



T.C.
SELÇUK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

GÜVENİLİRLİK ANALİZİ ÜZERİNE BİR YAZILIM

Volkan ETEMAN

YÜKSEK LİSANS

İstatistik Anabilim Dalı

01-2014
KONYA
Her Hakkı Saklıdır

TEZ BİLDİRİMİ

Bu tezdeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edildiğini ve tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada bana ait olmayan her türlü ifade ve bilginin kaynağına eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

DECLARATION PAGE

I hereby declare that all information in this document has been obtained and presented in accordance with academic rules and ethical conduct. I also declare that, as required by these rules and conduct, I have fully cited and referenced all material and results that are not original to this work.

İmza
Volkan ETEMAN
Tarih:

ÖZET

YÜKSEK LİSANS

GÜVENİLİRLİK ANALİZİ ÜZERİNE BİR YAZILIM

Volkan ETEMAN

Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü
İstatistik Anabilim Dalı

Danışman: Yrd. Doç. Dr. İSMAİL KINACI

2014, 30 Sayfa

Jüri
Yrd. Doç. Dr. İSMAİL KINACI
Yrd. Doç. Dr. AYDIN KARAKOCA
Doç. Dr. ÇOŞKUN KUŞ

Güvenilirlik teorisinde bir birimin yaşam zamanı modelleyen dağılımın parametrelerinin tahmin edilmesi önemli bir problemdir. Bu tahminlerin elde edilmesinde tam örneklemler kullanılabileceği gibi sansürlü örneklemlerde kullanılabilmektedir.

Bu çalışmada güvenilirlik analizlerinde sıklıkla kullanılan bazı yaşam zamanı dağılımları için bu dağılımlardan, tam yada sansürlü örneklem üreten ve tam yada sansürlü verilere dayalı olarak dağılımların parametrelerinin tahmin sonuçlarını veren bir paket program tanıtılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Güvenilirlik, Paket program, Parametre tahmini, Sansürlü örneklemler

ABSTRACT

MS THESIS

A SOFTWARE ABOUT RELIABILITY ANALYSIS

Volkan ETEMAN

THE GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCE OF SELÇUK UNIVERSITY
THE DEGREE OF MASTER OF SCIENCE / DOCTOR OF PHILOSOPHY IN MECHANICAL ENGINEERING

Advisor: Asst. Prof. Dr. İSMAİL KINACI

2014, 30 Pages

Jury
Advisor Asst. Prof. Dr. İSMAİL KINACI
Asst. Prof. Dr. AYDIN KARAKOCA
Assoc. Prof. Dr ÇOŞKUN KUŞ

In reliability analysis, estimation of the parameters of any distribution modelled the lifetime of a unit is an important problem. Complete or censored samples can be used to obtain these estimates.

In this study, a reliability package has been written. This package allow complete or censored random samples generation from frequently used lifetime distribution in reliability analysis. Also it can be done the parameter estimation based on observed complete or censored samples.

Keywords: Reliabilty, Package Program, Parameter Estimation, Censored Samples.

ÖNSÖZ

Güvenilirlik tahmini analizleri; otomotiv sanayi, havacılık, savunma sanayi gibi güvenilirliğin vazgeçilmez olduğu alanlarda kullanıldığı gibi teknolojik ve elektronik sistemler üreten iş kollarında ve bir çok bileşenden oluşan sistemler üreten sanayi alanlarında ürünlerin hangi bileşenlerinin hataya daha meyilli olduğunu daha tasarım ve test aşamasındayken tespit edilmesini sağlayıp iyileştirmeler yapılabilmesinin yolunu açıp rekabet gücünü ve ürün kalitesini arttıran yöntemler içermektedir.

Güvenilirlik analizi konusunda daha önce yapılmış yazılımlar, kalkınmış ülkelerdeki şirketler tarafından gerçekleştirilmiş ve bu konuyu işleyen yazılım sayısı tek haneli rakamlarda kalmış olmasına rağmen yoğun bir şekilde kullanılmaktadır.

Ülkemiz için oldukça yeni olan güvenilirlik analizi konusunda üretimde kullanılan yerli bir yazılım bulunmamaktadır. Bu çalışma yerli bir güvenilirlik yazılımının teknik ve teorik temellerinin atılması amaçlanmıştır.

Volkan ETEMAN
KONYA-2014

İÇİNDEKİLER

ÖZET ..... **i**

ABSTRACT ..... **ii**

ÖNSÖZ ..... **iii**

İÇİNDEKİLER ..... **iv**

1. GİRİŞ VE KAYNAK ARAŞTIRMASI **1**

2. MATERYAL VE YÖNTEM **4**

2.1. Uygulama Geliştirme Ortamı 4
2.2. Newton-Raphson Yöntemi 5
2.3. Bazı Olasılık Dağılımları 6
2.3.1. Üstel Dağılım 6
2.3.2. Pareto Dağılımı 6
3.2.3. BurrXII Dağılımı 6
3.2.4. Weibull Dağılımı 6
2.4. Tahmin 7
2.4.1. En Çok Olabilirlik Tahmini 7
2.4.2. Örneklem tipine göre olabilirlik fonksiyonları 8
2.4.3. Üstel Dağılım için sansürlü örnekleme dayalı parametre tahmini 9
2.4.4. Weibull Dağılım için sansürlü örnekleme dayalı parametre tahmini 11
2.4.5. Kaplan-Meier Yöntemi 13

3. PAKET PROGRAMIN TANITILMASI **15**

4. UYGULAMA **18**

4.1. Rastgele Veri Üretimi 18
4.2. Parametre Tahmini 22
4.3. Kaplan-Meier Yaşam Tablosu Analizi 26

5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER **28**

5.1 Sonuçlar 28
5.2 Öneriler 28

KAYNAKLAR **29**

ÖZGEÇMİŞ **30**

1. GİRİŞ VE KAYNAK ARAŞTIRMASI

Güvenilirlik, ilgilenilen bir sistemin veya parçanın belirlenmiş herhangi bir anda hâlâ yaşıyor olması olasılığı olarak tanımlanmaktadır.

Bir sistemin güvenilirliği için sonuç çıkarımı yaparken sistemi oluşturan tüm bileşenlerin bozulma zamanlarını gözlemlemek her zaman mümkün olmayabilir. Örneğin; pahalı bir elektronik parçanın yaşam zamanı hakkında bilgi edinmek için yapılan yaşam testinde, parçaların hepsinin bozulmalarının gözlenmesi maliyeti ve test zamanını artıracağından istenmeyebilir. Bu tip durumlarda, deney yada gözlem sonrası sansürlenmiş veri elde edilir. Tıp, biyoloji, sigortacılık, mühendislik, kalite kontrol ve bir çok alanda sansürlenmiş verilerle karşılaşılmaktadır.

Bir sistemin güvenilirliği incelenirken; ilgilenilen rasgele değişken çoğu zaman yaşam süresidir. Yaşam zamanı dağılımları olarak Üstel, Weibull, Gamma, Logistic, Burr III, Lognormal, Pareto I, Gompertz ve Burr XII gibi dağılımlar kullanılabilmektedir.

Pratikte sıklıkla karşılaşılan üç tür sansür yöntemi bulunmaktadır. Tip-I sansürleme olarak adlandırılan sansürleme modelinde, yaşam testine tabi tutulan n birimden t gibi önceden belirlenmiş bir zamana kadar bozulan parçaların yaşam zamanları gözlenmektedir. Tip-II sansürleme olarak adlandırılan sansürleme modelinde yaşam testine tabi tutulan n birimden ilk bozulan $m\ (m \le n)$ tane birimin yaşam zamanları gözlenmektedir. Bir diğer ve belki de en popüler sansürleme yöntemi ise ilerleyen tür tip-II sağdan sansürlemedir. Bu sansürleme modelinde, yaşam testine tabi tutulan n birimden 1. bozulmada ile R_1 sayıda bileşenin sistemden rasgele çekildiğini, daha sonra geriye kalan $n - R_1 - 1$ bileşenden, 2. bozulma ile R_2 sayıda bileşenin sistemden rasgele çekildiğini ve böylece m. bozulma ile R_m sayıda bileşenin sistemden rasgele çekilmesiyle m bileşenin bozulma zamanı gözlenmektedir. (Balakrishnan ve Aggarwala 2000). İlerleyen tür sansürleme altında bazı dağılımların parametreleri için istatistiksel sonuç çıkarımı birçok araştırmacı tarafından çalışılmıştır.

Güvenilirlik teorisi, yaşam zamanı dağılımları ve sansürlü örneklemler hakkında detaylı bilgiler aşağıda kısa özetleri verilen çalışmalarda bulunabilir.

Türkan, H., A., 2007. Bu çalışmada güvenilirlik analizinde kullanılan normal dağılım, üstel dağılım, log-normal dağılım, Weibull dağılımı, rayleigh dağılımı ve uç değer dağılımı gibi bazı tek değişkenli istatistiksel dağılım modelleri; iki değişkenli

üstel dağılım ve iki değişkenli Pareto dağılımı gibi bazı iki değişkeli dağılım modelleri; Weibull dağılımlarının karması gibi bazı karma dağılım modelleri ve özellikleri incelenmiştir.

Balakrishnan, N., Basu, A.P., 1995. Bu kitapta tam ve sansürlü üstel dağılımlara ilişkin geçmiş yıllarda yapılan çalışmalar hakkında geniş bilgiler verilmiştir.

Casella, G., Berger, R.L., 1990. Bu kitapta olasılık dağılımları ve dağılım ailelerine yer verilmiş, çok değişkenli rasgele değişkenler ve bu değişkenlere ilişkin asimptotik özellikler, aralık tahminleri ve hipotez testleri hakkında bilgiler verilmiştir.

Kundu, D., Gupta, R.D., 2005. Bu makalede stres-dayanıklılık güvenilirliği R' nin en çok olabilirlik tahmin edicisi ve bu tahmin edicinin asimptotik dağılımı, stresin ve dayanıklılığın aynı ölçek parametreli fakat farklı şekil parametreli genelleştirilmiş üstel dağılıma sahip olması durumunda elde edilmiştir. Asimptotik dağılımı kullanarak R için asimptotik güven aralıkları elde edilmiştir. Ayrıca ortak ölçek parametrelerinin bilindiği varsayımı altında R için UMVUE ve Bayes tahmin edicileri elde edilmiş ve bir simülasyon çalışmasıyla bu tahmin edicilerin performansları incelenmiştir.

Kundu, D., Raqab, M.Z., 2009. Bu makalede stres-dayanıklılık güvenilirliği R' nin tahmini, stresin ve dayanıklılığın aynı şekil ve konum fakat farklı ölçek parametresine sahip üç parametreli Weibull dağılımına sahip olması durumunda incelenmiştir. R' nin en çok olabilirlik tahmin edicisi analitik olarak elde edilememiş ancak modifiye edilmiş en çok olabilirlik tahmin edicisi elde edilmiştir.

Lawless, J.F., 1982. Bu kitapta yaşam zamanı dağılımları ve parametrelerin en çok olabilirlik tahminleri incelenmiş, 1. tip ve 2. tip sansürlü verilere ilişkin bilgiler verilmiştir.

Güvenilirlik tahmini analizleri; otomotiv sanayi ,havacılık ,savunma sanayi gibi güvenilirliğin vazgeçilmez olduğu alanlarda kullanıldığı gibi teknolojik ve elektronik sistemler üreten iş kollarında ve bir çok bileşenden oluşan sistemler üreten sanayi alanlarında ürünlerin hangi bileşenlerinin hataya daha meyilli olduğunu daha tasarım ve test aşamasındayken tespit edilmesini sağlayıp iyileştirmeler yapılabilmesinin yolunu açıp rekabet gücünü ve ürün kalitesini arttıran yöntemler içermektedir.

Güvenilirlik analizi konusunda daha önce yapılmış yazılımlar, kalkınmış ülkelerdeki şirketler tarafından gerçekleştirilmiş ve bu konuyu işleyen yazılım sayısı tek haneli rakamlarda kalmış olmasına rağmen yoğun bir şekilde kullanılmaktadır .

Ülkemiz için oldukça yeni olan güvenilirlik analizi konusunda üretimde kullanılan yerli bir yazılım bulunmamaktadır.Bu çalışma yerli bir güvenilirlik

yazılımının teknik ve teorik temellerinin atılması amaçlanmıştır. Bu güvenilirlik yazılımı C++ programlama dili kullanılarak oluşturulmuştur. C++ programlama diline ilişkin ayrıntılar aşağıda kısa özetleri verilen kaynaklarda bulunabilir.

Robert, L.,2002. Bu kitapta, C++ programlama konusunda temel bilgileri ve kaynakları içermektedir. Projede kullanılacak nesne yönelimli yaklaşım konusu derinlemesine işlenmiştir.

Çölkesen, R., 2007. Veri yapıları ve algoritmalar ,program tasarımının en önemli öğesidir. Yalnız başına programlama dili bilmek, yazılım geliştirmeye yetmemektedir. Bu kitap C++ programlama diline dayanarak çeşitli veri yapıları ve modellerini ele almaktadır.

Blanchette, J., Summerfield, M., 2008. Bu kitapta C++ ile oluşturulan yazılım iskeletine grafik kullanıcı arabirimi(GUI) giydirmeyi ve kaynak kodlarla C++ içine entegre edilebilmesini QT yazılımı çatısı altında anlatmaktadır.

Bu çalışmanın bölümleri şu şekilde oluşturulmuştur. Çalışmanın ikinci bölümünde materyal ve yöntem anlatılmış, üçüncü bölümünde paket program tanıtılmış, dördüncü bölümünde uygulama gerçekleştirilmiştir.

2. MATERYAL VE YÖNTEM

2.1. Uygulama Geliştirme Ortamı

Bu çalışmada, nesne yaklaşımlı yapısı esnek mimarisi ve kararlılığı ile amaçlanan hedeflere ulaşma bakımından çalışmaya uygun olan C++ programlama dili kullanılmıştır. C++'ın sınıf özelliğinden yazılım sırasında yararlanılmıştır. C++ sınıf kavramını programlama dünyasına kazandıran ve C++'ın güçlü bir dil olmasını sağlayan en önemli etkendir. Sınıflar kullanıcı tanımlı veri yapılarının ve fonksiyonların bir arada tutulduğu ve bir kere yazılıp istenildiği kadar kullanılabilen bu yapılardan çalışmamızda nasıl yararlanıldığı aşağıdaki örnekle açıklanmıştır.

```
class dagilim
{
SayiUret();
Yaz();
Oku();
}
```

Örneğin yukarıdaki gibi bir yapıda oluşturulan sınıflar istenildiği kadar fonksiyon, değişken ve parametreye sahip olabilir. Sınıfların kullanılması,

```
dagilim d;        / / "d" adında bir değişken tanımlanıyor.
 x=d.SayiUret();
 y=-teta*qLn(x)
```

Bu şekilde üstel dağılıma uygun sayı üretilebiliyor. Aynı şekilde Weibull dağılımından sayı üretmek istenilirse;

```
x=d.SayıUret();
y=(1/lamda)*pow((-qLn(x)),(1/alfa)) ;
```

yukarıda da görüldüğü üzere, bir kere yazılan kodlar sınıflar içerisine yerleştirilerek daha sonradan istenildiği kadar kullanılabiliyor ve bu sebepten dolayı kod maliyetleri düşerken yazılım esneklikleri artmaktadır.

Grafiksel kullanıcı arayüzü için QT tasarım aracı kullanılmıştır. QT farklı platformları destekleyen ve hali hazırda içinde bulunan kütüphaneler ile yazılım geliştirme aşamasında yazılımcılara yol gösteren güçlü, gelişmiş ve açık kaynak kodlu bir geliştirme ortamıdır.

2.2. Newton-Raphson Yöntemi

$f(x)=0$ gibi bir denklemin bir kökünün bulunmasındaki iteratif yöntemlerden biridir. $f(x)$ sürekli ve türevlenebilen fonksiyonunun bilinen yaklaşık bir kökü x_n olsun. $f(x_n+h)$ fonksiyonu x_n civarında ikinci mertebeye kadar Taylor serisine açılırsa;

$$f(x_n+h)=f(x_n)+hf'(x_n)+\frac{h^2}{2}f''(\xi_n),\xi\in(x_n,x_n+h)$$

yazılabilir. $x_n+h=x_{n+1}$ değerinin gerçek köke çok yakın olduğu yani $f(x_n+h)$' ın hemen hemen sıfır olduğu düşünülürse,

$$0=f(x_n)+hf'(x_n)+\frac{h^2}{2}f''(\xi_n),\xi\in(x_n,x_n+h)$$

yazılır. Şayet h yeterince küçük ise h^2'yi içeren terim ve sonraki terimler ihmal edilebilir. Böylece

$$f(x_n)+hf'(x_n)=0$$

veya

$$h=-\frac{f(x_n)}{f'(x_n)}$$

olarak elde edilir. Eğer $h=x_{n+1}-x_n$ olduğu göz önüne alınırsa,

$$x_{n+1}=x_n-\frac{f(x_n)}{f'(x_n)}$$

iterasyon denklemine ulaşılır (Oturanç ve ark 2003).

Newton – Raphson yöntemi geometrik olarak incelenecek olursa $f(x)=0$ fonksiyonunun başlangıç yaklaşık kökü x_0 olmak üzere fonksiyonun $(x_0,f(x_0))$ noktasındaki teğetinin denklemi

$$y-f(x_0)=f'(x_0)(x-x_0)$$

olarak yazılabilir. Bu teğetin x eksenini kestiği nokta ilk kök yaklaşımı olur ve

$$x_1=x_0-\frac{f(x_0)}{f'(x_0)}$$

elde edilir. Bu şekilde ardışık yaklaşımlar kullanılarak, gerçek köke ulaşılır.

2.3. Bazı Olasılık Dağılımları

2.3.1. Üstel Dağılım

Güvenilirlik teorisinde en önemli dağılımlardan biri üstel dağılımdır. X, Üstel dağılımına sahip bir rasgele değişken olmak üzere, X rasgele değişkenin olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonu sırasıyla eşitlik (2.1) ve eşitlik (2.2) deki gibidir:

$$f(x)=\frac{1}{\theta}e^{-x/\theta},\ x>0,\ \theta>0 \tag{2.1}$$

$$F(x)=1-e^{-x/\theta},\ x>0,\ \theta>0 \tag{2.2}$$

Burada $\theta>0$ bir ölçek parametresidir. θ parametreli Üstel dağılıma sahip bir X rasgele değişkeni için ortalama $E(X)=\theta$ ve varyans $\text{var}(X)=\theta^2$ şeklindedir.

2.3.2. Pareto Dağılımı

Pareto dağılımı ilk olarak bir italyan iktisatçı olan Vilfredo Pareto tarafından ekonomilerde bireylerin servet dağılımını göstermek için kullanılmıştır. X, Pareto dağılımına sahip bir rasgele değişken olmak üzere, X rasgele değişkenin olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonu sırasıyla eşitlik (2.3) ve eşitlik (2.4) deki gibidir:

$$f(x)=\beta x^{-\beta-1},\ x>1,\beta>0 \tag{2.3}$$

$$F(x)=1-x^{-\beta},\ x>1,\beta>0 \tag{2.4}$$

3.2.3. BurrXII Dağılımı

X, Burr XII dağılımına sahip bir rasgele değişken olmak üzere, X rasgele değişkenin olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonu sırasıyla eşitlik (2.5) ve eşitlik (2.6) daki gibidir:

$$f(x)=ck\frac{x^{c-1}}{\left(1+x^{c}\right)^{k+1}},\ x>0,\ c,k>0 \tag{2.5}$$

$$F(x)=1-\left(1+x^{c}\right)^{-k},\ x>0,\ c,k>0 \tag{2.6}$$

3.2.4. Weibull Dağılımı

Weibull Dağılımı olasılık dağılımları içinde önemli bir yere sahiptir. Profesör Waloddi Weibull tarafından bulunmuştur. Weibull dağılımı kullanım alanlarına göre iki veye üç parametreli olmak üzere uygulanabilen çok yönlü bir dağılımdır. İki parametreli

Weibull dağılımı özellikle malzeme biliminde ve güvenirlilik analizinde en yaygın olarak kullanılan dağılımdır.

X , iki parametreli Weibull Dağılımına sahip bir rasgele değişken olmak üzere, X rasgele değişkenin olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonu sırasıyla eşitlik (2.7) ve eşitlik (2.8) daki gibidir:

$$f(x)=\frac{\alpha}{\lambda^{\alpha}}x^{\alpha-1}e^{-(x/\lambda)^{\alpha}} \quad ,x>0,\alpha,\lambda>0 \tag{2.7}$$

$$F(x)=1-e^{-(x/\lambda)^{\alpha}} \quad ,x>0,\alpha,\lambda>0 \tag{2.8}$$

2.4. Tahmin

Dağılımı bilinen fakat parametreleri bilinmeyen bir kitlenin parametrelerinin tahmin edilmesi istatistik biliminin en önemli problemlerindendir. Kitle parametreleri, kitleden alınan bir örneklem yardımıyla oluşturulan istatistiklerle tahmin edilir. Parametre hakkında bütün bilgi örneklemin içindedir. Bu şekilde elde edilen tahminlere nokta tahmini denir. Ancak çoğu zaman nokta tahmini tek başına yeterli olmayabilir. Kitle parametresini belli bir olasılıkla içinde barındıran aralık şeklindeki bir tahmine de ihtiyaç duyulur. Burada aralığın alt ve üst sınırları yine örneklemin birer fonksiyonudur(istatistiğidir).

2.4.1. En Çok Olabilirlik Tahmini

Bu yöntemin en önemli özelliklerinden biri asimptotik olarak yansız ve küçük varyanslı olmalarıdır. Olabilirlik yönteminin temel prensibi şudur: Örneklem değerlerine bakılır, bu örneklem değerlerini elde etme olasılıklarının en yüksek olduğu değerler, bilinmeyen parametrelerin tahminleri olarak seçilir.

$X_1,X_2,\mathrm{K}\ ,X_n$ olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(\cdot\,|\,\theta),\theta\in\Theta\subset R^p$ (R^p: p boyutlu reel uzay) olan bağımsız aynı dağılımlı rasgele değişkenler olmak üzere bu rasgele değişkenlerin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f_{X_1,X_2,\mathrm{K},X_n}(x_1,x_2,\mathrm{K}\ ,x_n\,|\,\theta)=f(x_1\,|\,\theta)f(x_2\,|\,\theta)\mathrm{K}\ f(x_n\,|\,\theta) \tag{2.9}$$

olarak gösterilebilir. Eşitlik (2.9) ile verilen ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu θ'nın bir fonksiyonu olarak ele alındığında bu ortak o.y.f.'na olabilirlik fonksiyonu adı verilmekte ve

$$L(\theta\,|\,x_1,x_2,\mathrm{K}\ ,x_n)=\prod_{i=1}^{n}f(x_i\,|\,\theta) \tag{2.10}$$

şeklinde gösterilmektedir. Olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan $\hat{\theta}$ değeri, θ'nın en çok olabilirlik tahmin edicisidir. Yani, θ'nın EÇO tahmin edicisi

$$\hat{\theta}_{EÇO} = \arg\max_{\theta\in\Theta} L(\theta \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_n) \tag{2.11}$$

dır. Genellikle olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesi yerine olabilirlik fonksiyonunun logaritması olan

$$\lambda(\theta) = \log L(\theta \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_n) \tag{2.12}$$

maksimize edilir.

2.4.2. Örneklem tipine göre olabilirlik fonksiyonları

2.4.2.1.Tam örneklem durumu

Dayanma süresi X rastgele değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(x;\theta)$ olsun. $X_1, X_2, \mathrm{K}, X_n$ bağımsız ve aynı $f(x;\theta)$ olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olsun ve $x_1, x_2, \mathrm{K}, x_n$ örneklemin gözlem değeri olsun. Bu durumda olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\theta \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_n) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i \mid \theta) \tag{2.13}$$

şeklinde olacaktır.

2.4.2.2.Tip-I sansürlü örneklem durumu

$X_1, X_2, \mathrm{K}, X_n$ bağımsız ve aynı $f(x;\theta)$ olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olsun. Belli bir t anına kadar bozulan parça sayısı m (m bir rasgele değişken) ve bozulma zamanları $X_{1:n}, X_{2:n}, \mathrm{K}, X_{m:n}$ olmak üzere bu örneklemin olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\theta \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_m) = \frac{n!}{(n-m)!} \prod_{i=1}^{m} f(x_i : \theta)\left[1 - F(t;\theta)\right]^{n-m} \tag{2.14}$$

olarak yazılır. Burada $0 < x_1 < x_2 < \Lambda < x_m < t$ şeklindedir.

2.4.2.3.Tip-II sansürlü örneklem durumu

$X_1, X_2, \mathrm{K}, X_n$ bağımsız ve aynı $f(x;\theta)$ olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olsun. Bu parçalardan ilk m tane bozulanların dayanma süreleri $X_{1:n}, X_{2:n}, \mathrm{K}, X_{m:n}$ olmak üzere olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\theta \mid x_1, x_2, \text{K}, x_m) = \frac{n!}{(n-m)!} \prod_{i=1}^{m} f(x_i : \theta)\left[1 - F(x_m;\theta)\right]^{n-m} \tag{2.15}$$

olarak yazılır. Burada $0 < x_1 < x_2 < \Lambda < x_m < \infty$ şeklindedir.

2.4.2.4. İlerleyen tür Tip-II sansürlü örneklem durumu

n tane özdeş parçanın yaşam testine tabi tutulduğu düşünülsün. İlk bozulma gerçekleştiğinde sistemde R_1 tane parça , 2. bozulma R_2 tane parça ve böyle devam ederek $m.$ $(m \le n)$ bozulmada sistemden R_m tane parça rastgele atılarak yaşam testi sonlandırılsın. Bu yöntem ilerleyen tür II. tip sansürleme olarak adlandırılır. $X_{i:m:n}$ $i.$ bozulma zamanını göstermek üzere $X_{1:m:n}, X_{2:m:n}, \text{K}, X_{m:m:n}$ ilerleyen tür II. tip sansürlü örneklem olarak adlandırılmaktadır.

Burada sistem n tane parça ile çalışmaya başlar ilk bozulmadan sonra $n - R_1 - 1$ tane parça ile 2. bozulmadan sonra $n - R_1 - R_2 - 2$ tane parça ile ve $(m-1).$ bozulmadan sonra $n - R_1 - R_2 - \Lambda - R_{m-1} - (m-1)$ tane parça ile çalışmaya devam eder ve $m.$ bozulmada geriye kalan parçalar yani $R_m = n - R_1 - R_2 - \Lambda - R_{m-1} - m$ tane parça sistemden çıkarılır ve yaşam testi sonlandırılır. Buradan açıkça belli oluyor ki $n = m + \sum_{i=1}^{m} R_i$ dir.

$X_{1:m:n}, X_{2:m:n}, \text{K}, X_{m:m:n}$ ilerleyen tür II. tip sansürlü örnekleminin olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\theta \mid x_{1:m:n}, x_{2:m:n}, \text{K}, x_{m:m:n}) = c \prod_{i=1}^{m} f(x_{i:m:n} : \theta)\left[1 - F(x_{i:m:n};\theta)\right]^{R_i} \tag{2.16}$$

Burada $0 < x_{1:m:n} < x_{2:m:n} < \text{K} < x_{m:m:n} < \infty$ ve

$c = n(n - R_1 - 1)(n - R_1 - R_2 - 2)\text{K}\ (n - R_1 - R_2 - \Lambda - R_{m-1} - (m-1))$ şeklindedir.

2.4.3. Üstel Dağılım için sansürlü örnekleme dayalı parametre tahmini

2.4.3.1. Tip-I Sağdan Sansürleme

$X_{1:n}, X_{2:n}, \text{K}, X_{m:n}$ θ parametreli üstel dağılımdan alınmış tip-I sansürlü örneklem olmak üzere bu örnekleme ilişkin olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları, (2.1) ve (2.2) eşitliklerindeki olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonları (2.14) eşitliğinde yerine yazılmasıyla

$$L(\theta \mid x_1, x_2, \text{K}, x_m) = \frac{n!}{(n-m)!}\frac{1}{\theta^m} e^{-\frac{1}{\theta}\left(\sum_{i=1}^{m} x_i + (n-m)t\right)} \tag{2.17}$$

$$\lambda(\theta \mid x_1, x_2, \text{K}, x_m) = \log\left(\frac{n!}{(n-m)!}\right) - m\log\theta - \frac{1}{\theta}\left(\sum_{i=1}^{m} x_i + (n-m)t\right) \tag{2.18}$$

şeklinde elde edilir. θ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi eşitlik (2.18) ile verilen log-olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan θ değeridir. Bunun için log-olabilirlik fonksiyonunun θ'ya göre türevi alınıp sıfıra eşitlenirse

$$-\frac{m}{\hat{\theta}} + \frac{\sum_{i=1}^{m} x_i + (n-m)t}{\hat{\theta}^2} = 0$$

olabilirlik denklemi elde edilir ve bu denklemin çözümünden θ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{m} X_{i:n} + (n-m)t}{m} \tag{2.19}$$

olarak elde edilir.

2.4.3.2. Tip II Sağdan Sansürleme

$X_{1:n}, X_{2:n}, \text{K}, X_{m:n}$ θ parametreli üstel dağılımdan alınmış tip-II sansürlü örneklem olmak üzere bu örnekleme ilişkin olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları, (2.1) ve (2.2) eşitliklerindeki olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonları (2.15) eşitliğinde yerine yazılmasıyla

$$L(\theta \mid x_1, x_2, \text{K}, x_m) = \frac{n!}{(n-m)!}\frac{1}{\theta^m} e^{-\frac{1}{\theta}\left(\sum_{i=1}^{m} x_i + (n-m)x_m\right)} \tag{2.20}$$

$$\lambda(\theta \mid x_1, x_2, \text{K}, x_m) = \log\left(\frac{n!}{(n-m)!}\right) - m\log\theta - \frac{1}{\theta}\left(\sum_{i=1}^{m} x_i + (n-m)x_m\right) \tag{2.21}$$

θ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicilerinin bulunması için eşitlik (2.21) ile verilen log-olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan θ değeri benzer şekilde

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{m} X_{i:n} + (n-m)X_{m:n}}{m} \tag{2.22}$$

olarak elde edilir.

2.4.3.3. İlerleyen Tür Tip-II Sağdan Sansürleme

$X_{1:m:n}, X_{2:m:n}, \mathrm{K}, X_{m:m:n}$ θ parametreli üstel dağılıma sahip bir kitleden alınan ilerleyen tür tip-II sağdan sansürlü örneklem olmak üzere bu örnekleme dayalı olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları sırasıyla:

$$L(\theta \mid x_{1:m:n}, x_{2:m:n}, \mathrm{K}, x_{m:m:n}) = c\frac{1}{\theta^m} e^{-\frac{1}{\theta}\left(\sum_{i=1}^{m}(R_i+1)x_{i:m:n}\right)} \tag{2.23}$$

$$\lambda(\theta \mid x_{1:m:n}, x_{2:m:n}, \mathrm{K}, x_{m:m:n}) = \log c - m\log\theta - \frac{1}{\theta}\left(\sum_{i=1}^{m}(R_i+1)x_{i:m:n}\right) \tag{2.24}$$

olarak elde edilir. Buradan θ parametresinin en çok olabilirlik tahmin

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{m}(R_i+1)X_{i:m:n}}{m} \tag{2.25}$$

olarak elde edilir.

2.4.4. Weibull Dağılım için sansürlü örnekleme dayalı parametre tahmini

2.4.4.1. Tip-I Sağdan Sansürleme

$X_{1:n}, X_{2:n}, \mathrm{K}, X_{m:n}$ α ve λ parametreli Weibull dağılımından alınmış tip-I sansürlü örneklem olmak üzere bu örnekleme ilişkin olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları, (2.7) ve (2.8) eşitliklerindeki olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonları (2.14) eşitliğinde yerine yazılmasıyla

$$L(\alpha,\lambda \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_m) = \frac{n!}{(n-m)!}\frac{\alpha^m}{\lambda^{m\alpha}}\prod_{i=1}^{m} x_i^{\alpha-1} e^{-\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{x_i}{\lambda}\right)^{\alpha}} e^{-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha}} \tag{2.26}$$

$$\begin{aligned}\lambda(\alpha,\lambda \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_m) &= \log\left(\frac{n!}{(n-m)!}\right) + m\log\alpha - m\alpha\log\lambda \\ &\quad + (\alpha-1)\sum_{i=1}^{m}\log x_i - \left(\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{x_i}{\lambda}\right)^{\alpha} + \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha}\right)\end{aligned} \tag{2.27}$$

şeklinde elde edilir. α ve λ parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri eşitlik (2.27) ile verilen log-olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan α ve λ

değerleridir. Bu değerler analitik olarak elde edilemediğinden Newton-Raphson yöntemi gibi bazı nümerik yöntemler ile EÇO tahminleri elde edilebilir

2.4.4.2. Tip II Sağdan Sansürleme

$X_{1:n}, X_{2:n}, \mathrm{K}, X_{m:n}$ α ve λ parametreli Weibull dağılımından alınmış tip-II sansürlü örneklem olmak üzere bu örnekleme ilişkin olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları, (2.7) ve (2.8) eşitliklerindeki olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonları (2.15) eşitliğinde yerine yazılmasıyla

$$L(\alpha,\lambda \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_m) = \frac{n!}{(n-m)!}\frac{\alpha^m}{\lambda^{m\alpha}}\prod_{i=1}^{m} x_i^{\alpha-1} e^{-\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{x_i}{\lambda}\right)^{\alpha}} e^{-\left(\frac{x_m}{\lambda}\right)^{\alpha}} \tag{2.28}$$

$$\begin{aligned}\lambda(\alpha,\lambda \mid x_1, x_2, \mathrm{K}, x_m) &= \log\left(\frac{n!}{(n-m)!}\right) + m\log\alpha - m\alpha\log\lambda \\ &\quad + (\alpha-1)\sum_{i=1}^{m}\log x_i - \left(\sum_{i=1}^{m}\left(\frac{x_i}{\lambda}\right)^{\alpha} + \left(\frac{x_m}{\lambda}\right)^{\alpha}\right)\end{aligned} \tag{2.29}$$

şeklinde elde edilir. α ve λ parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri eşitlik (2.29) ile verilen log-olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan α ve λ değerleridir. Bu değerler analitik olarak elde edilemediğinden Newton-Raphson yöntemi kullanılır.

2.4.4.3. İlerleyen Tür Tip-II Sağdan Sansürleme

$X_{1:m:n}, X_{2:m:n}, \mathrm{K}, X_{m:m:n}$ α ve λ parametreli Weibull dağılımından alınan ilerleyen tür tip-II sağdan sansürlü örneklem olmak üzere bu örnekleme dayalı olabilirlik ve log-olabilirlik fonksiyonları sırasıyla:

$$L(\alpha,\lambda \mid x_{1:m:n}, x_{2:m:n}, \mathrm{K}, x_{m:m:n}) = \frac{n!}{(n-m)!}\frac{\alpha^m}{\lambda^{m\alpha}}\prod_{i=1}^{m} x_{i:m:n}^{\alpha-1} e^{-\sum_{i=1}^{m}(R_i+1)\left(\frac{x_{i:m:n}}{\lambda}\right)^{\alpha}} \tag{2.30}$$

$$\begin{aligned}\lambda(\alpha,\lambda \mid x_{1:m:n}, x_{2:m:n}, \mathrm{K}, x_{m:m:n}) &= \log\left(\frac{n!}{(n-m)!}\right) + m\log\alpha - m\alpha\log\lambda \\ &\quad + (\alpha-1)\sum_{i=1}^{m}\log x_{i:m:n} - \sum_{i=1}^{m}(R_i+1)\left(\frac{x_{i:m:n}}{\lambda}\right)^{\alpha}\end{aligned} \tag{2.31}$$

şeklinde elde edilir. α ve λ parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri eşitlik (2.31) ile verilen log-olabilirlik fonksiyonunu maksimum yapan α ve λ değerleridir.

Bu değerler analitik olarak elde edilemediğinden Newton-Raphson yöntemi gibi bazı nümerik yöntemler kullanılabilir.

2.4.5. Kaplan-Meier Yöntemi

Kaplan-Meier (KM) yöntemi yaşam fonksiyonu R(t)'nin tahmini için en çok kullanılan parametrik olmayan bir yöntemdir. Bu yöntemle elde edilen tahmin edici Kaplan-Meier tahmin edicisi olarak bazen de çarpım-limit tahmin olarak adlandırılır.

Burada $[t_j, t_{j+1})$, j=0,1,2...m şeklinde aralıklarla tanımlanmaktadır. Burada $t_0=0$ ve $t_{m+1}=\infty$ dur. KM yönteminde t_1 1. ölüm zamanı , t_2 2. ölüm zamanı şeklindedir. Örneğin 5,8,11,11,13 şeklinde ölüm zamanları gözlenmiş olsun (sansürleme yok). O zaman aralıklar [0,5),[5,8),[8,11),[11,13),[13,∞) şeklinde oluşacaktır.

N_j , t_j anından hemen önce yaşayan ve sansürlenmemiş parça sayısını göstersin . d_j , t_j anındaki ölümlerin sayısını , ve c_j , $[t_j, t_{j+1})$ aralığında sansürlenen parça sayısını göstersin . O zaman $N_j = N_j - d_j - c_j$ şeklinde ifade edilebilir. Bu durumda t_j anından hemen önce yaşadığı bilinen bir parçanın $[t_j, t_{j+1})$ aralığında yaşama olasılığının KM tahmini

$$\hat{P}_j = \frac{N_j - d_j}{N_j}$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada $t_j \le t < t_{j+1}$ için güvenilirlik fonksiyonu (yaşam fonksiyonu S(t)) R(t)'nin KM tahmini

$$\hat{S}(t) = \prod_{i=1}^{J} \hat{P}_j$$

olarak ifade edilebilir. Eğer son gözlem bir ölüm zamanı ise (yani t_m bir ölüm zamanı ise) o zaman

$$\hat{P}_m = \frac{N_m - d_m}{N_m}$$

ifadesinde $N_m = d_m$ olacağından $\hat{P}_m$ olacaktır. Eğer son gözlem t^* gibi sansürlü bir yaşam zamanı ise o zaman $t > t^*$ için $\hat{S}$ tanımlı değildir.

2.4.5.1. Hazard fonksiyonunun KM tahmini

Daha önce bahsedildiği gibi t_j anından hemen önce yaşadığı bilinen bir parçanın $[t_j , t_{j+1})$ aralığında yaşama olasılığının KM tahmini

$$\hat{P}_j = \frac{N_j - d_j}{N_j}$$

şeklinde idi. Benzer düşünce ile $[t_j , t_{j+1})$ aralığında ölmesi olasılığının KM tahmini

$$1 - P_j = \frac{d_j}{N_j}$$

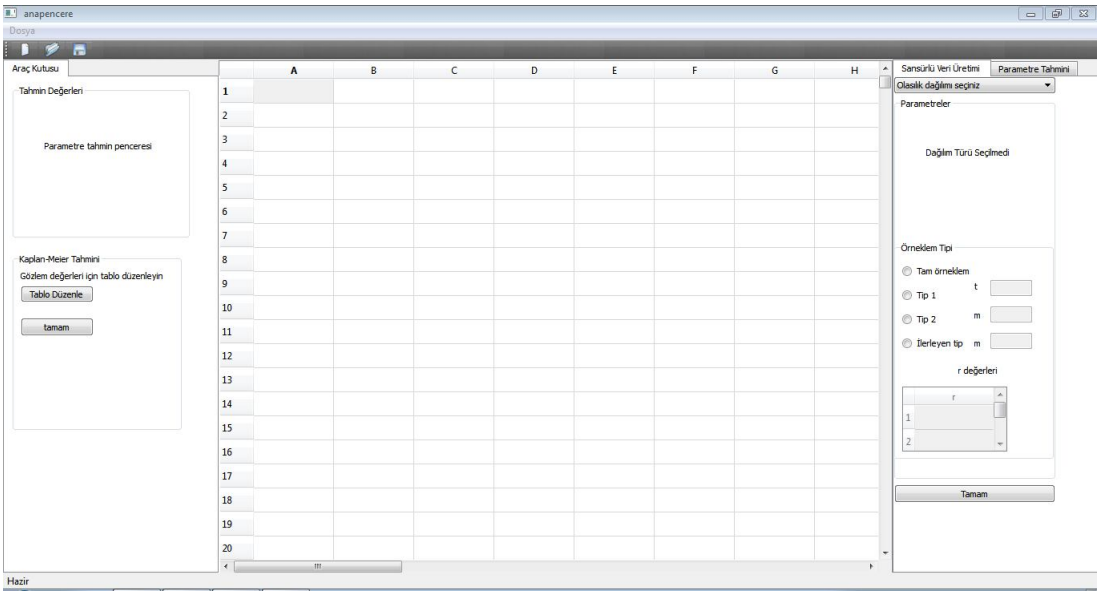
şeklinde ifade edilmektedir. Hazard fonksiyonunun $[t_j , t_{j+1})$ aralığında sabit olduğu varsayılarak $t_j \leq t < t_{j+1}$ için hazard fonksiyonunun KM tahmini

$$\hat{h}(t) = \frac{d_j}{N_j\left(t_{j+1} - t_j\right)} = \frac{1 - \hat{P}_j}{t_{j+1} - t_j}$$

olarak tanımlanmaktadır.

3. PAKET PROGRAMIN TANITILMASI

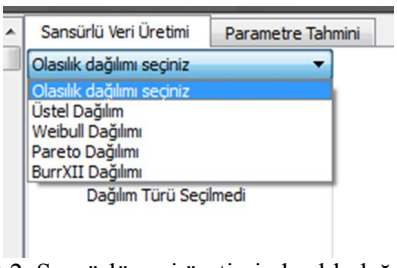
Güvenilirlik analizi programında tam ve sansürlü veri üretimi, parametre tahmini ve Kaplan-Meier yaşam tablosu analizi yapmak mümkündür.



Şekil 3.1. Paket programın genel görüntüsü

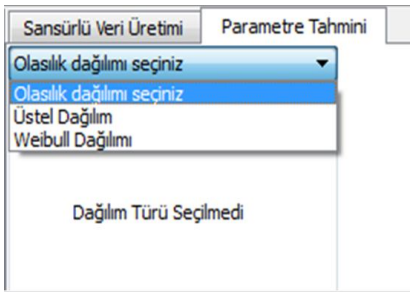
4 ana bölümden oluşan programda, 1.bölümü , parametre tahmini ve sansürlü veri üretimi sekmelerinin ve sekme bünyesinde bulunan olasılık dağılımları seçenek kutusu oluşturmaktadır.

Program bu haliyle üstel, Weibull, pareto, burrXII dağılımlarından veri üretebilmektedir.



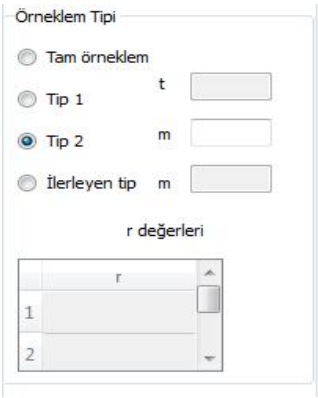
Şekil 3.2. Sansürlü veri üretimi olasılık dağılımları

Program bu haliyle üstel ve Weibull dağılımlarından parametre tahmini yapabilmektedir.



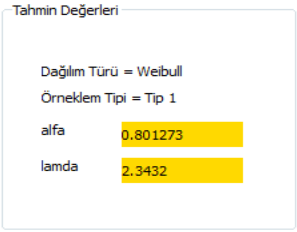
Şekil 3.3. Parametre Tahmini olasılık dağılımları

Programın 2. bölümü seçilen olasılık dağılımından, tam örneklem veya sansürlü veri üretmek amacıyla kullanılan örneklem tipi bölümüdür.



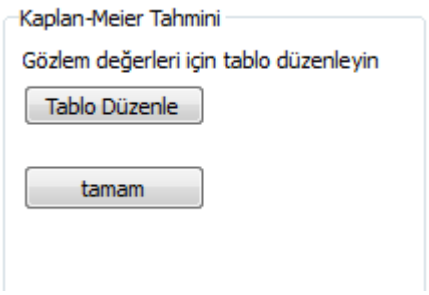
Şekil 3.4. Örneklem Tip seçme arayüzü

Programın 3. bölümü seçilen olasılık dağılımından yapılan parametre tahminlerini kullanıcıya gösteren tahmin değerleri ekranıdır.



Şekil 3.5 Parametre tahmin ekranı

Programın 4. bölümü Kaplan-Meier yaşam tablosu analizi yapılmasına olanak sağlayan yaşam tablosu oluşturma ve hesaplama butonlarından oluşmaktadır.

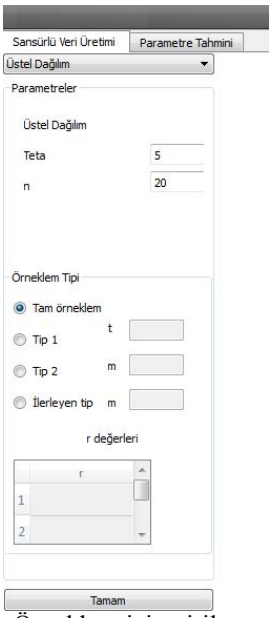


Şekil 3.6 Kaplan-Meier ekranı

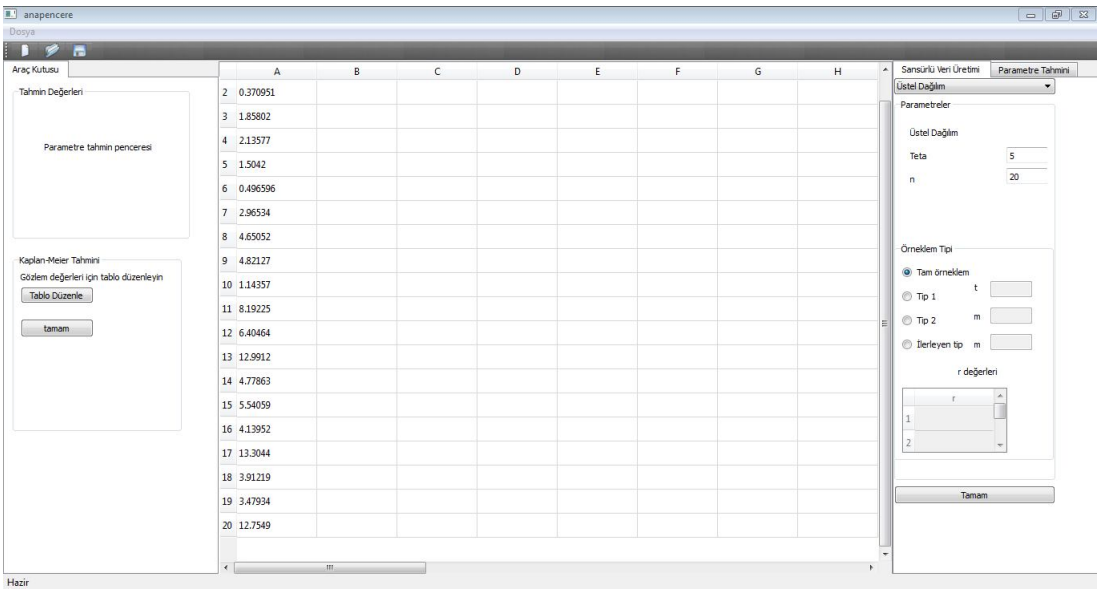
4. UYGULAMA

4.1. Rastgele Veri Üretimi

Bir yaşam testine tabi tutulan n tane parçanın yaşam zamanlarını simüle etmek için öncellikle parçaların yaşam zamanlarının sahip oldukları dağılım ve örneklem tipi seçilmeli daha sonra dağılımın parametre ve n değerleri girilmelidir. Eğer "Tam Örneklem" seçeneği seçilmişse başka bir değer girmeye gerek yoktur. Eğer "Tip I" seçeneği seçilmişse t zamanının, "Tip II" seçilmişse m değerinin ve "İlerleyen tip" seçeneği seçilmişse m ve sansür şeması r değerlerinin girilmesi gerekmektedir. Örneğin yaşam zamanları üstel(5) dağılımına sahip olan ve bir yaşam testine tabi tutulan n=20 tane parçaya ilişkin tam örneklem aşağıdaki gibi simüle edilmektedir.

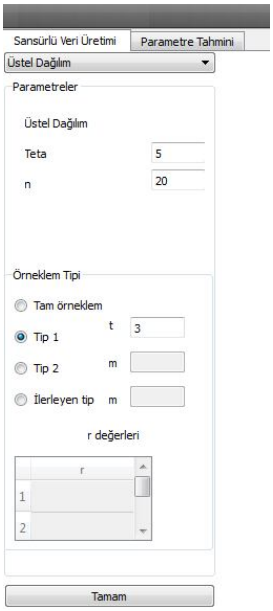


Şekil 4.1. üstel dağılım Tam Örneklem için girilen parametre ve örneklem ekranı

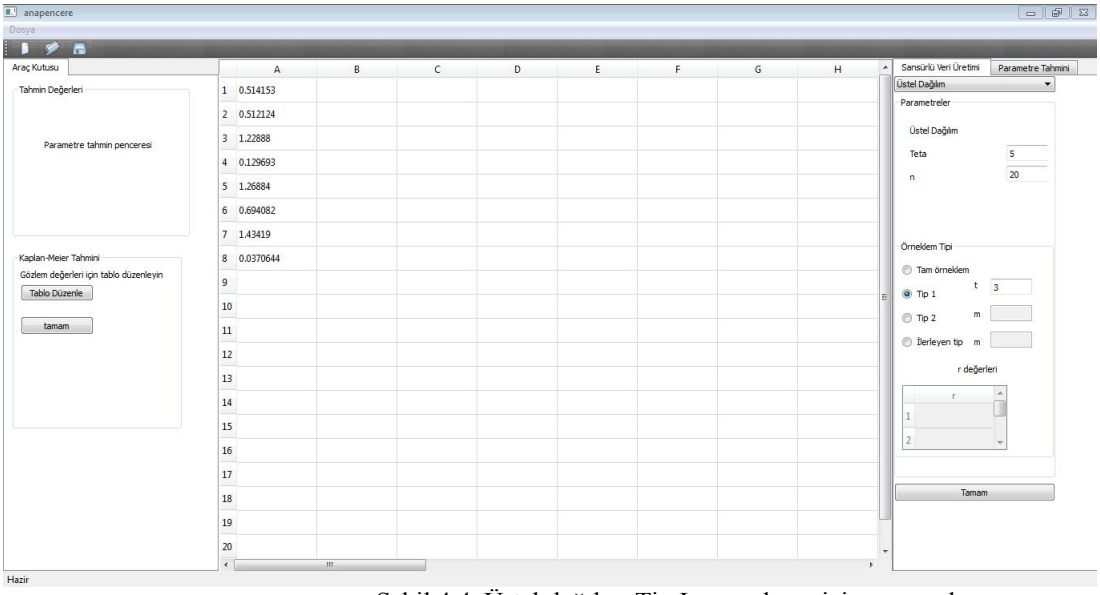


Şekil 4.2. üstel dağılım Tam örneklem için sonuç ekranı

Aynı durumda t=3 olmak üzere Tip-I sansürlü örneklem aşağıdaki gibi üretilir.

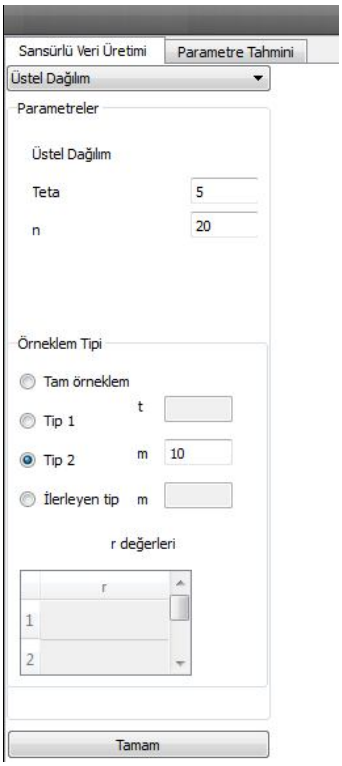


Şekil 4.3. Üstel dağılım Tip I için girilen parametre ve örneklem ekranı

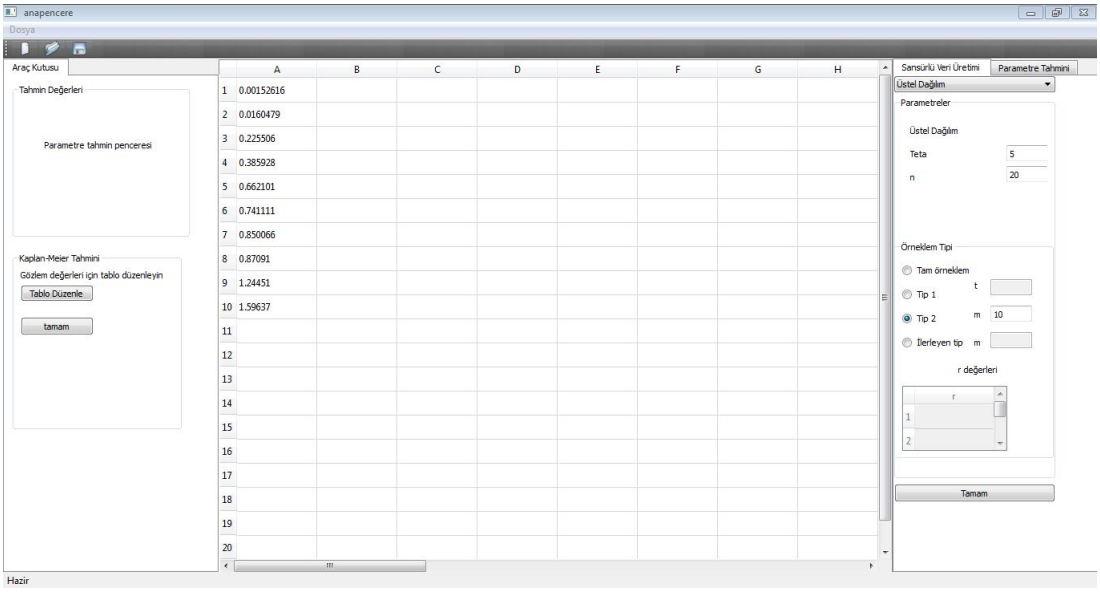


Şekil 4.4. Üstel dağılım Tip I sansürleme için sonuç ekranı

Aynı durumda m=10 olmak üzere "Tip-II" sansürlü örneklem aşağıdaki gibi üretilir

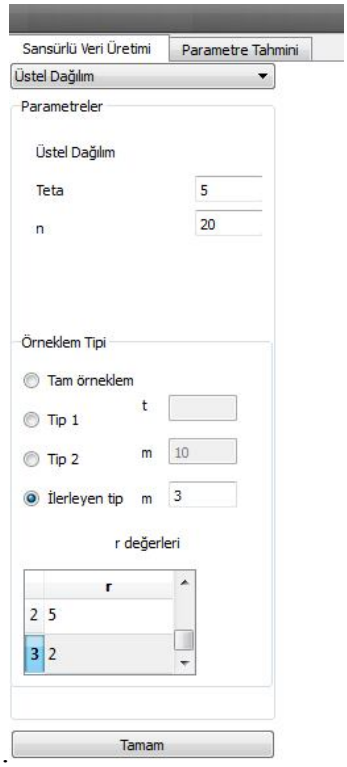


Şekil 4.5. Üstel dağılım Tip II için girilen parametre ve örneklem ekranı

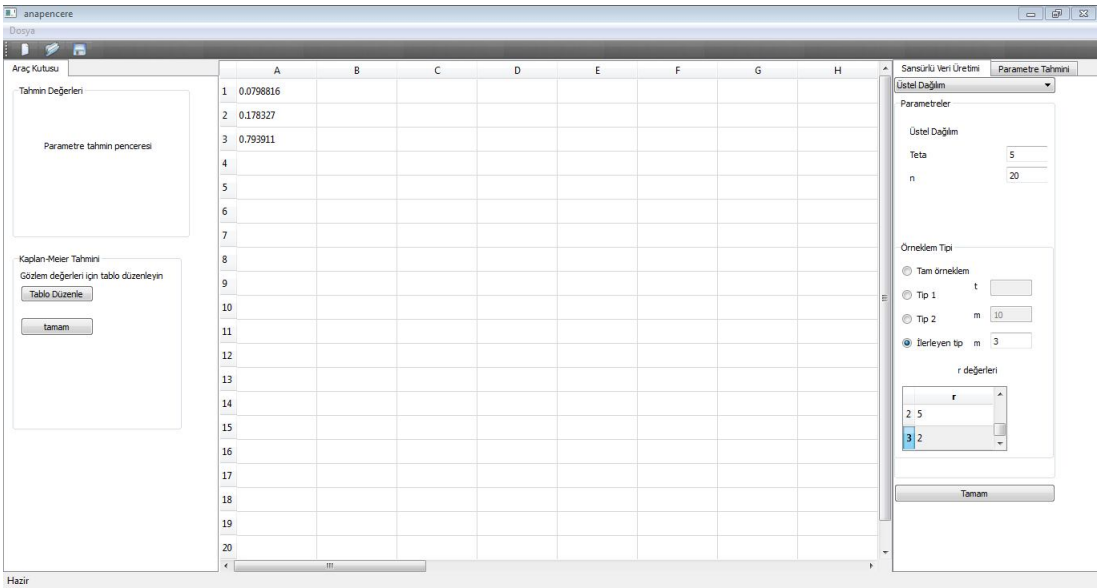


Şekil 4.6. üstel dağılım Tip II sansürleme için sonuç ekranı

Aynı durumda *m*=3 ve r=(10,5,2) olmak üzere ilerleyen tür Tip-II örneklem aşağıdaki gibi üretilir



Şekil 4.7. Üstel dağılım İlerleyen Tür için girilen parametre ve örneklem ekranı



Şekil 4.8. Üstel dağılım İlerleyen Tür sansürleme için sonuç ekranı

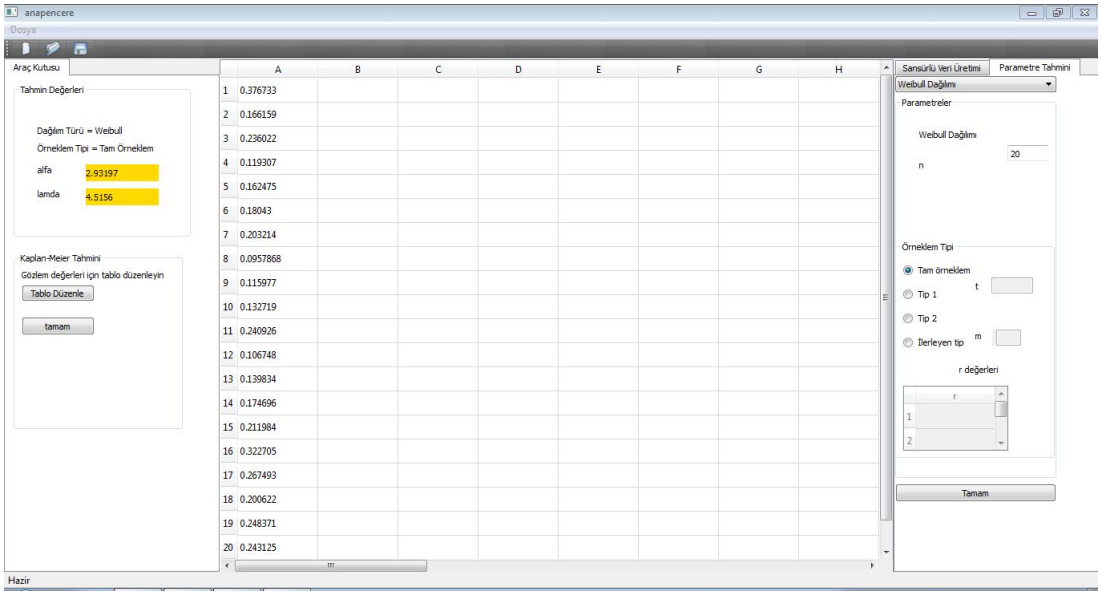
4.2. Parametre Tahmini

Elimizde var olan parçalara ilişkin gözlenmiş yaşam zamanlarından oluşan bir örnekleme yapılabilmesi için öncelikle parçaların yaşam zamanlarının sahip oldukları dağılım ve tahmin için kullanılacak örneklem elde edilirken başlangıçta kaç parçanın yaşam testine tabi tutulduğunu belirten n değeri girilmelidir. Eğer örneklem Tipi olarak "Tam Örneklem" seçeneği seçilmişse başka bir değer girmeye gerek yoktur. Eğer örneklem tipi olarak "Tip-I" seçeneği seçilmişse m ve sansür şeması r değerlerinin girilmesi gerekmektedir.

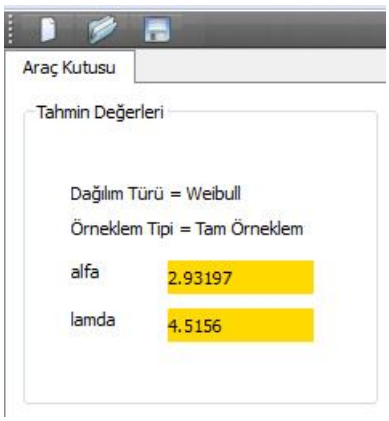
Örneğin parçaların yaşam zamanlarının Weibull(α,λ) dağılımına sahip olduğunu kabul edersek α ve λ parametrelerinin Tam, Tip-I, Tip-II, İlerleyen Tür Tip-II türlerindeki örneklemelere dayalı olarak en çok olabilirlik tahminleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

- Tam örneklem durumu

yaşam zamanlarının Weibull(α,λ) dağılımına sahip olduğunu kabul edilen Tam Örnekleme dayalı olarak en çok olabilirlik tahminleri aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.



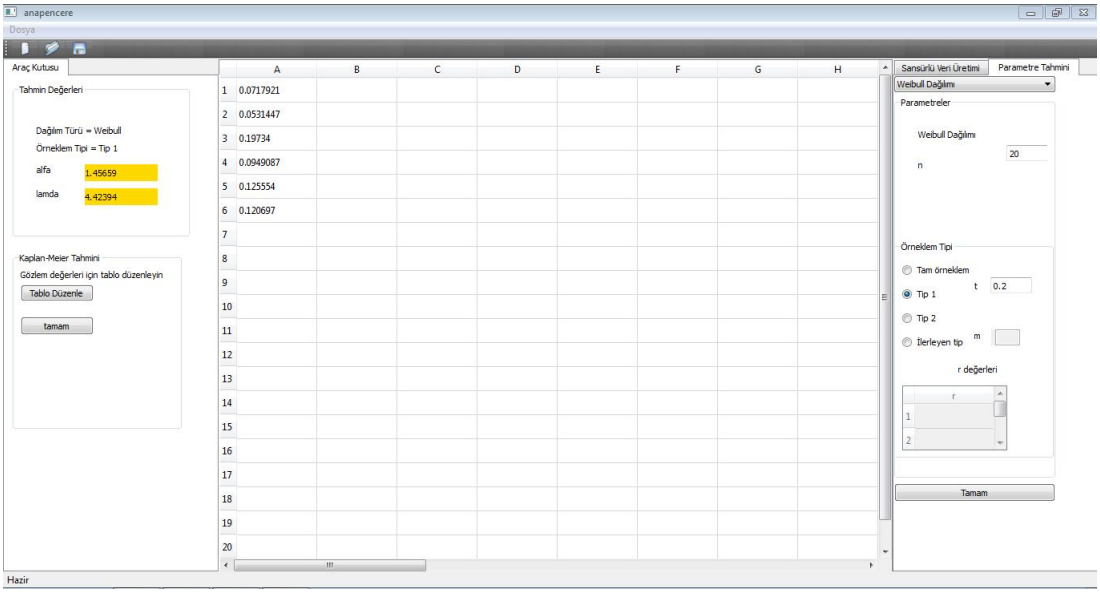
Şekil 4.9. Weibull tam örneklem parametre tahmin ekranı



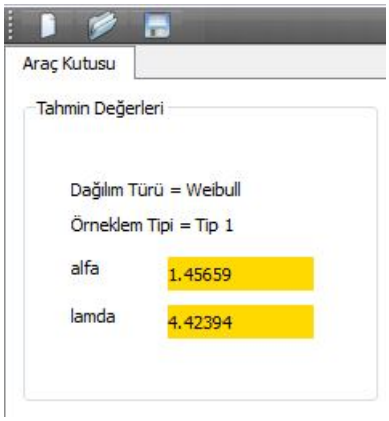
Şekil 4.10. Weibull Tam örneklem için parametre tahmin sonuçları

a) Örneklem tipi Tip-I durumu

Yaşam zamanlarının Weibull(α,λ) dağılımına sahip olduğunu kabul edilen Tip-I örnekleme dayalı olarak en çok olabilirlik tahminleri aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.



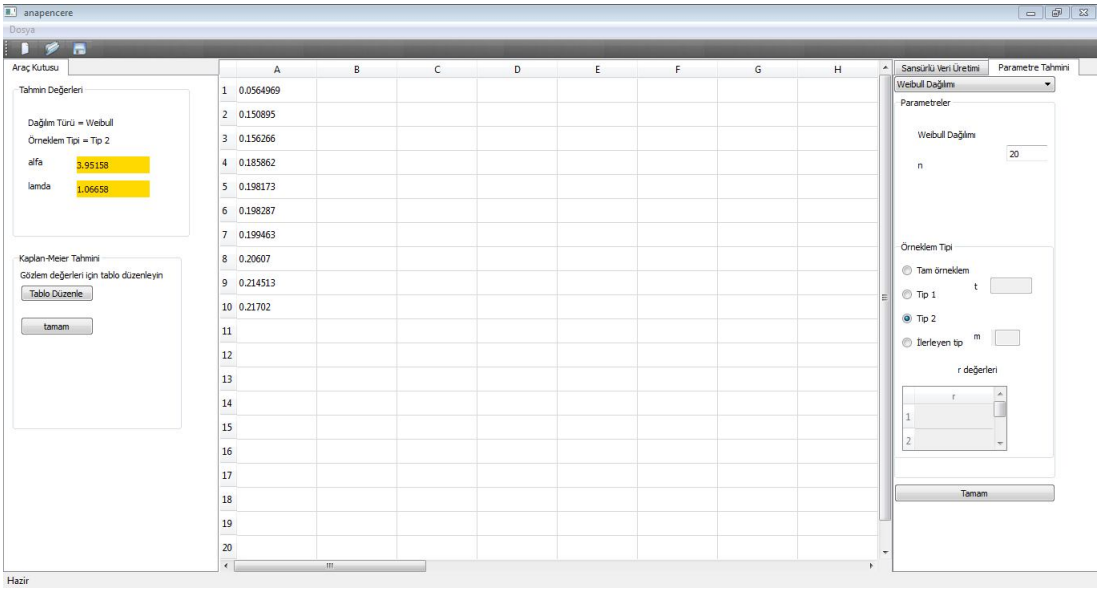
Şekil 4.11. Weibull Tip I için parametre tahmin ekranı



Şekil 4.12. Weibull Tip I için parametre tahmin sonuçları

b) Örneklem tipi Tip-II durumu

Yaşam zamanlarının Weibull(α,λ) dağılımına sahip olduğunu kabul edilen Tip-II örnekleme dayalı olarak en çok olabilirlik tahminleri aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.



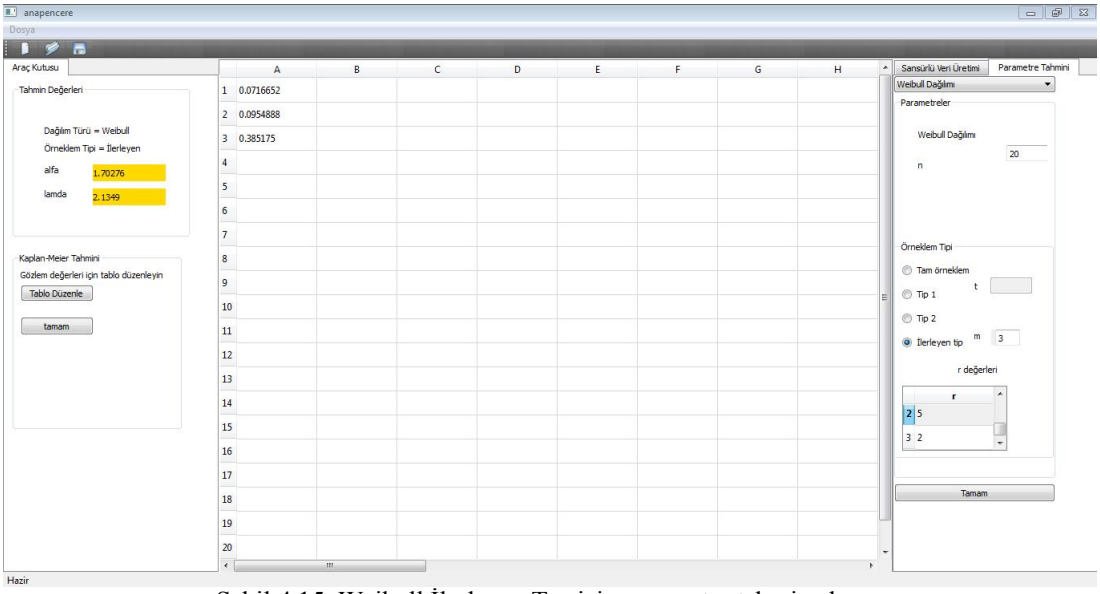
Şekil 4.13. Weibull Tip II için parametre tahmin ekranı



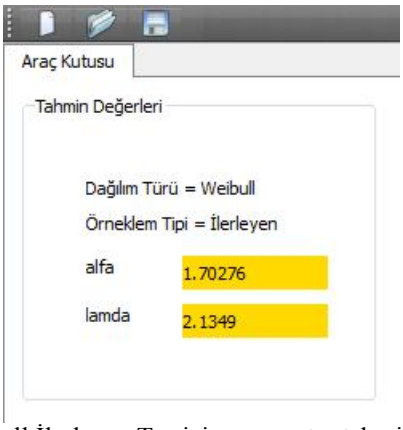
Şekil 4.14. Weibull Tip II için parametre tahmin sonuçlar

c) İlerleyen Tür Tip-II Durumu

Yaşam zamanlarının Weibull(α,λ) dağılımına sahip olduğunu kabul edilen Tip-II örnekleme dayalı olarak en çok olabilirlik tahminleri aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir.



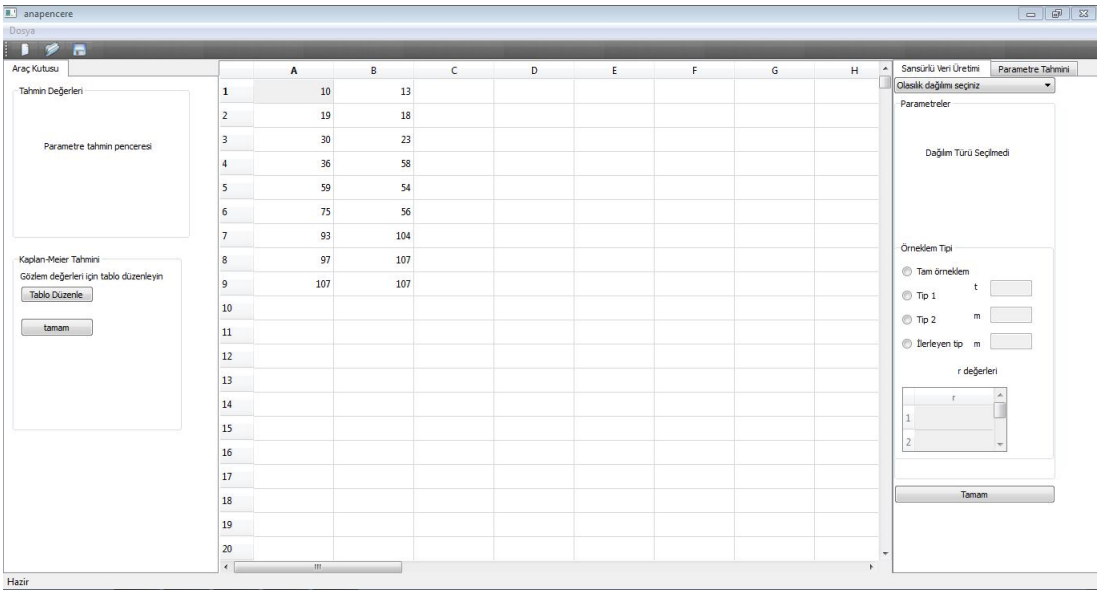
Şekil 4.15. Weibull İlerleyen Tür için parametre tahmin ekranı



5.16. Weibull İlerleyen Tür için parametre tahmin sonuçları

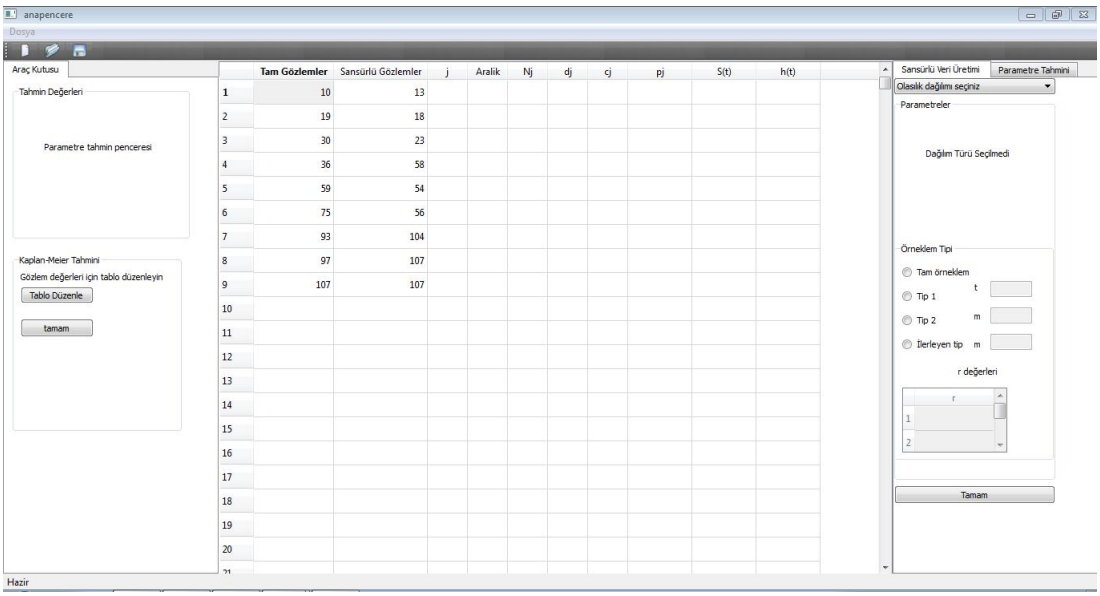
4.3. Kaplan-Meier Yaşam Tablosu Analizi

KM analizi yapmak için programın A ve B sütunları veri girişi amacıyla kullanılmaktadır A sütununa tam gözlemler ve B sütununa sansürlü gözlem değerleri girilir.



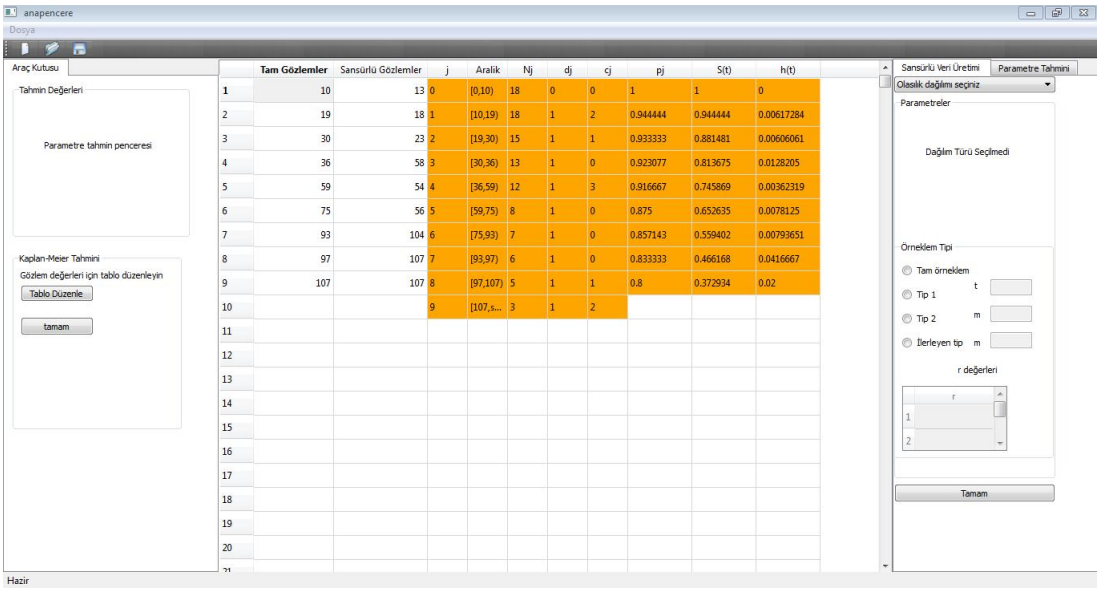
Şekil 4.17. Kaplan-Meier giriş ekranı

Program hücrelerine, Yaşam tablosu formatı vermek için "tablo düzenle" butonuna tıklandıktan sonra hücreler yaşam tablosu formatında oluşmaktadır.



Şekil 4.18. Kaplan-Meier yaşam tablosu formatı

Bu aşamadan sonra Kaplan-Meier tahmini bölümündeki "tamam" butonuna tıklanmasıyla yaşam analizi tablosu oluşturulur



	Tam Gözlemler	Sansürlü Gözlemler	j	Aralik	Nj	dj	cj	pj	S(t)	h(t)
1	10	13	0	[0,10)	18	0	0	1	1	0
2	19	18	1	[10,19)	18	1	2	0.944444	0.944444	0.00617284
3	30	23	2	[19,30)	15	1	1	0.933333	0.881481	0.00606061
4	36	58	3	[30,36)	13	1	0	0.923077	0.813675	0.0128205
5	59	54	4	[36,59)	12	1	3	0.916667	0.745869	0.00362319
6	75	56	5	[59,75)	8	1	0	0.875	0.652635	0.0078125
7	93	104	6	[75,93)	7	1	0	0.857143	0.559402	0.00793651
8	97	107	7	[93,97)	6	1	0	0.833333	0.466168	0.0416667
9	107	107	8	[97,107)	5	1	1	0.8	0.372934	0.02
10			9	[107,s...	3	1	2			
11										
12										
13										
14										
15										
16										
17										
18										
19										
20										

Şekil 4.19. Kaplan-Meier sonuç ekranı

5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER

5.1 Sonuçlar

Güvenilirlik, bir nesnenin tanımlanmış bir amacı belli bir zaman aralığında tam olarak yerine getirme olasılığıdır. Bu tez çalışmasında sistemlerin ve ürünlerin güvenilirlik seviyelerinin hesaplanması ve analiz edilmesini sağlayan, güvenilirlik, ortalama yaşam ve diğer genel güvenilirlik sonuçlarını veren istatistiksel analiz seçeneklerini sunan çeşitli hesaplama çizim ve rapor üreten istatistiksel araçları tek bir yazılım bünyesinde toplanması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda geliştirilmiş olan bu yazılım ile çeşitli dağılımlardan tam yada sansürlü veriler üretilebilmekte, gözlenmiş tam yada sansürlü verilere dayalı parametre tahmini yapılabilmektedir.

5.2 Öneriler

Bu çalışma ile geliştirilen bu program daha fazla yaşam zamanı dağılımları ve bazı grafik arayüzleri eklenerek daha da genişletilebilir.

KAYNAKLAR

Türkan, H., A., 2007. Güvenilirlik Analizinde Kullanılan İstatistiksel Dağılım Modelleri, Çukurova Ün. Fen Bilimleri Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi, Adana.

Robert, L., 2002. Nesne Yönelimli C++ programlama kılavuzu, Alfa yayınları, İstanbul.

Çölkesen, R., 2007. Veri Yapıları ve Algoritmalar, Papatya yayıncılık, İstanbul.

Blanchette, J., Summerfield, M., 2008. C++ GUI Programming with Qt 4, Prentice Hall, New Jersey.

Balakrishnan, N., Basu, A.P., 1995. The Exponential Distribution:Theory, Methods and Applications, Gordon and Breach Publisher Association, Amsterdam.

Casella, G., Berger, R.L., 1990. Statistical Inference, Duxbury Press, California.

Kundu, D., Gupta, R.D., 2005. Estimation of P[Y < X] for generalized exponential distribution. Metrika 61, 291–308.

Kundu, D., Raqab, M.Z., 2009. Estimation of R = P(Y < X) for three-parameter Weibull distribution. Statistics and Probability Letters 79, 1839–1846.

Lawless, J.F., 1982. Statistical Models and Methods for Lifetime Data, John Wiley&Sons, New York.

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı	**:**	Volkan ETEMAN
Uyruğu	**:**	T.C.
Doğum Yeri ve Tarihi	**:**	Tarsus/16.01.1984
Telefon	**:**	0506 222 00 33
Faks	**:**	
e-mail	**:**	voleteman@hotmail.com

EĞİTİM

Derece		**Adı, İlçe, İl**	**Bitirme Yılı**
Lise	:	**Salim Yılmaz Lisesi**	**2002**
Üniversite	:	**İnönü Üniversitesi**	**2009**
Yüksek Lisans	:		
Doktora	:		

İŞ DENEYİMLERİ

Yıl	**Kurum**	**Görevi**
2005-2007	**Hesapli Web**	**Web programcısı**
2010-2011	**YKM**	**Yönetici adayı**
2011-2011	**Mersin Sistem tıp merkezi**	**Halka ilişkiler**
2013-2013	**Hedef ecza deposu**	**Satın alma**

UZMANLIK ALANI

YABANCI DİLLER

İngilizce

BELİRTMEK İSTEĞİNİZ DİĞER ÖZELLİKLER

YAYINLAR