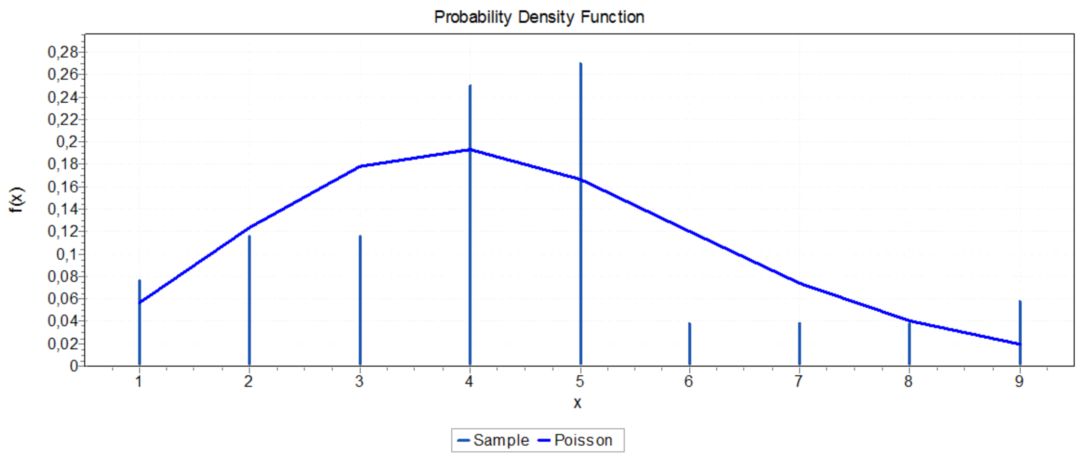
Şekil 4.10. Perşembe Günü Hasta Sayılarının Poisson Olasılık Fonksiyonu

Cuma günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı da Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testiyle incelenmiştir. Yapılan Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4.21'de verilmiştir:

Tablo 4.21. Cuma Günü Hasta Sayıları İçin Kolmogorov-Smirnov Testi Sonuçları

Poisson Parametresi	Ortalama = λ	4,33
En Uç Farklılıklar	Mutlak	0,095
	Pozitif	0,095
	Negatif	-0,065
Kolmogorov-Smirnov z İstatistiği		0,2575
İki Yönlü Sınama p değeri		0,002

Tablo 4.21'deki bulgular doğrultusunda Cuma günü için H_0 hipotezi reddedilerek hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk göstermediği görülmüştür ($p<0,05$). Buna göre hasta sayıları için elde edilen Poisson olasılık fonksiyonu grafiği ise Şekil 4.11'de verilmiştir.



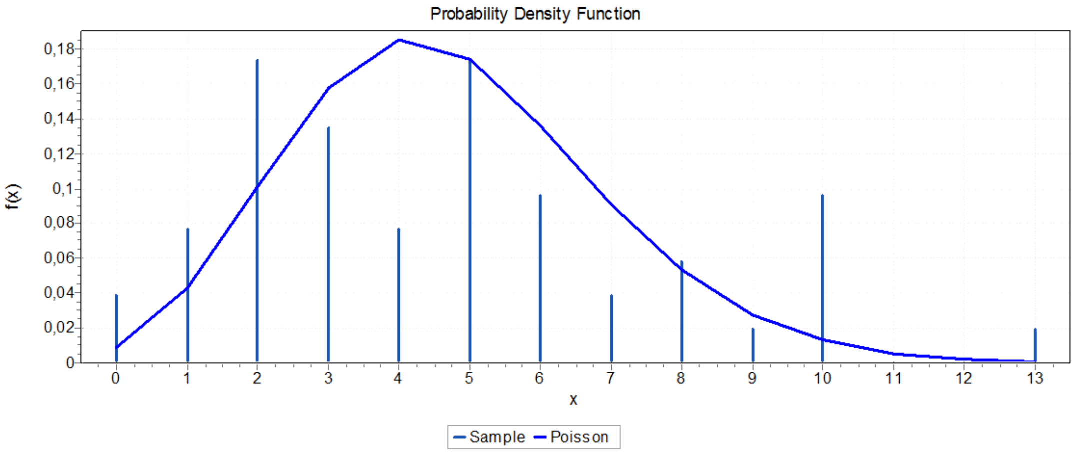
Şekil 4.11. Cuma Günü Hasta Sayılarının Poisson Olasılık Fonksiyonu

Cumartesi günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testiyle incelenmiştir. Yapılan Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4.22'de verilmiştir:

Tablo 4.22. Cumartesi Günü Hasta Sayıları İçin Kolmogorov-Smirnov Testi Sonuçları

Poisson Parametresi	Ortalama = λ	4,69
En Uç Farklılıklar	Mutlak	0,135
	Pozitif	0,135
	Negatif	-0,093
Kolmogorov-Smirnov z İstatistiği		0,1698
İki Yönlü Sınama p değeri		0,088

Tablo 4.22’deki bulgulara göre H_0 hipotezi kabul edilerek cumartesi günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği sonucuna varılmıştır ($p>0,05$). Buna göre hasta sayıları için elde edilen Poisson olasılık fonksiyonu grafiği ise Şekil 4.12’de verilmiştir.



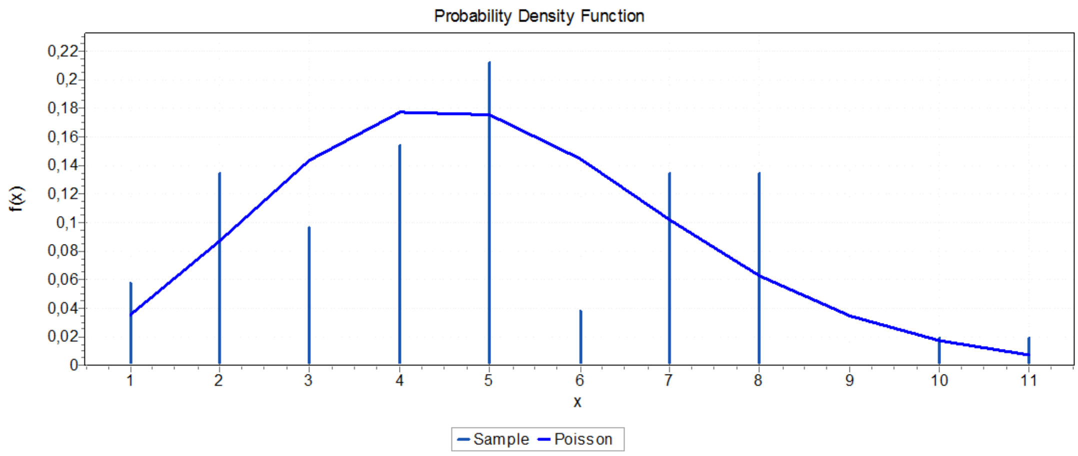
Şekil 4.12. Cumartesi Günü Hasta Sayılarının Poisson Olasılık Fonksiyonu

Son olarak pazar günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testiyle incelenmiştir. Yapılan Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4.23’te verilmiştir:

Tablo 4.23. Pazar Günü Hasta Sayıları İçin Kolmogorov-Smirnov Testi Sonuçları

Poisson Parametresi	Ortalama = λ	4,94
En Uç Farklılıklar	Mutlak	0,078
	Pozitif	0,063
	Negatif	-0,078
Kolmogorov-Smirnov z İstatistiği		0,1838
İki Yönlü Sınama p değeri		0,052

Tablo 4.23’teki bulgulara göre H_0 hipotezi kabul edilerek Pazar günü hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği sonucuna varılmıştır ($p>0,05$). Buna göre Pazar gününe ait hasta sayıları için elde edilen Poisson olasılık fonksiyonu grafiği ise Şekil 4.13’te verilmiştir.



Şekil 4.13. Pazar Günü Hasta Sayılarının Poisson Olasılık Fonksiyonu

Günlere ait hasta sayılarının Poisson dağılımına uygun olup olmadığı belirlendikten sonra iki hasta arasında geçen sürenin hangi sürekli dağılıma ait olduğu Easyfit5.6 paket programı yardımıyla incelenmiştir.

4.2.2. İki Hasta Arasında Geçen Sürenin Dağılımının Belirlenmesi

Bu aşamada yapılan gruplandırmaya göre pazartesi günü acil servise gelen iki hasta arasında geçen sürenin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleriyle incelenmiştir. Testlerin hipotezleri,

H_0: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygundur.

H_1: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygun değildir.

şeklinde kurulmuştur. Bu doğrultuda yapılan analiz sonucu elde edilen bulgular Tablo 4.24' teki gibidir;

Tablo 4.24. Pazartesi Günleri İçin Sürekli Dağılımlara Uygunluk Testi Sonuçları

HAFTALAR	UYGUN DAĞILIM	KOLMOGOROV-SMIRNOV		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	ANDERSON - DARLING		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	Kİ-KARE		α=0,05 için karar
		Test İstatistiği	p			Test İstatistiği	Kritik değer			Test İstatistiği	P	
1.HAFTA	Lognormal	0,1798	0,8091	H_0 Kabul	Weibull	0,5334	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1061	0,7445	H_0 Kabul
2.HAFTA	Weibul	0,2038	0,8818	H_0 Kabul	Lognormal	0,3818	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
3.HAFTA	Uniform	0,1545	0,9939	H_0 Kabul	Uniform	0,1785	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
4.HAFTA	Gamma	0,1538	0,9622	H_0 Kabul	Gamma	0,2304	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
5.HAFTA	Weibull	0,1554	0,6079	H_0 Kabul	Lognormal	2,1273	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,6857	0,7097	H_0 Kabul
6.HAFTA	Exponential	0,1063	0,7980	H_0 Kabul	Exponential	2,1884	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	1,4875	0,6851	H_0 Kabul
7.HAFTA	Lognormal	0,1738	0,3688	H_0 Kabul	Gamma	0,7139	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	2,8467	0,0915	H_0 Kabul
8.HAFTA	Lognormal	0,1962	0,8162	H_0 Kabul	Lognormal	0,4460	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
9.HAFTA	Uniform	0,1564	0,9723	H_0 Kabul	Uniform	0,2605	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
10.HAFTA	Lognormal	0,1490	0,9711	H_0 Kabul	Lognormal	0,1929	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
11.HAFTA	Normal	0,1342	0,9336	H_0 Kabul	Normal	0,4372	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0158	0,8999	H_0 Kabul
12.HAFTA	Lognormal	0,2334	0,7643	H_0 Kabul	Lognormal	0,4592	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
13.HAFTA	Gamma	0,1782	0,9246	H_0 Kabul	Gamma	0,2664	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
14.HAFTA	Normal	0,2942	0,5800	H_0 Kabul	Normal	0,4028	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
15.HAFTA	Normal	0,1660	0,9723	H_0 Kabul	Uniform	0,2634	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
16.HAFTA	Exponential	0,1218	0,9594	H_0 Kabul	Normal	0,6258	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0030	0,9560	H_0 Kabul
17.HAFTA	Gamma	0,1707	0,8871	H_0 Kabul	Gamma	0,2493	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0011	0,9725	H_0 Kabul

Tablo 4.24. (Devamı)

18.HAFTA	Lognormal	0,1395	0,8940	H_0 Kabul	Normal	1,0356	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	3,0560	0,9860	H_0 Kabul
19.HAFTA	Exponential	0,1399	0,8921	H_0 Kabul	Normal	0,4114	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,7270	0,6952	H_0 Kabul
20.HAFTA	Exponential	0,1880	0,7237	H_0 Kabul	Exponential	0,3561	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,1568	0,6920	H_0 Kabul
21.HAFTA	Weibull	0,1638	0,6605	H_0 Kabul	Lognormal	2,0339	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2160	0,6420	H_0 Kabul
22.HAFTA	Uniform	0,1630	0,9405	H_0 Kabul	Exponential	0,3214	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
23.HAFTA	Gamma	0,1201	0,9636	H_0 Kabul	Exponential	0,2433	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	8,8767	0,9992	H_0 Kabul
24.HAFTA	Lognormal	0,2022	0,8394	H_0 Kabul	Lognormal	0,3190	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
25.HAFTA	Lognormal	0,1263	0,9324	H_0 Kabul	Normal	1,3872	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0465	0,8292	H_0 Kabul
26.HAFTA	Weibull	0,1780	0,6284	H_0 Kabul	Weibull	0,5603	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0152	0,9018	H_0 Kabul
27.HAFTA	Lognormal	0,1601	0,6573	H_0 Kabul	Normal	1,6490	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	2,3253	0,3126	H_0 Kabul
28.HAFTA	Lognormal	0,1762	0,7146	H_0 Kabul	Normal	1,7116	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1386	0,7096	H_0 Kabul
29.HAFTA	Normal	0,1381	0,9188	H_0 Kabul	Normal	0,2516	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,1345	0,7137	H_0 Kabul
30.HAFTA	Weibull	0,1698	0,5254	H_0 Kabul	Gamma	0,6426	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,2690	0,8741	H_0 Kabul
31.HAFTA	Lognormal	0,1959	0,8645	H_0 Kabul	Gamma	0,2823	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
32.HAFTA	Lognormal	0,1155	0,9869	H_0 Kabul	Lognormal	0,2118	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0518	0,8199	H_0 Kabul
33.HAFTA	Gamma	0,2676	0,3997	H_0 Kabul	Normal	0,5017	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0233	0,8789	H_0 Kabul
34.HAFTA	Weibull	0,1598	0,7518	H_0 Kabul	Weibull	0,4959	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,7208	0,3958	H_0 Kabul
35.HAFTA	Weibull	0,1554	0,9171	H_0 Kabul	Lognormal	0,3338	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,2929	0,5883	H_0 Kabul

Tablo 4.24. (Devamı)

36.HAFTA	Lognormal	0,1488	0,7672	H_0 Kabul	Normal	1,4704	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,7717	0,6798	H_0 Kabul
37.HAFTA	Weibull	0,2136	0,7310	H_0 Kabul	Weibull	0,5284	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
38.HAFTA	Lognormal	0,1464	0,9057	H_0 Kabul	Exponential	0,3649	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0100	0,9201	H_0 Kabul
39.HAFTA	Weibull	0,1347	0,7713	H_0 Kabul	Gamma	0,3613	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,2261	0,8930	H_0 Kabul
40.HAFTA	Exponential	0,1454	0,5915	H_0 Kabul	Normal	2,3685	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,7666	0,6815	H_0 Kabul
41.HAFTA	Lognormal	0,1638	0,7908	H_0 Kabul	Lognormal	0,2990	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0755	0,7834	H_0 Kabul
42.HAFTA	Lognormal	0,1144	0,9951	H_0 Kabul	Exponential	0,1729	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0261	0,8715	H_0 Kabul
43.HAFTA	Normal	0,2378	0,8803	H_0 Kabul	Uniform	0,3835	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
44.HAFTA	Uniform	0,1386	0,9852	H_0 Kabul	Normal	0,1838	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
45.HAFTA	Exponential	0,1052	0,9971	H_0 Kabul	Exponential	0,2106	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	3,9096	0,9842	H_0 Kabul
46.HAFTA	Gamma	0,1050	0,9984	H_0 Kabul	Gamma	0,1390	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0320	0,8579	H_0 Kabul
47.HAFTA	Exponential	0,1680	0,6964	H_0 Kabul	Exponential	2,2046	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	3,9129	0,1413	H_0 Kabul
48.HAFTA	Weibull	0,3130	0,5005	H_0 Kabul	Normal	0,7727	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
49.HAFTA	Lognormal	0,1617	0,8337	H_0 Kabul	Lognormal	0,4403	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0063	0,9364	H_0 Kabul
50.HAFTA	Exponential	0,1545	0,9422	H_0 Kabul	Exponential	0,2542	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0214	0,8835	H_0 Kabul
51.HAFTA	Exponential	0,2446	0,7132	H_0 Kabul	Exponential	0,4236	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
52.HAFTA	Gamma	0,1809	0,7644	H_0 Kabul	Normal	0,9693	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0050	0,9433	H_0 Kabul

* Beklenen değeri 5’ in altında olan hücre oranı %20’ yi aşan durumlarda Ki-kare istatistiği hesaplanmamıştır.

Tablo 4.24’deki Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri sonuçlarına göre pazartesi günlerine ait iki hasta arasında geçen süre değişkeninin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği tespit edilip tabloya en uygun sonucu veren dağılım eklenmiştir.

Salı günleri için iki hasta arasında geçen sürenin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleriyle incelenmiştir. Testlerin hipotezleri,

H_0: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygundur.

H_1: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygun değildir.

şeklinde kurulmuştur. Bu doğrultuda yapılan analiz sonucu elde edilen bulgular Tablo 4.25 deki gibidir:

Tablo 4.25. Salı Günleri İçin Sürekli Dağılımlara Uygunluk Testi Sonuçları

HAFTALAR	UYGUN DAĞILIM	KOLMOGOROV-SMIRNOV		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	ANDERSON - DARLING		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	Kİ-KARE		α=0,05 için karar
		Test İstatistiği	p			Test İstatistiği	Kritik değer			Test İstatistiği	p	
1.HAFTA	Uniform	0,1209	0,9908	H_0 Kabul	Uniform	0,1913	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,1187	0,7304	H_0 Kabul
2.HAFTA	Uniform	0,2113	0,9422	H_0 Kabul	Normal	0,2879	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
3.HAFTA	Gamma	0,1454	0,8649	H_0 Kabul	Gamma	0,3795	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0788	0,7788	H_0 Kabul
4.HAFTA	Lognormal	0,1600	0,9666	H_0 Kabul	Lognormal	0,2530	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
5.HAFTA	Exponential	0,1635	0,8856	H_0 Kabul	Normal	0,8006	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,1557	0,6931	H_0 Kabul
6.HAFTA	Exponential	0,1548	0,9193	H_0 Kabul	Normal	1,0093	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0295	0,8635	H_0 Kabul
7.HAFTA	Weibull	0,2790	0,7447	H_0 Kabul	Uniform	0,4617	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
8.HAFTA	Gamma	0,1547	0,8947	H_0 Kabul	Gamma	0,4581	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2565	0,6124	H_0 Kabul
9.HAFTA	Normal	0,2132	0,6793	H_0 Kabul	Gamma	0,3897	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0034	0,9530	H_0 Kabul
10.HAFTA	Lognormal	0,1413	0,9947	H_0 Kabul	Lognormal	0,1928	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
11.HAFTA	Gamma	0,2438	0,7940	H_0 Kabul	Normal	0,4685	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
12.HAFTA	Lognormal	0,1944	0,9441	H_0 Kabul	Lognormal	0,2196	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
13.HAFTA	Lognormal	0,1873	0,8559	H_0 Kabul	Gamma	0,3933	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
14.HAFTA	Lognormal	0,1946	0,6400	H_0 Kabul	Normal	1,3837	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1645	0,6850	H_0 Kabul
15.HAFTA	Weibull	0,1592	0,8175	H_0 Kabul	Lognormal	0,2415	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	6,6182	0,9935	H_0 Kabul
16.HAFTA	Normal	0,2139	0,7878	H_0 Kabul	Normal	0,4218	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul

Tablo 4.25. (Devamı)

17.HAFTA	Exponential	0,1263	0,9689	H_0 Kabul	Gamma	0,2499	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0783	0,7795	H_0 Kabul
18.HAFTA	Exponential	0,1324	0,9539	H_0 Kabul	Exponential	0,2817	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0099	0,9206	H_0 Kabul
19.HAFTA	Weibull	0,1959	0,6777	H_0 Kabul	Normal	1,1428	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1223	0,7264	H_0 Kabul
20.HAFTA	Uniform	0,1545	0,9607	H_0 Kabul	Uniform	0,2879	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
21.HAFTA	Weibull	0,2253	0,3385	H_0 Kabul	Normal	1,5536	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	1,5561	0,4593	H_0 Kabul
22.HAFTA	Weibull	0,2382	0,3482	H_0 Kabul	Normal	1,4306	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0947	0,7582	H_0 Kabul
23.HAFTA	Lognormal	0,1864	0,8992	H_0 Kabul	Lognormal	0,3588	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
24.HAFTA	Exponential	0,1363	0,8483	H_0 Kabul	Weibull	0,3472	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0016	0,9681	H_0 Kabul
25.HAFTA	Gamma	0,1343	0,9165	H_0 Kabul	Exponential	0,3546	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0011	0,9729	H_0 Kabul
26.HAFTA	Exponential	0,1398	0,8928	H_0 Kabul	Exponential	0,2416	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0098	0,9208	H_0 Kabul
27.HAFTA	Lognormal	0,1224	0,9464	H_0 Kabul	Lognormal	0,3252	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0026	0,9591	H_0 Kabul
28.HAFTA	Exponential	0,1266	0,7522	H_0 Kabul	Normal	0,9172	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,8137	0,6119	H_0 Kabul
29.HAFTA	Weibull	0,2077	0,8156	H_0 Kabul	Gamma	0,4048	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
30.HAFTA	Normal	0,2322	0,5768	H_0 Kabul	Normal	0,5797	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0096	0,9216	H_0 Kabul
31.HAFTA	Exponential	0,1552	0,8391	H_0 Kabul	Exponential	0,4759	2,5018	H_0 Kabul	Normal	6,0475	0,9803	H_0 Kabul
32.HAFTA	Uniform	0,2640	0,4161	H_0 Kabul	Normal	1,0183	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
33.HAFTA	Gamma	0,1982	0,8068	H_0 Kabul	Uniform	0,4363	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
34.HAFTA	Lognormal	0,1068	0,9946	H_0 Kabul	Lognormal	0,1944	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0047	0,9451	H_0 Kabul

Tablo 4.25. (Devamı)

35.HAFTA	Uniform	0,1708	0,9931	H_0 Kabul	Uniform	0,1956	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
36.HAFTA	Uniform	0,1961	0,7686	H_0 Kabul	Normal	0,5410	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
37.HAFTA	Lognormal	0,1518	0,9493	H_0 Kabul	Gamma	0,2929	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	4,1609	0,9983	H_0 Kabul
38.HAFTA	Weibull	0,1241	0,9405	H_0 Kabul	Gamma	0,2162	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	2,1389	0,9963	H_0 Kabul
39.HAFTA	Weibull	0,1888	0,5196	H_0 Kabul	Normal	1,0876	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,0562	0,5897	H_0 Kabul
40.HAFTA	Normal	0,1343	0,9168	H_0 Kabul	Normal	0,4022	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1813	0,6701	H_0 Kabul
41.HAFTA	Weibull	0,2163	0,6624	H_0 Kabul	Gamma	0,5369	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
42.HAFTA	Uniform	0,1947	0,9706	H_0 Kabul	Uniform	0,2414	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
43.HAFTA	Weibull	0,1772	0,9275	H_0 Kabul	Lognormal	0,2624	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
44.HAFTA	Gamma	0,1340	0,9829	H_0 Kabul	Lognormal	0,2493	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0015	0,9688	H_0 Kabul
45.HAFTA	Gamma	0,1306	0,9921	H_0 Kabul	Lognormal	0,2021	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
46.HAFTA	Exponential	0,1862	0,5369	H_0 Kabul	Normal	1,5418	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	2,6635	0,2640	H_0 Kabul
47.HAFTA	Weibull	0,1992	0,4886	H_0 Kabul	Normal	1,0073	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2423	0,8858	H_0 Kabul
48.HAFTA	Weibull	0,1429	0,9382	H_0 Kabul	Lognormal	0,1924	2,5018	H_0 Kabul	weibull	0,1065	0,7441	H_0 Kabul
49.HAFTA	Lognormal	0,2636	0,5496	H_0 Kabul	Gamma	0,6315	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
50.HAFTA	Lognormal	0,0973	0,9961	H_0 Kabul	Lognormal	0,1781	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0014	0,9695	H_0 Kabul
51.HAFTA	Gamma	0,1792	0,8882	H_0 Kabul	Lognormal	0,3279	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
52.HAFTA	Exponential	0,1010	0,9958	H_0 Kabul	Normal	0,8100	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0050	0,9434	H_0 Kabul

* Beklenen değeri 5’ in altında olan hücre oranı %20’ yi aşan durumlarda Ki-kare istatistiği hesaplanmamıştır.

Tablo 4.25’deki Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri sonuçlarına göre salı günlerine ait iki hasta arasında geçen süre değişkeninin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği tespit edilip tabloya en uygun sonucu veren dağılım eklenmiştir.

Çarşamba günleri için de iki hasta arasında geçen sürenin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleriyle incelenmiştir.

Testlerin hipotezleri,

H_0: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygundur.

H_1: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygun değildir.

şeklinde kurulmuştur. Bu doğrultuda yapılan analiz sonucu elde edilen bulgular Tablo 4.26 daki gibidir:

Tablo 4.26. Çarşamba Günleri İçin Sürekli Dağılımlara Uygunluk Testi Sonuçları

HAFTALAR	UYGUN DAĞILIM	KOLMOGOROV-SMIRNOV		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	ANDERSON - DARLING		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	Kİ-KARE		α=0,05 için karar
		Test İstatistiği	p			Test İstatistiği	Kritik değer			Test İstatistiği	p	
1.HAFTA	Gamma	0,1740	0,9070	H_0 Kabul	Gamma	0,2963	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
2.HAFTA	Gamma	0,1558	0,9933	H_0 Kabul	Gamma	0,1666	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
3.HAFTA	Exponential	0,1250	0,9373	H_0 Kabul	Normal	0,9009	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1009	0,7507	H_0 Kabul
4.HAFTA	Lognormal	0,1262	0,9908	H_0 Kabul	Lognormal	0,1624	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
5.HAFTA	Lognormal	0,1444	0,6710	H_0 Kabul	Normal	1,7122	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,0073	0,6043	H_0 Kabul
6.HAFTA	Lognormal	0,1370	0,9924	H_0 Kabul	Lognormal	0,2106	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
7.HAFTA	Uniform	0,1707	0,8871	H_0 Kabul	Uniform	0,3331	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,001	0,9747	H_0 Kabul
8.HAFTA	Exponential	0,1716	0,8490	H_0 Kabul	Gamma	0,3690	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,1150	0,7344	H_0 Kabul
9.HAFTA	Gamma	0,1101	0,9970	H_0 Kabul	Gamma	0,1798	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0060	0,9378	H_0 Kabul
10.HAFTA	Normal	0,1776	0,9892	H_0 Kabul	Normal	0,2052	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
11.HAFTA	Normal	0,2317	0,6393	H_0 Kabul	Normal	0,6064	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
12.HAFTA	Weibull	0,1799	0,7699	H_0 Kabul	Weibull	0,5573	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1302	0,7181	H_0 Kabul
13.HAFTA	Uniform	0,2047	0,8786	H_0 Kabul	Uniform	0,3889	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
14.HAFTA	Gamma	0,2967	0,5691	H_0 Kabul	Gamma	0,6058	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
15.HAFTA	Uniform	0,2069	0,7644	H_0 Kabul	Normal	0,3017	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
16.HAFTA	Gamma	0,1237	0,9649	H_0 Kabul	Exponential	0,2880	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0011	0,9724	H_0 Kabul

Tablo 4.26. (Devamı)

17.HAFTA	Gamma	0,1856	0,8208	H_0 Kabul	Exponential	0,3863	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
18.HAFTA	Gamma	0,2266	0,8570	H_0 Kabul	Lognormal	0,2983	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
19.HAFTA	Lognormal	0,1788	0,9231	H_0 Kabul	Lognormal	0,3283	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
20.HAFTA	Uniform	0,2316	0,8968	H_0 Kabul	Gamma	0,3657	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
21.HAFTA	Uniform	0,1889	0,8048	H_0 Kabul	Normal	0,3970	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0543	0,8157	H_0 Kabul
22.HAFTA	Exponential	0,1447	0,9505	H_0 Kabul	Exponential	0,1779	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0848	0,7708	H_0 Kabul
23.HAFTA	Lognormal	0,1081	0,9987	H_0 Kabul	Lognormal	0,1464	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	1,8122	0,9892	H_0 Kabul
24.HAFTA	Uniform	0,2035	0,6810	H_0 Kabul	Uniform	0,5898	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,5351	0,4644	H_0 Kabul
25.HAFTA	Gamma	0,1540	0,8976	H_0 Kabul	Gamma	0,3091	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1001	0,7516	H_0 Kabul
26.HAFTA	Normal	0,1445	0,9509	H_0 Kabul	Normal	0,2667	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0107	0,9172	H_0 Kabul
27.HAFTA	Lognormal	0,1836	0,7082	H_0 Kabul	Normal	1,1516	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1180	0,7311	H_0 Kabul
28.HAFTA	Lognormal	0,1489	0,6342	H_0 Kabul	Lognormal	0,5197	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,8733	0,6461	H_0 Kabul
29.HAFTA	Weibull	0,2185	0,2813	H_0 Kabul	Normal	1,7314	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2335	0,6288	H_0 Kabul
30.HAFTA	Gamma	0,1575	0,7361	H_0 Kabul	Normal	0,9203	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2492	0,8828	H_0 Kabul
31.HAFTA	Lognormal	0,1237	0,9820	H_0 Kabul	Lognormal	0,2597	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0672	0,7954	H_0 Kabul
32.HAFTA	Uniform	0,1988	0,9349	H_0 Kabul	Normal	0,2351	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
33.HAFTA	Gamma	0,1705	0,7147	H_0 Kabul	Gamma	0,2946	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0226	0,8803	H_0 Kabul
34.HAFTA	Lognormal	0,1648	0,7513	H_0 Kabul	Normal	1,4693	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,4323	0,5108	H_0 Kabul

Tablo 4.26. (Devamı)

35.HAFTA	Normal	0,1467	0,9748	H_0 Kabul	Normal	0,2550	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
36.HAFTA	Lognormal	0,1319	0,9775	H_0 Kabul	Lognormal	0,2961	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0071	0,9326	H_0 Kabul
37.HAFTA	Weibull	0,1461	0,8114	H_0 Kabul	Normal	0,7378	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0075	0,9308	H_0 Kabul
38.HAFTA	Weibull	0,1390	0,8758	H_0 Kabul	Exponential	0,3696	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0243	0,8760	H_0 Kabul
39.HAFTA	Lognormal	0,1364	0,7803	H_0 Kabul	Lognormal	2,1715	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2197	0,8959	H_0 Kabul
40.HAFTA	Weibull	0,1899	0,5120	H_0 Kabul	Normal	1,9378	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,5853	0,7462	H_0 Kabul
41.HAFTA	Weibull	0,1286	0,9382	H_0 Kabul	Lognormal	0,2052	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	5,4187	0,9814	H_0 Kabul
42.HAFTA	Exponential	0,1203	0,9970	H_0 Kabul	Normal	0,5365	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
43.HAFTA	Normal	0,1514	0,9383	H_0 Kabul	Normal	0,2043	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
44.HAFTA	Weibull	0,2069	0,6621	H_0 Kabul	Lognormal	0,5073	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
45.HAFTA	Weibull	0,2307	0,5846	H_0 Kabul	Normal	1,4599	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	3,4053	0,0649	H_0 Kabul
46.HAFTA	Weibull	0,2464	0,5646	H_0 Kabul	Normal	0,7386	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
47.HAFTA	Weibull	0,2132	0,8984	H_0 Kabul	Uniform	0,3739	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
48.HAFTA	Normal	0,1749	0,6856	H_0 Kabul	Normal	0,7386	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,4765	0,4900	H_0 Kabul
49.HAFTA	Lognormal	0,16513	0,9642	H_0 Kabul	Lognormal	0,2174	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
50.HAFTA	Exponential	0,0960	0,9992	H_0 Kabul	Exponential	0,1840	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	2,7059	0,9868	H_0 Kabul
51.HAFTA	Weibull	0,1742	0,8725	H_0 Kabul	Uniform	0,4002	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	9,3193	0,9975	H_0 Kabul
52.HAFTA	Uniform	0,1796	0,8867	H_0 Kabul	Uniform	0,2606	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul

* Beklenen değeri 5’ in altında olan hücre oranı %20’ yi aşan durumlarda Ki-kare istatistiği hesaplanmamıştır.

Tablo 4.26’daki Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri sonuçlarına göre çarşamba günlerine ait iki hasta arasında geçen süre değişkeninin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği tespit edilip tabloya en uygun sonucu veren dağılım eklenmiştir.

Perşembe günleri için de iki hasta arasında geçen sürenin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleriyle incelenmiştir.

Testlerin hipotezleri,

H_0: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygundur.

H_1: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygun değildir.

şeklinde kurulmuştur. Bu doğrultuda yapılan analiz sonucu elde edilen bulgular Tablo 4.27’deki gibidir:

Tablo 4.27. Perşembe Günleri İçin Sürekli Dağılımlara Uygunluk Testi Sonuçları

HAFTALAR	UYGUN DAĞILIM	KOLMOGOROV-SMIRNOV		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	ANDERSON - DARLING		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	Kİ-KARE		α=0,05 için karar
		Test İstatistiği	p			Test İstatistiği	Kritik değer			Test İstatistiği	p	
1.HAFTA	Normal	0,1932	0,9466	H_0 Kabul	Normal	0,2335	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
2.HAFTA	Gamma	0,2756	0,5695	H_0 Kabul	Uniform	1.0104	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
3.HAFTA	Gamma	0,1211	0,9788	H_0 Kabul	Exponential	0,1823	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0810	0,7759	H_0 Kabul
4.HAFTA	Lognormal	0,1215	0,9850	H_0 Kabul	Lognormal	0,2443	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0053	0,9416	H_0 Kabul
5.HAFTA	Gamma	0,1443	0,8469	H_0 Kabul	Weibull	0,3258	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0571	0,8110	H_0 Kabul
6.HAFTA	Lognormal	0,2279	0,3254	H_0 Kabul	Exponential	0,9575	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0713	0,7893	H_0 Kabul
7.HAFTA	Exponential	0,1675	0,6665	H_0 Kabul	Normal	0,8984	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0229	0,8796	H_0 Kabul
8.HAFTA	Exponential	0,1742	0,9061	H_0 Kabul	Exponential	0,3367	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
9.HAFTA	Weibull	0,1777	0,8938	H_0 Kabul	Lognormal	0,3653	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
10.HAFTA	Lognormal	0,1062	0,9990	H_0 Kabul	Lornormal	0,2026	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	1,4612	0,2267	H_0 Kabul
11.HAFTA	Lognormal	0,2296	0,6496	H_0 Kabul	Lognormal	0,5205	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
12.HAFTA	Gamma	0,1642	0,9957	H_0 Kabul	Normal	0,1743	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
13.HAFTA	Weibull	0,1394	0,8941	H_0 Kabul	Lognormal	0,2515	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0182	0,8924	H_0 Kabul
14.HAFTA	Normal	0,2045	0,6751	H_0 Kabul	Gamma	0,3893	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0481	0,8263	H_0 Kabul
15.HAFTA	Uniform	0,2183	0,6514	H_0 Kabul	Lognormal	0,4501	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	3,3080	0,9854	H_0 Kabul
16.HAFTA	Weibull	0,2140	0,7284	H_0 Kabul	Lognormal	0,4985	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul

Tablo 4.27. (Devamı)

17.HAFTA	Gamma	0,2091	0,9462	H_0 Kabul	Lognormal	0,2321	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
18.HAFTA	Uniform	0,2740	0,7630	H_0 Kabul	Uniform	0,4404	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
19.HAFTA	Lognormal	0,1288	0,9820	H_0 Kabul	Lognormal	0,2187	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	8,3144	0,9770	H_0 Kabul
20.HAFTA	Gamma	0,1681	0,9691	H_0 Kabul	Gamma	0,2272	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
21.HAFTA	Gamma	0,1289	0,9221	H_0 Kabul	Gamma	0,1733	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0024	0,9609	H_0 Kabul
22.HAFTA	Gamma	0,1133	0,9786	H_0 Kabul	Normal	0,5651	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0059	0,9388	H_0 Kabul
23.HAFTA	Exponential	0,1717	0,7785	H_0 Kabul	Normal	1,1389	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0059	0,9387	H_0 Kabul
24.HAFTA	Uniform	0,1179	0,9930	H_0 Kabul	Normal	0,1446	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	1,3578	0,9907	H_0 Kabul
25.HAFTA	Weibull	0,1612	0,9452	H_0 Kabul	Lognormal	0,3127	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
26.HAFTA	Exponential	0,1391	0,7373	H_0 Kabul	Normal	2,0305	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,5393	0,7636	H_0 Kabul
27.HAFTA	Exponential	0,1359	0,6949	H_0 Kabul	Uniform	1,1235	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,8490	0,3967	H_0 Kabul
28.HAFTA	Weibull	0,1359	0,6949	H_0 Kabul	Uniform	1,1235	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
29.HAFTA	Gamma	0,1255	0,9213	H_0 Kabul	Gamma	0,4219	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1483	0,9285	H_0 Kabul
30.HAFTA	Lognormal	0,1228	0,9832	H_0 Kabul	Gamma	0,2523	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0224	0,8807	H_0 Kabul
31.HAFTA	Normal	0,1874	0,6427	H_0 Kabul	Normal	0,4902	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,1117	0,7381	H_0 Kabul
32.HAFTA	Lognormal	0,1697	0,7549	H_0 Kabul	Lognormal	0,5027	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	4,7072	0,9826	H_0 Kabul
33.HAFTA	Normal	0,1516	0,8828	H_0 Kabul	Normal	0,3716	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,1915	0,6616	H_0 Kabul
34.HAFTA	Gamma	0,1511	0,9314	H_0 Kabul	Gamma	0,3080	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,3003	0,5836	H_0 Kabul

Tablo 4.27. (Devamı)

35.HAFTA	Normal	0,1954	0,8663	H_0 Kabul	Normal	0,2872	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
36.HAFTA	Exponential	0,1704	0,6799	H_0 Kabul	Normal	0,8795	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,4796	0,4885	H_0 Kabul
37.HAFTA	Lognormal	0,1780	0,7803	H_0 Kabul	Lognormal	2,0101	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0468	0,8286	H_0 Kabul
38.HAFTA	Exponential	0,1438	0,9874	H_0 Kabul	Gamma	0,2290	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
39.HAFTA	Normal	0,1441	0,7480	H_0 Kabul	Exponential	0,4363	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,2400	0,8869	H_0 Kabul
40.HAFTA	Normal	0,2094	0,4258	H_0 Kabul	Normal	0,9056	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,2076	0,6486	H_0 Kabul
41.HAFTA	Lognormal	0,1591	0,7560	H_0 Kabul	Lognormal	0,4672	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,3012	0,5831	H_0 Kabul
42.HAFTA	Lognormal	0,1817	0,6403	H_0 Kabul	Weibull	1,9256	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0434	0,8348	H_0 Kabul
43.HAFTA	Weibull	0,1639	0,9124	H_0 Kabul	Lognormal	0,3412	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
44.HAFTA	Weibull	0,1621	0,9627	H_0 Kabul	Lognormal	0,2114	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
45.HAFTA	Gamma	0,1580	0,9919	H_0 Kabul	Normal	0,2034	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
46.HAFTA	Weibull	0,2526	0,8363	H_0 Kabul	Lognormal	0,3849	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
47.HAFTA	Weibull	0,1492	0,8936	H_0 Kabul	Lognormal	0,4523	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,1089	0,9916	H_0 Kabul
48.HAFTA	Uniform	0,1464	0,9266	H_0 Kabul	Uniform	0,3015	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0891	0,7653	H_0 Kabul
49.HAFTA	Lognormal	0,1589	0,9290	H_0 Kabul	Lognormal	0,2674	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
50.HAFTA	Normal	0,1354	0,9118	H_0 Kabul	Normal	0,4394	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,3822	0,5363	H_0 Kabul
51.HAFTA	Uniform	0,1327	0,9845	H_0 Kabul	Uniform	0,1777	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0035	0,9527	H_0 Kabul
52.HAFTA	Exponential	0,2449	0,8599	H_0 Kabul	Lognormal	0,3204	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul

* Beklenen değeri 5' in altında olan hücre oranı %20' yi aşan durumlarda Ki-kare istatistiği hesaplanmamıştır.

Tablo 4.27’deki Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri sonuçlarına göre Perşembe günlerine ait iki hasta arasında geçen süre değişkeninin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği tespit edilip tabloya en uygun sonucu veren dağılım eklenmiştir.

Cuma günleri için iki hasta arasında geçen sürenin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleriyle incelenmiştir.

Testlerin hipotezleri,

H_0: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygundur.

H_1: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygun değildir.

şeklinde kurulmuştur. Bu doğrultuda yapılan analiz sonucu elde edilen bulgular Tablo 4.28’deki gibidir:

Tablo 4.28. Cuma Günleri İçin Sürekli Dağılımlara Uygunluk Testi Sonuçları

HAFTALAR	UYGUN DAĞILIM	KOLMOGOROV-SMIRNOV		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	ANDERSON - DARLING		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	Kİ-KARE		α=0,05 için karar
		Test İstatistiği	p			Test İstatistiği	Kritik değer			Test İstatistiği	p	
1.HAFTA	Uniform	0,1893	0,9254	H_0 Kabul	Uniform	0,3062	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
2.HAFTA	Normal	0,1931	0,8302	H_0 Kabul	Normal	0,3013	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
3.HAFTA	Weilbull	0,1840	0,9386	H_0 Kabul	Exponential	0,6246	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
4.HAFTA	Normal	0,1742	0,9913	H_0 Kabul	Normal	0,2192	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
5.HAFTA	Weibull	0,1972	0,3987	H_0 Kabul	Lognormal	1,0007	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	1,3529	0,5084	H_0 Kabul
6.HAFTA	Exponential	0,2228	0,8693	H_0 Kabul	Normal	0,7403	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
7.HAFTA	Gamma	0,1441	0,9145	H_0 Kabul	Unıform	0,3552	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,3503	0,9907	H_0 Kabul
8.HAFTA	Normal	0,2223	0,5224	H_0 Kabul	Normal	0,6408	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,2006	0,6541	H_0 Kabul
9.HAFTA	Lognormal	0,1654	0,7809	H_0 Kabul	Normal	1,7304	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0205	0,8859	H_0 Kabul
10.HAFTA	Gamma	0,2320	0,6378	H_0 Kabul	Gamma	0,4158	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
11.HAFTA	Exponential	0,1298	0,9184	H_0 Kabul	Exponential	0,4790	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,1526	0,6960	H_0 Kabul
12.HAFTA	Uniform	0,1640	0,8525	H_0 Kabul	Normal	0,3295	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0999	0,7519	H_0 Kabul
13.HAFTA	Lognormal	0,1669	0,8383	H_0 Kabul	Lognormal	0,3789	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
14.HAFTA	Gamma	0,1869	0,7299	H_0 Kabul	Gamma	0,3648	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
15.HAFTA	Gamma	0,1741	0,8013	H_0 Kabul	Exponential	0,5055	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0106	0,9176	H_0 Kabul
16.HAFTA	Weibull	0,1828	0,3792	H_0 Kabul	Weibull	2,1956	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2280	0,8922	H_0 Kabul

Tablo 4.28. (Devamı)

17.HAFTA	Normal	0,1379	0,9859	H_0 Kabul	Uniform	0,1872	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
18.HAFTA	Normal	0,1484	0,9828	H_0 Kabul	Uniform	0,2317	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
19.HAFTA	Lognormal	0,2268	0,7261	H_0 Kabul	Lognormal	0,4806	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
20.HAFTA	Weibull	0,2148	0,5177	H_0 Kabul	Normal	1,2873	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0037	0,9510	H_0 Kabul
21.HAFTA	Lognormal	0,1862	0,8603	H_0 Kabul	Lognormal	0,2966	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
22.HAFTA	Lognormal	0,1536	0,9944	H_0 Kabul	Gamma	0,1739	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
23.HAFTA	Gamma	0,1334	0,9751	H_0 Kabul	Gamma	0,2402	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,4129	0,8389	H_0 Kabul
24.HAFTA	Gamma	0,1199	0,9643	H_0 Kabul	Exponential	0,2136	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0772	0,7810	H_0 Kabul
25.HAFTA	Gamma	0,1554	0,9169	H_0 Kabul	Gamma	0,2677	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0263	0,8710	H_0 Kabul
26.HAFTA	Exponential	0,1500	0,9693	H_0 Kabul	Exponential	0,1912	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
27.HAFTA	Uniform	0,1183	0,9885	H_0 Kabul	Uniform	0,1786	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0177	0,8941	H_0 Kabul
28.HAFTA	Exponetial	0,1013	0,9956	H_0 Kabul	Gamma	0,2278	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0137	0,9067	H_0 Kabul
29.HAFTA	Lognormal	0,1772	0,5983	H_0 Kabul	Normal	1,6784	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0570	0,8112	H_0 Kabul
30.HAFTA	Exponential	0,1419	0,7150	H_0 Kabul	Lognormal	0,2184	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,4294	0,5122	H_0 Kabul
31.HAFTA	Normal	0,1874	0,7271	H_0 Kabul	Normal	0,4548	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1892	0,6635	H_0 Kabul
32.HAFTA	Weibull	0,1579	0,9321	H_0 Kabul	Weibull	0,3467	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,7317	0,3923	H_0 Kabul
33.HAFTA	Lognormal	0,1434	0,7281	H_0 Kabul	Weibull	2,0719	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,3855	0,8246	H_0 Kabul
34.HAFTA	Uniform	0,1954	0,7721	H_0 Kabul	Exponential	0,4357	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	6,1076	0,9802	H_0 Kabul

Tablo 4.28. (Devamı)

35.HAFTA	Lognormal	0,1459	0,7088	H_0 Kabul	Normal	1,8049	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,1193	0,5714	H_0 Kabul
36.HAFTA	Lognormal	0,1198	0,9734	H_0 Kabul	Lognormal	0,2497	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0950	0,7578	H_0 Kabul
37.HAFTA	Normal	0,1460	0,9467	H_0 Kabul	Normal	0,3025	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0015	0,9688	H_0 Kabul
38.HAFTA	Exponential	0,1270	0,9942	H_0 Kabul	Normal	0,5277	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
39.HAFTA	Gamma	0,1152	0,9872	H_0 Kabul	Gamma	0,2321	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,3062	0,5799	H_0 Kabul
40.HAFTA	Exponential	0,1411	0,9437	H_0 Kabul	Normal	0,9608	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0170	0,8959	H_0 Kabul
41.HAFTA	Gamma	0,1229	0,9667	H_0 Kabul	Gamma	0,2381	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0458	0,8304	H_0 Kabul
42.HAFTA	Lognormal	0,2119	0,6330	H_0 Kabul	Normal	0,0551	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0080	0,9284	H_0 Kabul
43.HAFTA	Lognormal	0,1619	0,8017	H_0 Kabul	Lognormal	0,5308	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,3191	0,5721	H_0 Kabul
44.HAFTA	Lognormal	0,1655	0,7803	H_0 Kabul	Normal	0,4424	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,3516	0,5531	H_0 Kabul
45.HAFTA	Normal	0,2263	0,9097	H_0 Kabul	Uniform	0,2756	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
46.HAFTA	Lognormal	0,2024	0,5066	H_0 Kabul	Lognormal	0,4315	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,3461	0,5101	H_0 Kabul
47.HAFTA	Lognormal	0,1171	0,9524	H_0 Kabul	Lognormal	0,3358	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,1537	0,6949	H_0 Kabul
48.HAFTA	Weibull	0,1848	0,7422	H_0 Kabul	Lognormal	0,4086	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0166	0,8972	H_0 Kabul
49.HAFTA	Gamma	0,2434	0,7955	H_0 Kabul	Gamma	0,3848	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
50.HAFTA	Normal	0,1712	0,7099	H_0 Kabul	Normal	0,5501	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,8656	0,3694	H_0 Kabul
51.HAFTA	Weibull	0,1377	0,9019	H_0 Kabul	Gamma	0,3024	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	2,9874	0,9956	H_0 Kabul
52.HAFTA	Gamma	0,1459	0,9921	H_0 Kabul	Exponential	0,2063	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul

* Beklenen değeri 5’ in altında olan hücre oranı %20’ yi aşan durumlarda Ki-kare istatistiği hesaplanmamıştır.

Tablo 4.28’deki Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri sonuçlarına göre cuma günlerine ait iki hasta arasında geçen süre değişkeninin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği tespit edilip tabloya en uygun sonucu veren dağılım eklenmiştir.

Cumartesi günleri için iki hasta arasında geçen sürenin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleriyle incelenmiştir.

Testlerin hipotezleri,

H_0: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygundur.

H_1: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygun değildir.

şeklinde kurulmuştur. Bu doğrultuda yapılan analiz sonucu elde edilen bulgular Tablo 4.29’ da ki gibidir:

Tablo 4.29. Cumartesi Günleri İçin Sürekli Dağılımlara Uygunluk Testi Sonuçları

HAFTALAR	UYGUN DAĞILIM	KOLMOGOROV-SMIRNOV		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	ANDERSON - DARLING		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	Kİ-KARE		α=0,05 için karar
		Test İstatistiği	p			Test İstatistiği	Kritik değer			Test İstatistiği	p	
1.HAFTA	Uniform	0,1932	0,8745	H_0 Kabul	Uniform	0,4825	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
2.HAFTA	Weibull	0,1632	0,7288	H_0 Kabul	Lognormal	0,5170	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1232	0,7255	H_0 Kabul
3.HAFTA	Uniform	0,1587	0,8770	H_0 Kabul	Weibull	0,1008	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0644	0,7995	H_0 Kabul
4.HAFTA	Weibull	0,1592	0,7863	H_0 Kabul	Weibull	0,5158	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,3853	0,8247	H_0 Kabul
5.HAFTA	Exponential	0,1582	0,7310	H_0 Kabul	Normal	1,7444	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0539	0,8164	H_0 Kabul
6.HAFTA	Weibull	0,1725	0,8449	H_0 Kabul	Lognormal	0,4908	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,3003	0,5836	H_0 Kabul
7.HAFTA	Uniform	0,1856	0,9823	H_0 Kabul	Normal	0,2270	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
8.HAFTA	Uniform	0,2171	0,7129	H_0 Kabul	Normal	0,4686	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
9.HAFTA	Uniform	0,2304	0,8437	H_0 Kabul	Normal	0,4535	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
10.HAFTA	Gamma	0,1466	0,9970	H_0 Kabul	Gamma	0,1553	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
11.HAFTA	Exponentiol	0,1667	0,9025	H_0 Kabul	Normal	0,5814	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0314	0,8592	H_0 Kabul
12.HAFTA	Gamma	0,1783	0,7788	H_0 Kabul	Lognormal	0,3411	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1659	0,6837	H_0 Kabul
13.HAFTA	Gamma	0,1795	0,9486	H_0 Kabul	Gamma	0,2521	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
14.HAFTA	Weibull	0,1416	0,8148	H_0 Kabul	Gamma	0,2451	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,1640	0,6854	H_0 Kabul
15.HAFTA	Gamma	0,1618	0,9436	H_0 Kabul	Gamma	0,2507	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
16.HAFTA	Gamma	0,1938	0,9130	H_0 Kabul	Gamma	0,2617	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul

Tablo 4.29. (Devamı)

17.HAFTA	Gamma	0,1473	0,9912	H_0 Kabul	Gamma	0,2194	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
18.HAFTA	Lognormal	0,1628	0,5499	H_0 Kabul	Normal	1,5544	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	1,9211	0,5889	H_0 Kabul
19.HAFTA	Exponential	0,2257	0,7315	H_0 Kabul	Normal	0,7098	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
20.HAFTA	Lognormal	0,1261	0,9908	H_0 Kabul	Lognormal	0,3206	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	6,5572	0,9795	H_0 Kabul
21.HAFTA	Lognormal	0,1187	0,9954	H_0 Kabul	Lognormal	0,2346	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	5,3540	0,9981	H_0 Kabul
22.HAFTA	Normal	0,2373	0,8190	H_0 Kabul	Gamma	0,2906	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
23.HAFTA	Weibull	0,2077	0,8156	H_0 Kabul	Weibull	0,4483	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
24.HAFTA	Lognormal	0,1482	0,8502	H_0 Kabul	Lognormal	0,4856	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0881	0,7665	H_0 Kabul
25.HAFTA	Exponential	0,1732	0,6259	H_0 Kabul	Normal	1,6731	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,9627	0,6179	H_0 Kabul
26.HAFTA	Exponential	0,1187	0,8647	H_0 Kabul	Normal	0,8766	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,7949	0,4076	H_0 Kabul
27.HAFTA	Exponential	0,1296	0,7878	H_0 Kabul	Normal	0,7459	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,1546	0,9256	H_0 Kabul
28.HAFTA	Lognormal	0,1333	0,7815	H_0 Kabul	Normal	1,8041	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	1,1628	0,5596	H_0 Kabul
29.HAFTA	Lognormal	0,1382	0,9521	H_0 Kabul	Normal	1,3999	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0093	0,9231	H_0 Kabul
30.HAFTA	Exponential	0,1232	0,9018	H_0 Kabul	Normal	1,7267	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0581	0,8094	H_0 Kabul
31.HAFTA	Gamma	0,1789	0,6974	H_0 Kabul	Normal	1,5580	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1847	0,6672	H_0 Kabul
32.HAFTA	Lognormal	0,0947	0,9782	H_0 Kabul	Lognormal	0,2093	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,2003	0,9046	H_0 Kabul
33.HAFTA	Gamma	0,1171	0,9522	H_0 Kabul	Gamma	0,2439	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0106	0,9178	H_0 Kabul
34.HAFTA	Weibull	0,1574	0,7972	H_0 Kabul	Lognormal	0,3611	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0342	0,8531	H_0 Kabul

Tablo 4.29. (Devamı)

35.HAFTA	Lognormal	0,1623	0,9624	H_0 Kabul	Lognormal	0,3246	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
36.HAFTA	Exponential	0,1561	0,5753	H_0 Kabul	Normal	0,8163	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,6508	0,7222	H_0 Kabul
37.HAFTA	Lognormal	0,1899	0,5484	H_0 Kabul	Normal	1,8187	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2718	0,6020	H_0 Kabul
38.HAFTA	Gamma	0,1670	0,8381	H_0 Kabul	Gamma	0,3575	2,5018	H_0 Kabul	Normal	9,8543	0,9749	H_0 Kabul
39.HAFTA	Lognormal	0,2763	0,3104	H_0 Kabul	Normal	0,5826	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	2,4869	0,1148	H_0 Kabul
40.HAFTA	Weibull	0,1773	0,4158	H_0 Kabul	Gamma	0,8740	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,4301	0,8064	H_0 Kabul
41.HAFTA	Lognormal	0,1670	0,7029	H_0 Kabul	Lognormal	2,2244	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,029	0,8647	H_0 Kabul
42.HAFTA	Normal	0,1522	0,9482	H_0 Kabul	Normal	0,2404	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0377	0,8459	H_0 Kabul
43.HAFTA	Gamma	0,1573	0,9098	H_0 Kabul	Gamma	0,2566	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0530	0,8177	H_0 Kabul
44.HAFTA	Lognormal	0,1550	0,8118	H_0 Kabul	Normal	1,3850	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,2387	0,6250	H_0 Kabul
45.HAFTA	Uniform	0,2062	0,9513	H_0 Kabul	Uniform	0,2742	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
46.HAFTA	Exponential	0,1045	0,9907	H_0 Kabul	Normal	0,7764	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0013	0,9707	H_0 Kabul
47.HAFTA	Exponential	0,1226	0,9194	H_0 Kabul	Normal	0,6284	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0869	0,9574	H_0 Kabul
48.HAFTA	Exponential	0,1295	0,9879	H_0 Kabul	Lognormal	0,2014	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0035	0,9526	H_0 Kabul
49.HAFTA	Exponential	0,1108	0,9533	H_0 Kabul	Exponential	0,2772	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0652	0,9679	H_0 Kabul
50.HAFTA	Weibull	0,1696	0,7199	H_0 Kabul	Gamma	0,5863	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	2,0635	0,9885	H_0 Kabul
51.HAFTA	Normal	0,2018	0,9278	H_0 Kabul	Uniform	0,3016	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
52.HAFTA	Gamma	0,1329	0,9218	H_0 Kabul	Normal	0,6807	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0250	0,8741	H_0 Kabul

* Beklenen değeri 5' in altında olan hücre oranı %20' yi aşan durumlarda Ki-kare istatistiği hesaplanmamıştır.

Tablo 4.29’da ki Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri sonuçlarına göre cumartesi günlerine ait iki hasta arasında geçen süre değişkeninin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği tespit edilip tabloya en uygun sonucu veren dağılım eklenmiştir.

Son olarak Pazar günleri için iki hasta arasında geçen sürenin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarından hangilerine uygunluk gösterdiği Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleriyle incelenmiştir.

Testlerin hipotezleri,

H_0: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygundur.

H_1: İki hasta arasında geçen süre dağılıma uygun değildir.

şeklinde kurulmuştur. Bu doğrultuda yapılan analiz sonucu elde edilen bulgular Tablo 4.30’daki gibidir:

Tablo 4.30. Pazar Günleri İçin Sürekli Dağılımlara Uygunluk Testi Sonuçlar

HAFTALAR	UYGUN DAĞILIM	KOLMOGOROV-SMIRNOV		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	ANDERSON - DARLING		α=0,05 için karar	UYGUN DAĞILIM	Kİ-KARE		α=0,05 için karar
		Test İstatistiği	p			Test İstatistiği	Kritik değer			Test İstatistiği	p	
1.HAFTA	Weibull	0,1996	0,4495	H_0 Kabul	Normal	2,0248	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,3510	0,5535	H_0 Kabul
2.HAFTA	Exponential	0,1311	0,9573	H_0 Kabul	Normal	0,3189	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1581	0,6908	H_0 Kabul
3.HAFTA	Lognormal	0,1538	0,9225	H_0 Kabul	Exponential	0,3169	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0028	0,9578	H_0 Kabul
4.HAFTA	Exponential	0,2124	0,6829	H_0 Kabul	Lognormal	0,4771	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0701	0,7911	H_0 Kabul
5.HAFTA	Exponential	0,1532	0,9456	H_0 Kabul	Exponential	0,2961	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0012	0,9724	H_0 Kabul
6.HAFTA	Gamma	0,1073	0,9775	H_0 Kabul	Normal	0,1997	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0309	0,8603	H_0 Kabul
7.HAFTA	Normal	0,1489	0,9174	H_0 Kabul	Normal	0,2663	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,2096	0,6470	H_0 Kabul
8.HAFTA	Exponential	0,1113	0,9943	H_0 Kabul	Normal	0,8166	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0145	0,9041	H_0 Kabul
9.HAFTA	Weibull	0,1116	0,9751	H_0 Kabul	Lognormal	0,1374	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,2424	0,6224	H_0 Kabul
10.HAFTA	Uniform	0,2102	0,9441	H_0 Kabul	Normal	0,2590	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
11.HAFTA	Exponential	0,1542	0,9614	H_0 Kabul	Exponential	0,3223	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
12.HAFTA	Gamma	0,1680	0,5675	H_0 Kabul	Exponential	0,6802	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,1785	0,9145	H_0 Kabul
13.HAFTA	Exponential	0,1402	0,8470	H_0 Kabul	Normal	0,8735	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1096	0,9466	H_0 Kabul
14.HAFTA	Weibull	0,1782	0,8550	H_0 Kabul	Gamma	0,3413	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0024	0,9607	H_0 Kabul
15.HAFTA	Exponential	0,2095	0,2747	H_0 Kabul	Normal	1,7814	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	2,8961	0,4079	H_0 Kabul
16.HAFTA	Weibull	0,1226	0,8728	H_0 Kabul	Weibull	0,3946	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,8820	0,6433	H_0 Kabul

Tablo 4.30. (Devamı)

17.HAFTA	Exponential	0,1247	0,9805	H_0 Kabul	Normal	0,6137	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0068	0,9342	H_0 Kabul
18.HAFTA	Exponential	0,1036	0,9528	H_0 Kabul	Normal	1,8253	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0786	0,9614	H_0 Kabul
19.HAFTA	Lognormal	0,1461	0,9756	H_0 Kabul	Lognormal	0,2709	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
20.HAFTA	Gamma	0,1703	0,7870	H_0 Kabul	Normal	1,2129	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	3,9253	0,9841	H_0 Kabul
21.HAFTA	Exponential	0,1438	0,8496	H_0 Kabul	Normal	0,5268	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,2995	0,5841	H_0 Kabul
22.HAFTA	Lognormal	0,2485	0,6955	H_0 Kabul	Lognormal	0,4913	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
23.HAFTA	Exponential	0,1636	0,7262	H_0 Kabul	Normal	2,0335	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,6930	0,4051	H_0 Kabul
24.HAFTA	Exponential	0,1606	0,9468	H_0 Kabul	Normal	0,4806	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
25.HAFTA	Gamma	0,1818	0,8783	H_0 Kabul	Gamma	0,2721	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
26.HAFTA	Lognormal	0,1192	0,9562	H_0 Kabul	Normal	0,5724	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	1,9570	0,9888	H_0 Kabul
27.HAFTA	Exponential	0,1920	0,5728	H_0 Kabul	Normal	1,3982	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,2406	0,5377	H_0 Kabul
28.HAFTA	Exponential	0,1363	0,7358	H_0 Kabul	Lognormal	0,4527	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	2,4440	0,4854	H_0 Kabul
29.HAFTA	Gamma	0,1523	0,7707	H_0 Kabul	Normal	1,2137	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0179	0,8934	H_0 Kabul
30.HAFTA	Exponential	0,1719	0,6027	H_0 Kabul	Normal	1,3173	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	1,5644	0,9900	H_0 Kabul
31.HAFTA	Lognormal	0,1185	0,9478	H_0 Kabul	Lognormal	0,2497	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0113	0,9151	H_0 Kabul
32.HAFTA	Uniform	0,1456	0,8869	H_0 Kabul	Uniform	0,3924	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,0180	0,8931	H_0 Kabul
33.HAFTA	Lognormal	0,1138	0,9530	H_0 Kabul	Gamma	0,3443	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,4742	0,7889	H_0 Kabul
34.HAFTA	Normal	0,1734	0,5914	H_0 Kabul	Normal	0,9831	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,9355	0,6263	H_0 Kabul

Tablo 4.30. (Devamı)

35.HAFTA	Weibull	0,1550	0,8114	H_0 Kabul	Lognormal	0,5813	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,1273	0,7212	H_0 Kabul
36.HAFTA	Gamma	0,1155	0,9663	H_0 Kabul	Exponential	0,2210	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1017	0,7497	H_0 Kabul
37.HAFTA	Weibull	0,2171	0,7726	H_0 Kabul	Uniform	0,4938	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
38.HAFTA	Gamma	0,0935	0,9991	H_0 Kabul	Gamma	0,1692	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0684	0,7936	H_0 Kabul
39.HAFTA	Lognormal	0,1078	0,9699	H_0 Kabul	Normal	1,7480	2,5018	H_0 Kabul	Exponential	0,9010	0,6373	H_0 Kabul
40.HAFTA	Exponential	0,1433	0,8528	H_0 Kabul	Exponential	0,4277	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0010	0,9741	H_0 Kabul
41.HAFTA	Gamma	0,1379	0,8382	H_0 Kabul	Normal	1,1781	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,7578	0,6846	H_0 Kabul
42.HAFTA	Uniform	0,1771	0,7469	H_0 Kabul	Weibull	0,4363	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,0252	0,8736	H_0 Kabul
43.HAFTA	Weibull	0,1478	0,8522	H_0 Kabul	Lognormal	0,4667	2,5018	H_0 Kabul	Weibull	0,0314	0,8593	H_0 Kabul
44.HAFTA	Exponential	0,1721	0,7040	H_0 Kabul	Normal	0,6983	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,7162	0,3973	H_0 Kabul
45.HAFTA	Exponential	0,1242	0,9120	H_0 Kabul	Exponential	0,3744	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,1264	0,7221	H_0 Kabul
46.HAFTA	Exponential	0,1988	0,7544	H_0 Kabul	Normal	1,6079	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
47.HAFTA	Weibull	0,1369	0,7766	H_0 Kabul	Gamma	0,4882	2,5018	H_0 Kabul	Gamma	0,0058	0,9970	H_0 Kabul
48.HAFTA	Uniform	0,1804	0,8451	H_0 Kabul	Normal	0,2574	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
49.HAFTA	Gamma	0,2082	0,8664	H_0 Kabul	Normal	0,3880	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul
50.HAFTA	Gamma	0,1190	0,9821	H_0 Kabul	Lognormal	0,1666	2,5018	H_0 Kabul	Normal	0,0089	0,9244	H_0 Kabul
51.HAFTA	Lognormal	0,1257	0,8163	H_0 Kabul	Lognormal	0,3933	2,5018	H_0 Kabul	Lognormal	0,3168	0,8534	H_0 Kabul
52.HAFTA	Exponential	0,2129	0,8993	H_0 Kabul	Exponential	0,2650	2,5018	H_0 Kabul	*	*	*	H_0 Kabul

* Beklenen değeri 5' in altında olan hücre oranı %20' yi aşan durumlarda Ki-kare istatistiği hesaplanmamıştır.

Tablo 4.30’ daki Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling ve Ki-Kare uyum iyiliği testleri sonuçlarına göre pazar günlerine ait iki hasta arasında geçen süre değişkeninin Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği tespit edilip tabloya en uygun sonucu veren dağılım eklenmiştir.

Tablo 4.31. Günlere Göre Uygunluk Gösteren Dağılımların Sayısı

GÜNLER	UYGUNLUK TESTİ	DAĞILIMLAR					
		EXPONENTİAL	**GAMMA**	**LOGNORMAL**	**NORMAL**	**UNİFORM**	**WEİBULL**
PAZARTESİ	KOLMOGOROV-SMIRNOV	9	7	**17**	5	4	10
	ANDERSON DARLING	10	8	11	**15**	4	4
	Kİ-KARE	5	5	**12**	5	0	7
SALI	KOLMOGOROV-SMIRNOV	10	8	11	4	7	**12**
	ANDERSON DARLING	4	10	13	**18**	6	1
	Kİ-KARE	8	3	**9**	2	0	**9**
ÇARŞAMBA	KOLMOGOROV-SMIRNOV	5	10	**12**	6	8	11
	ANDERSON DARLING	5	8	12	**20**	6	1
	Kİ-KARE	4	5	5	3	0	**13**
PERŞEMBE	KOLMOGOROV-SMIRNOV	8	**11**	**11**	8	5	9
	ANDERSON DARLING	4	7	**19**	14	6	2
	Kİ-KARE	7	5	5	3	0	**12**
CUMA	KOLMOGOROV-SMIRNOV	7	11	**14**	9	4	7
	ANDERSON DARLING	7	10	10	**16**	6	3
	Kİ-KARE	**11**	4	7	3	0	9
CUMARTESİ	KOLMOGOROV-SMIRNOV	**12**	11	**12**	3	6	8
	ANDERSON DARLING	1	12	11	**22**	3	3
	Kİ-KARE	**11**	5	10	3	0	8
PAZAR	KOLMOGOROV-SMIRNOV	**20**	10	8	2	4	8
	ANDERSON DARLING	8	5	10	**25**	2	2
	Kİ-KARE	6	6	**14**	3	0	12

Kolmogorov-Smirnov testine göre Tablo 4.31’de de görüldüğü gibi pazartesi günlerine ait genel eğilimin en yüksek p değerine sahip olan Lognormal dağılımına ait olduğu, Anderson-Darling testine göre ise en küçük test istatistiğine sahip olan Normal dağılıma ait olduğu, Ki-Kare testine göre ise en yüksek p değerine sahip olan Lognormal dağılıma ait olduğu öne çıkmaktadır. Buna göre, Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal dağılımın, Anderson-Darling testine göre Normal dağılımın, Ki-Kare testine göre ise Lognormal dağılımın pazartesi günlerine ait veriler için en uygun dağılım olduğu söylenebilir.

Kolmogorov-Smirnov testine göre Tablo 4.31’de de görüldüğü gibi salı günlerine ait genel eğilimin en yüksek p değerine sahip olan Weibull dağılımına ait olduğu, Anderson-Darling testine göre en küçük test istatistiğine sahip olan Normal dağılıma ait olduğu, Ki-Kare testine göre ise en yüksek p değerine sahip olan Lognormal ve Weibull dağılımına ait olduğu bulunmuştur. Bu bulgular doğrultusunda, Kolmogorov-Smirnov testine göre Weibull dağılımının, Anderson-Darling testine göre Normal dağılımın, Ki-Kare testine göre ise Lognormal ve Weibull dağılımlarının salı günlerine ait veriler için en uygun dağılım olduğu söylenebilir.

Kolmogorov-Smirnov testine göre Tablo 4.31’de de görüldüğü gibi çarşamba günlerine ait genel eğilimin en yüksek p değerine sahip olan Lognormal dağılıma ait olduğu, Anderson-Darling testine göre en küçük test istatistiğine sahip olan Normal dağılıma ait olduğu, Ki-Kare testine göre ise en yüksek p değerine sahip olan Weibull dağılımına ait olduğu bulunmuştur. Bu bulgular doğrultusunda, Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal dağılımın, Anderson-Darling testine göre Normal dağılımın, Ki-Kare testine göre ise Weibull dağılımının Çarşamba günlerine ait veriler için en uygun dağılım olduğu söylenebilir.

Kolmogorov-Smirnov testine göre Tablo 4.31’de de görüldüğü gibi perşembe günlerine ait genel eğilimin en yüksek p değerine sahip olan Gamma ve Lognormal dağılıma ait olduğu, Anderson-Darling testine göre en küçük test istatistiğine sahip olan Lognormal dağılımına ait olduğu, Ki-Kare testine göre ise en yüksek p değerine sahip olan Weibull dağılımına ait olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgular doğrultusunda, Kolmogorov-Smirnov testine göre Gamma ve Lognormal dağılımın, Anderson-Darling testine göre Lognormal dağılımın, Ki-Kare testine göre ise Weibull dağılımının Perşembe günlerine ait veriler için en uygun dağılım olduğu söylenebilir.

Kolmogorov-Smirnov testine göre Tablo 4.31'de de görüldüğü gibi cuma günlerine ait genel eğilimin en yüksek p değerine sahip olan Lognormal dağılıma ait olduğu, Anderson-Darling testine göre en küçük test istatistiğine sahip olan Normal dağılıma ait olduğu, Ki-Kare testine göre ise en yüksek p değerine sahip olan Exponential dağılımına ait olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgulara göre, Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal dağılımın, Anderson-Darling testine göre Normal dağılımın, Ki-Kare testine göre ise Exponential dağılımının Cuma günlerine ait veriler için en uygun dağılım olduğu söylenebilir.

Kolmogorov-Smirnov testine göre Tablo 4.31'de de görüldüğü gibi cumartesi günlerine ait genel eğilimin en yüksek p değerine sahip olan Lognormal ve Exponential dağılıma ait olduğu, Anderson-Darling testine göre en küçük test istatistiğine sahip olan Normal dağılıma ait olduğu, Ki-Kare testine göre ise en yüksek p değerine sahip olan Exponential dağılımına ait olduğu gözlemlenmiştir. Bu bulgulara göre, Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal ve Exponential dağılımın, Anderson-Darling testine göre Normal dağılımın, Ki-Kare testine göre ise Exponential dağılımının Cumartesi günlerine ait veriler için en uygun dağılım olduğu söylenebilir.

Kolmogorov-Smirnov testine göre Tablo 4.31'de de görüldüğü gibi pazar günlerine ait genel eğilimin en yüksek p değerine sahip olan Exponential dağılıma ait olduğu, Anderson-Darling testine göre en küçük test istatistiğine sahip olan Normal dağılıma ait olduğu, Ki-Kare testine göre ise en yüksek p değerine sahip olan Lognormal dağılıma ait olduğu gözlemlenmiştir. Bu bulgulara göre, Kolmogorov-Smirnov testine göre Exponential dağılımın, Anderson-Darling testine göre Normal dağılımın, Ki-Kare testine göre ise Lognormal dağılımının pazar günlerine ait veriler için en uygun dağılım olduğu tespit edilmiştir.

Sonuç olarak günlere ait söz konusu verilerin tamamı Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk göstermektedir. Aynı şekilde Pazartesi, Çarşamba, Cumartesi ve Pazar günlerine ait hasta sayılarının Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği tespit edilmiştir.

SONUÇ VE ÖNERİLER

İstatistiksel teknikler kullanılarak bir veri grubuna en iyi uyum sağlayan ihtimal dağılımını tespit ederek istatistiksel analizinin yapılması amaçlanan bu çalışmada, öncelikle Sivas ili Cumhuriyet Üniversitesi Acil Servisine 2017 yılının Kasım ayı ile 2018 yılının Kasım ayı arasında, 00:00–04:00 saatleri arasında gelen hastaların demografik verileri analiz edilmiştir. Söz konusu 4978 hastanın çeşitli değişkenlere göre frekans dağılımları belirlenmiştir. Buna göre;

- Acil servise gelen hastaların dağılımı incelendiğinde hastaların %51,4'ünü erkek hastaların oluşturduğunu, yaş grupları kapsamında en fazla hastaneye gelen yaş grubunun %49,9 ile 26-64 yaş arası grup olduğu tespit edilmiştir.
- Hastaların aylara göre dağılımı söz konusu olduğunda ise en fazla gelen hasta başvurularının %10,4 ile mayıs ayında, %9,9 ile ağustos ayında, %9,7 ile haziran ayında, %9,1 ile temmuz ayında olmak üzere yaz aylarında sıklaştığı görülmektedir.
- Yine hasta başvurularının haftanın günlerine hemen hemen eşit olarak dağıldığı, bununla birlikte az bir farkla da olsa en fazla hasta başvurusunun %16,1 ile haftanın son günü olan pazar gününde gerçekleştiği belirlenmiştir.
- Vaka durumuna göre acil servise gelen hasta başvuruları incelendiğinde ise %2'sinin ölümlü vaka, %98' inin ise ölümle sonuçlanmayan vakaların oluşturduğu belirlenmiştir.
- Tedavi sonucuna göre acil servise gelen hasta başvuruları incelendiğinde ise tedavilerin %77,1'i ayakta tedavi ile sonuçlandığı belirlenmiştir.
- Tedavi sürelerine ilişkin vaka dağılımları incelendiğinde acil servise gelen hastaların tedavi süresinin hastanın cinsiyetine göre değişmediği tespit edilmiştir.

Daha sonra tedavi sonuçlarına ilişkin vaka dağılımlarının çeşitli değişkenlere göre farklılık gösterip göstermediği ki-kare bağımsızlık testi yardımı ile incelenmiş ve sonuç olarak tedavi sonucunun (Ayakta tedavi, taburcu, sevk, uzun süreli tedavi, ölüm diğer) hastanın cinsiyetinden bağımsız olduğu tespit edilmiştir. Hastaların yaşına göre tedavi sonuçları incelendiğinde ise anlamlı bir farklılık tespit edip, 25 yaş ve altı hastalar ile 26-64 yaş arasında ki hastaların 65 yaş ve üzeri hastalara oranla tedavilerinin yüksek oranda ayakta tedavi ile sonuçlandığı, ölümle sonuçlanan vakaların ise en çok oranda 65 yaş ve üzeri hastalarda meydana geldiği tespit edilmiştir. Ayrıca haftanın günlerine ve aylara göre tedavi sonuçları incelendiğindede anlamlı bir farklılık tespit edilip, pazar günü gelen hastaların tedavilerinin yüksek oranda ayakta tedavi ile sonuçlandığı , en yüksek ölüm oranının ise pazartesi günü olduğu ve mayıs ayında gelen hastaların yılın diğer ayların da gelen vaka oranlarına nazaran tedavilerinin büyük ölçüde ayakta tedavi ile sonuçladığı, ölümle sonuçlanan vakaların ise en çok mayıs ayında, en az ise aralık ayında gerçekleştiği belirlenmiştir.

Son olarak ölümlü ve ölümle sonuçlanmayan tedavi sonuçlarına ilişkin dağılımlar incelenmiş ve sonuç olarak ölümlü ve ölümlü olmayan tedavi sonuçlarının sayısının hastanın cinsiyetinden ve yaşından bağımsız olduğu tespit edilmiştir. Yalnızca günlere ve aylara göre ölümlü ve ölümlü olmayan tedavi sonucunun anlamlı bir farklılık gösterdiği tespit edilmiş, buna göre pazartesi günü ölümlü vaka oranının daha yüksek olduğu, ölümle sonuçlanmayan vakaların ise en çok pazar günü en az ise salı günü gerçekleştiği görülmüştür. Aynı zamanda en fazla ölümlü sonuçlanmanın mayıs ayında görüldüğü, en az ölümlü sonuçlanmanın ise aralık ayında görüldüğü tespit edilmiştir.

Araştırmanın uygulamasının ikinci bölümünde ise belirlenen tarih ve saat aralıklarında acil servise başvuran hasta sayıları ve iki hasta arasında geçen süre ayların günlerine ve haftalarına göre gruplandırılarak hasta sayılarının ve başvuru sıklıklarının sırasıyla hangi kesikli ve sürekli dağılımlara uygunluk gösterdikleri tespit edilmiştir.

Yapılan analizler sonucunda bir yıl içerisinde saat 02:00 ile 04:00 aralığında acil servise gelen hasta başvuru sayılarının Pazartesi, Çarşamba, Cumartesi ve Pazar günleri için yapılan Kolmogorov-Smirnov testine göre Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği belirlenmiştir.

Acil servise başvuran hasta sıklığının ise ayların günleri ve haftaları için sürekli dağılımlardan olan Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlardan hangilerine uygunluk gösterdiği incelenmiştir. Buna göre;

- Pazartesi günleri için iki hasta arasında geçen sürenin dağılımı incelendiğinde pazartesi günlerine ait genel eğilimin Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal dağılıma, Anderson-Darling testine göre Normal dağılıma, Ki-kare testine göre ise Lognormal dağılıma uygunluk gösterdiği tespit edilmiştir.
- Salı günleri için iki hasta arasında geçen sürenin dağılımı incelendiğinde salı günlerine ait genel eğilimin Kolmogorov-Smirnov testine göre Weibull dağılımına, Anderson-Darling testine göre Normal dağılıma, Ki-kare testine göre ise Lognormal ve Weibull dağılımlarına uygunluk gösterdiği belirlenmiştir.
- Çarşamba günleri için iki hasta arasında geçen sürenin dağılımı incelendiğinde Çarşamba günlerine ait genel eğilimin Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal dağılıma, Anderson-Darling testine göre Normal dağılıma, Ki-kare testine göre ise Weibull dağılıma uygunluk gösterdiği belirlenmiştir.
- Perşembe günleri için iki hasta arasında geçen sürenin dağılımı incelendiğinde Perşembe günlerine ait genel eğilimin Kolmogorov-Smirnov testine göre Gamma ve Lognormal dağılımlarına, Anderson-Darling testine göre Lognormal dağılıma, Ki-kare testine göre ise Weibull dağılıma uygunluk gösterdiği tespit edilmiştir.
- Aynı şekilde Cuma günleri için iki hasta arasında geçen sürenin dağılımı incelendiğinde Cuma günlerine ait genel eğilimin Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal dağılıma, Anderson-Darling testine göre Normal dağılıma, Ki-kare testine göre ise Exponential dağılıma uygunluk gösterdiği tespit edilmiştir.
- Cumartesi günleri için iki hasta arasında geçen sürenin dağılımı incelendiğinde Cumartesi günlerine ait genel eğilimin Kolmogorov-Smirnov testine göre Lognormal ve Exponential dağılıma, Anderson-Darling testine göre Normal dağılıma, Ki-kare testine göre ise Exponential dağılıma uygunluk gösterdiği belirtilmiştir.
- Pazar günleri için iki hasta arasında geçen sürenin dağılımı incelendiğinde Pazar günlerine ait genel eğilimin Kolmogorov-Smirnov testine göre

Exponential dağılımına, Anderson-Darling testine göre Normal dağılıma, Ki-kare testine göre ise Lognormal dağılıma uygunluk gösterdiği belirtilmiştir.

Sonuç olarak bu bulgular doğrultusunda ayların günleri ve haftaları için iki hasta arasında geçen sürenin tamamının söz konusu Üstel, Weibull, Gamma, Lognormal, Uniform ve Normal dağılımlarının tamamına uygunluk gösterdiği belirlenmiştir. Aynı şekilde Pazartesi, Çarşamba, Cumartesi ve Pazar günleri acil servise başvuran hasta sayılarının ise yapılan uyum iyiliği testine göre Poisson dağılımına uygunluk gösterdiği tespit edilmiştir.

Çalışmanın bu sonuçlarına göre getirilebilecek öneriler ise şu şekilde sıralanabilir:

- Araştırma kapsamında Sivas ili Cumhuriyet Üniversitesi Acil Servisine gelen hasta başvuruları esas alınarak analizler yapılmıştır. Aynı analizler farklı hastanelere, şehirlere veya Türkiye geneline ait verilerle daha geniş kapsamlı olarak yapılabilir.
- Analizler sırasında acil servise gelen hastalara ait bilgilerin olduğu kayıtlarda yer alan değişkenlerden örnek teşkil etmesi bakımından sadece bazıları kullanılmıştır. Farklı çalışmalarda diğer değişkenler de hesaba katılarak daha kapsamlı sonuçlar elde edilebilir.
- Araştırma sonuçları göz önünde bulundurularak acil servise başvuran hasta tedavilerindeki gecikmeler ortadan kaldırılarak, acil servise başvuran hasta sayılarının, niteliklerinin ve gereksinimlerinin belirlenmesi, hasta profillerinin çıkarılarak hasta memnuniyeti ve hizmet kalitesini artırmak için yetkililer tarafından çeşitli önlemler alınabilir.

KAYNAKÇA

Akın, Fehamet (2002). *Olasılık*. Bursa: Ekin Kitabevi.

Akdeniz, Fikri (2002). *Olasılık ve İstatistik*. Adana: Baki Kitabevi.

Aktürk Hayat Elvan ve Suner Aslı ve diğerleri (2010). "Comparison of Five Survival Models: Breast Cancer Registry Data from Ege University Cancer Research Center". *Türkiye Klinikleri Journal of Medical Science*.30: 1665-1674.

Arıcı, Hüsnü (2016). *İstatistik Yöntemler ve Uygulamalar*. Ankara: Meteksan.

Aydın, Tayfun (2008). *Sağlık Uygulama Ve Araştırma Merkezi Acil Servisine Başvuran Hastaların Demografik Özellikleri*. Uzmanlık Tezi. Uludağ Üniversitesi.

Aytaç, Mustafa (2012). *Matematiksel İstatistik*. Bursa: Ezgi Kitabevi

Bardakçı, Sait (2017). *Aktüeryal Veri Analizinde İstatistiksel Yöntemlerin Kullanımı: Yangın Hasarı Ve Trafik Kazası Verileriyle Bir Uygulama*. Doktora Tezi, Cumhuriyet Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Baykul, Yaşar (1999). *İstatistik Metodlar ve Uygulamalar*. Ankara: Anı Yayıncılık.

Bircan Hüdaverdi ve Yıldız Necati (2010). *Uygulamalı İstatistik*. Ankara: Sage Yayıncılık

Bulut Yunus ve Güngör Mehmet (2008). *Ki-Kare Testi Üzerine Doğu Anadolu Bölgesi Araştırmaları.*

Çelik, Elif (2015). *Olasılık Dağılımlarından Rassal Değişkenlik Üretimi Ve VBA Uygulaması*. Yüksek Lisans Tezi, Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Erkut, Haluk (1992). *Yönetimde Simülasyon Yaklaşımı*. İstanbul: İfan Yayımcılık.

Erilli, Necati A. (2017). *İstatistik-1*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.

Ersoy Nuri ve Oral Erbaş Semra (1996). *Olasılık ve İstatistiğe Giriş.* Ankara: Gazi Büro Kitabevi.

Forbes Catherine, EvansMerran, Hastings Nicholas andPeacockBrian (2011). *Statistical Distributions*. 4th Edition, New Jersey: John Wiley and Sons Publication.

Gültekin Özlem Ceren ve Erdemir Cenap (2010). "Türkiye Demir Ve Çelik Sektöründe Bir Şirketin Yangın Risklerinin Aktüeryal Modeli".*İstatistikçiler Dergisi*. 3: 37-44.

Hasgür, İbrahim (2000). *Matematiksel İstatistik*. Ankara: Seçkin Yayınları.

Hasting N.A.J. and J.B. Peacock (1975). *Statistical Distributions*. London: Butterworth Group.

Kabakçı, Ali Sait (2004). *Kesikli Olasılık Dağılımları İçin Tesadüfi Sayı Üretimi*. Yüksek Lisans Tezi, Cumhuriyet Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Karagöz, Yalçın (2002). *Sürekli Olasılık Dağılımları İçin Tesadüfi Sayı Üretimi ve Aralarındaki İlişkiler*. Doktora Tezi, Cumhuriyet Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Karagöz, Yalçın (2016). *SPSS ve AMOS 23 Uygulamalı İstatistiksel Analiz*. Ankara: Nobel Yayıncılık.

Kartal, Mahmut (1998). *Hipotez Testleri*. Erzurum: Şafak Yayınevi.

Kartal, Mahmut (2006). *Bilimsel Araştırmalarda Hipotez Testleri.* 3. Baskı. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.

Kara, İmdat (2000). *Olasılık*. Ankara: Bilim Teknik Yayınevi.

Köle, Can (2014). *Üstel Dağılım İçin Uyum İyiliği Testleri Ve Bir Karşılaştırma*. Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü.

Lee, Elisa T. (1992). *Statistical Methods for Survival Data Analysis.*Second Edition. New York: Interscience Publication.

Lewis P.A. W. and E. J. Orav. (1989). *Simulation Methology for Statisticians*. California: Operations Analysts and Engineers, Wadsworth and Brooks.

Rahman, Najeeb A. (1968). *A Course in Theorical Statistics*. London: Griffin.

Saygı, Hülya (2007). *Su Ürünleri Araştırmalarında Yaşam Modelleri ve Kullanılan İstatistiksel Yöntemler*. Doktora Tezi, Ege Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü.

Serper, Özer (2000). *Uygulamalı İstatistik 1*, Genişletilmiş 4. Baskı, Bursa: Ezgi Kitabevi.

Serper, Özer (2014). *Uygulamalı İstatistik*. Bursa: Ezgi Kitabevi.

Yaman, Şerife Burçin (2015). *Aktüeryal Veri Analizinde İstatistiksel Yaklaşımlar ve Bir Uygulama.* Yüksek Lisans Tezi, On Dokuz Mayıs Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü.

Yıldırım, Nurcan (2013). *Normal Dağılım İçin Uyum İyiliği Testleri Ve Bir Simülasyon Çalışması.* Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü.

Yüzer, Ali Fuat (1996). *Olasılık ve İstatistik*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi, Fen Fakültesi Yayınları.

ÖZ GEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı : Saniye SAĞIR

Uyruğu : T.C.

Doğum Tarihi ve Yeri: 01.09.1995 Sivas

e-posta : saniye.sagir@outlook.com

EĞİTİM

Derece	**Kurum**	**Mezuniyet Yılı**
Lisans	Sivas Cumhuriyet Üniversitesi	2017
Yüksek Lisans	Sivas Cumhuriyet Üniversitesi	2020

İŞ TECRÜBESİ

Tarih	**Kurum**	**Görev**
--	-	-

YABANCI DİL BİLGİSİ

İngilizce YÖKDİL (55)