

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

**ELEKTRONİK KARTLARIN SAHA VERİLERİNE
DAYALI GÜVENİLİRLİK ANALİZİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Salih Vehbi CÖMERT

Elektronik-Haberleşme Mühendisliği Anabilim Dalı

Elektronik Mühendisliği Programı

ARALIK 2015

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

**ELEKTRONİK KARTLARIN SAHA VERİLERİNE
DAYALI GÜVENİLİRLİK ANALİZİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**Salih Vehbi CÖMERT
(504131220)**

Elektronik-Haberleşme Mühendisliği Anabilim Dalı

Elektronik Mühendisliği Programı

Tez Danışmanı: Yrd.Doç.Dr. Mustafa ALTUN

ARALIK 2015

Aileme,

ÖNSÖZ

Mezunu ve mensubu olmaktan her zaman gurur duyduğum İstanbul Teknik Üniversitesi'nde yürüttüğüm tez çalışmam boyunca yol gösterici ve yenilikçi fikirleriyle çalışmama yön veren değerli hocam Yrd.Doç. Dr. Mustafa ALTUN'a teşekkürlerimi sunarım. Üniversite eğitimim boyunca bana destek olan Prof.Dr. Aydoğan ÖZDEMİR'e ve her daim beni destekleyen aileme sonsuz şükranlarımı sunarım.

Kasım 2015

Salih Vehbi Cömert

(Elektronik Mühendisi)

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖNSÖZ.....	vii
İÇİNDEKİLER	ix
KISALTMALAR	xi
SEMBOLLER	xiii
ÇİZELGE LİSTESİ.....	xv
ŞEKİL LİSTESİ.....	xvii
ÖZET.....	xix
SUMMARY	xxi
1. GİRİŞ	1
2. TANIMLAR, TEMEL YÖNTEMLER ve ARAÇLAR	7
2.1 Saha Verilerine Ait Temel Kavramlar.....	7
2.2 Güvenilirlik Terimleri	9
2.3 Güvenilirlik Analizinde Kullanılan Dağılımları.....	10
2.3.1 Weibull dağılımı	10
2.3.2 Üstel dağılım	11
2.4 Parametre Kestirim Yöntemleri.....	12
2.4.1 Maksimumum olabilirlik yöntemi (MLE)	12
2.4.2 En küçük kareler yöntemi (RR)	13
2.5 Parametrik Olmayan Veri Analiz Yöntemleri	13
2.6 ReliaSoft Weibull ++ ile saha verisi analizi.....	15
3. SAHA VERİLERİNDEKİ HATALARIN GİDERİLMESİ.....	19
3.1 Belirgin Hataların Filtrelenmesi	19
3.2 Gizli Hataların Filtrelenmesi	20
3.2.1 Saha verisinin gözlem süresi boyunca ileri yönde incelenmesi	20
3.2.2 Saha verisinin gözlem süresi boyunca geri yönde incelenmesi	21
3.2.3 Saha verisinin gözlem süresi boyunca 6 şar aylık dönemlerle incelenmesi	22
3.2.4 İleri, geri ve 6'şar aylık β değerlerinin değerlendirilmesi.....	22
4. SAHA VERİSİ İLE ARIZA ORANI EĞRİSİNİN MODELLENMESİ ve KISA DÖNEM VERİ ile ARIZA ORANI KESTİRİMİ.....	25
4.1 Uzun Dönem Veri Analizi Arıza Oranı Eğrisinin Modellenmesi	29
4.1.1 Değişim noktası probeleminde MLE yaklaşımı.....	30
4.1.2 Değişim noktasını bulmak için önerilen eğri değişimine dayalı tarama yöntemi.....	33
4.2 İleri Yönde β Analizi ile Elektronik Kart Ailesine Ait β Denkleminin Oluşturulması	37
4.3 Kısa Dönem Veri ile Garanti Süresindeki Arıza Oranın Kestirilmesi	39

5. UZUN DÖNEM ve KISA DÖNEM VERİ ANALİZİ YÖNTEMLERİNİN FARKLI KART VERİLERİNDE ORTAYA ÇIKARDIĞI SONUÇLAR.....	43
5.1 Saha Verilerine Uygulanan Filtreleme İşleminin Sonuçları	43
5.2 Saha Verilerinin Uzun Dönem Veri Analizi İle İncelenmesi ve Sonuçları	44
5.2.1 Weibull ve Weibull-üstel dağılımlarının non-parametrik yoğunluk fonksiyonuna göre Kullback-Leibler uzaklıkları	46
5.3 Saha Verilerinin İleri Yönde Beta Analizinin Sonuçları	47
5.4 Kısa Dönem Veri ile Garanti Süresinde Arıza Oranı Kestirimi Sonuçları.....	50
6. SONUÇ ve ÖNERİLER.....	53
KAYNAKLAR.....	55
EKLER.....	57
ÖZGEÇMİŞ.....	65

KISALTMALAR

AO	: Arıza Oranı
MLE	: Maximum Likelihood
RR	: Rank Regression
DN	: Değişim Noktası
RW++	: Reliasoft Weibull ++
RMSE	: Root Mean Square Error

SEMBOLLER

β	: Weibull Şekil Parametresi
η	: Weibull Ölçek Parametresi
α	: Beta eğrisindeki kart spesifik parametre
β	: Beta eğrisindeki teknolojiye bağlı parametre
λ	: Üstel dağılımın ölçek parametresi
t	: Zaman, Arızalanma Süresi
t_c	: Değişim noktası

ÇİZELGE LİSTESİ

Sayfa

Çizelge 2.1 : Örnek bir saha verisi	16
Çizelge 2.2 : Örnek saha verisinin, garanti analizine uygun şekilde çevrilmiş hali ..	16
Çizelge 4.1 : B saha verisinin Weibull-üstel birleşimindeki sözde MLE sonuçları ..	33
Çizelge 4.2 : K kartına ait saha verisinin geri yönde analiz sonuçları	37
Çizelge 4.3 : E kartının ileri yönde analiz ile elde edilen β değerleri	39
Çizelge 4.4 : Kısa dönem veri ile arıza oranı kestiriminde kullanılan denklemler ...	42
Çizelge 5.1 : Saha verilerinin filtrelemeden önceki ve sonraki halleri	43
Çizelge 5.2 : Önerilen değişim noktası yöntemi ile bulunan Weibull-üstel birleşimi parametreleri.	45
Çizelge 5.3 : Non-parametrik yoğunluk fonksiyonu ile Weibull ve Weibull –üstel yoğunluk fonksiyonları arasındaki KL uzaklıkları.	47
Çizelge 5.4 : B, F ve K saha verileri için ileri yönde beta analiz sonucu elde edilen beta değerleri	48
Çizelge 5.5 : B, F ve K saha verileri için karta bağlı parametre değerleri ve tahmin eğrisiyle oluşan hata	49
Çizelge 5.6 : Uzun dönem veriden elde edilen Weibull parametreleri ile kısa dönem veri analizi ile elde edilen Weibull parametreleri.	51
Çizelge A.1 : Kalp Nakli Verisinin İleri Yönde Analizi	60
Çizelge A.2 : Kalp Nakli Verisinin Geri Yönde Analizi	61

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa

Şekil 1.1 : Saha verilerinin analizinde izlenilen akış	3
Şekil 1.2 : Abartılı çizilmiş örnek bir kuvvet eğrisi.	4
Şekil 2.1 : RW++ programının ara yüzü.....	17
Şekil 3.2 : Kayıt süresi boyunca geri yönde Weibull analizi ile elde edilen β değerleri.	21
Şekil 3.1 : Kayıt süresi boyunca ileri yönde Weibull analizi ile elde edilen β değerleri.	21
Şekil 3.3 : 6'şar aylık dönemlere ait β değerleri	22
Şekil 4.1 : Saha verisi analizinin blok diyagramı	27
Şekil 4.2 : B saha verisinin aylık arızalanma histogramı.....	29
Şekil 4.3 : Değişim noktası analizinde ileri ve geri yönde zaman pencereleri.TTF : Time to Failure.	34
Şekil 4.4 : B kartının Weibul-üstel, Weibull ve kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrileri.....	35
Şekil 4.5 : K kartının kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrisi.	36
Şekil 4.6 : E kartı için β değerleri ve oturtulmuş eğri. RMSE=0.063	39
Şekil 5.1 : E kartının Weibul-üstel, Weibull ve kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrileri.....	44
Şekil 5.2 : F kartının Weibul-üstel, Weibull ve kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrileri.....	45
Şekil 5.3 : B verisi için tahmin eğrisi ve gerçek beta değerlerin karşılaştırılması.....	48
Şekil 5.4 : F verisi için tahmin eğrisi ve gerçek beta değerlerin karşılaştırılması.	49
Şekil 5.5 : K verisi için tahmin eğrisi ve gerçek beta değerlerin karşılaştırılması. ...	49
Şekil 5.6 : B kartına ait uzun dönem ve kısa dönem veri analizleri ile elde edilen arıza oranı eğrilerinin karşılaştırılması.	50
Şekil 5.7 : F kartına ait uzun dönem ve kısa dönem veri analizleri ile elde edilen arıza oranı eğrilerinin karşılaştırılması.	50
Şekil A.1 : Kalp nakli verisi için Kernel smoothing ile bulunan risk oranı eğrisi.....	60
Şekil B.1 : E saha verisinin aylık histogramı.....	63
Şekil B.2 : F saha verisinin aylık histogramı.	63

ELEKTRONİK KARTLARIN SAHA VERİLERİNE DAYALI GÜVENİLİRLİK ANALİZİ

ÖZET

Teknolojik gelişmelerin hızlı ilerlediği, karmaşık sistemlerin geliştirilmesi ve müşterilerin kalite beklentisi, üreticileri yüksek kalitede ürünler çıkarmaya zorlamaktadır. Gelişen teknoloji ile elektronik sistemler, birçok ürünün vazgeçilmez bir bileşeni haline gelmiştir. Bu nedenle özellikle tüketici elektroniği alanındaki üreticiler başta olmak üzere çoğu alandaki üreticiler için elektronik sistemlerin güvenilirliklerini doğru ve erken bir şekilde kestirmek, gerek tasarım safhasına geribesleme verebilmek ve gerekse garanti önlemlerini alabilmek adına büyük önem taşımaktadır.

Elektronik sistemlerin, güvenilirlik kestirimleri için kullanılan yöntemler, hızlandırılmış testler, komponent bazında yapılan testler, kök neden simülasyonları ve saha verilerinin istatistiksel analizi yöntemleri olarak sınıflandırılabilir. Klasik hızlandırılmış testler maliyetli ve zaman alıcı olmaları nedeniyle günümüzün tüketici elektroniğinin hızlı geliştirmeyi amaçlayan politikalarına uygun düşmemektedir. Komponent ve alt sistemler için kök neden benzetimi öneren yöntemler, süreden tasarruf sağlasalar da bu tip benzetimlerin gerçek dünyaya uygun olmayan sonuçlar ürettiği olabilmektedir. Bu nedenle saha verilerinin analizi ile ulaşılabilecek bir güvenilirlik kestirimi, gerek saha verisinin, ürünün sahada görülen gerçek durumunu yansıtması gerekse az maliyetli ve zaman kazandırıcı olması sebebiyle, güvenilirlik kestirimi için iyi bir yöntem olarak ortaya çıkmaktadır. Bu çalışmada, Avrupa'nın en büyük beyaz eşya üreticilerinden birisine ait 4 adet beyaz eşya elektronik kartının yüksek satış ve dönüş sayılarına sahip, garanti verileri istatistiksel yöntemlerle incelenmiştir.

Arıza oranı (risk oranı), sahada çalışmakta olan bir sistemin anlık arızalanma olasılığı olarak tanımlanır. Beyaz eşya örneğinde olduğu gibi sahada çalışan ürün sayısının çok olduğu uygulamalarda, arıza oranı önemli bir güvenilirlik ölçütüdür. Bu çalışmada da arıza oranı fonksiyonları ve arıza oranı değerleri üzerinde çalışılmıştır. Çalışmanın temel amacı saha verilerinin analizi ile bir elektronik kart için arıza oranı eğrisini doğru ve kısa bir dönemi kapsayan saha verisi ile elde etmektir.

Saha verilerinin değerlendirilmesinde önemli bir adım verinin doğru kaynaklardan doğru şekilde geldiğine emin olmak ve verinin bütünlüğünü korumaktır. Geniş çapta tüketiciye ulaşan ürünlerin geniş bir coğrafyaya da yayılacağı düşünülürse, saha verilerini düzgün şekilde elde etmek, güvenilirlik analizinin en önemli kısmını oluşturmaktadır. Ancak genellikle hatasız bir veri elde etmek neredeyse imkansızdır. Verideki hata sayısı fazla olduğunda ise deterministik ve istatistiksel analizin de yanlış sonuçlar vereceği açıktır. Bu nedenle saha verisinin istatistiksel analizden önce bir taramadan geçirilmesi ve hatalı olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Bu çalışmada Weibull dağılımı yardımıyla, gözlem süresi içindeki gizli hataların

bulunduđu hatalı zaman aralıđını, yaklaşık olarak bulmak için bir yöntem önerilmiştir.

Bir sistemin sahadaki anlık arızalanma riski genellikle küvet eğrisi ile tasvir edilir. Saha verilerinin analizi veya hızlandırılmış test vb. herhangi bir yöntemle küvet eğrisinin tamamını kestirmek büyük ölçüde hatalara sebep olacaktır. Örneđin beklenen ömrü 10 yıl olan elektronik kartların garanti verisinin istatistiksel analizi ile yıpranma bölgesini kestirmek gerçekçi olmayacaktır. Bu nedenle bu çalışmada, garanti verisi kullanılarak, küvet eğrisinin ilk iki evresinin kestirimi yoluna gidilmiştir. Bu amaçla literatürde sık kullanılan Weibull-üstel birleşimi kullanılmıştır. Bu şekilde parçalı arıza oranı eğrilerinin güvenilirlik verisini modellemede kullanılması, bir deđişim noktası problemini de beraberinde getirir.

Deđişim noktası problemleri istatistik alanında çeşitli veri tipleri için güncelliđini koruyan bir alandır. Problem tanımı, veri tipine ve deđişimin arandıđı ölçüte göre deđişmektedir. Örneđin, aranan deđişim, verinin uyduđu dağılım tipinin deđişmesi ya da dağılım tipi aynı kalsa bile parametrelerinin deđişmesi şeklinde tanımlanabilir. Güvenilirlik literatüründe, deđişim noktası, çalışmakta olan donanım veya yazılıma ait hata verilerinin dağılımının belli bir süreden sonra deđiştii zaman olarak tanımlanır. Komponent ve kompleks donanım güvenilirliğinde ise deđişim noktası, arıza oranının eğiliminde meydana delen deđişimler olarak ele alınır. Bu çalışmada, deđişim noktası problemine, elektronik karta ait saha verisinden yola çıkılarak istatistiksel ve uygulanabilir bir çözüm üretilmiştir. Deđişim noktası, arıza oranı eğrisinin erken hata evresinden, faydalı ömür evresine geçiş noktası olarak alınmıştır.

Bu çalışmada saha verisi analizi yapılırken uzun dönem ve kısa dönem olmak üzere iki tip veri öngörölmüştür. Bol örnek sayılı ve uzun bir süreyi kapsayan (uzun dönem) bir saha verisinden, iki parçalı (iki dağılımlı) veya tek parçalı (tek dağılımlı) arıza oranı eğrisine istatistiksel yöntemlerle ulaşılmaktadır. Ancak parametrik veya parametrik olmayan klasik yöntemlerle yapılan bu kestirimler, tüm saha verisini kullanırken, çok kısa bir gelecek için gerçekçi olmaktadırlar. Beyaz eşya gibi sahaya çıkışların yüksek sayıda olduđu uygulamalarda, yeni sahaya çıkmış bir ürün hakkında, ona ait saha verisini kullanarak, bir kestirim yapabilmek büyük önem taşımaktadır. Bu çalışmada 3 aylık kısa dönem saha verisinden 36 aylık güvenilirlik kestirimi yapılmasını amaçlayan bir yöntem önerilmiştir. Metodun temeli önceki nesil benzer ürünlere ait istatistiklere dayanmaktadır. Benzer tasarıma sahip kartlar aile olarak adlandırılmış ve aynı aileye mensup kartların benzer güvenilirlik istatistiklerine sahip oldukları görölmüştür.

RELIABILITY ANALYSIS OF ELECTRONIC BOARDS BASED ON FIELD DATA

SUMMARY

The rapid developments in electronics, especially in the last decade, have elevated the importance of electronics reliability. More complex electronic systems and their widespread usage, spanning almost all large industrial fields, requires high reliability. This demand reveals a need for an accurate and early reliability prediction to give feedback for the design and warranty precautions. There are many suggested methods to predict reliability of electronics in the literature such as using accelerated life tests, component based numerical and probabilistic simulations, and statistical field data based methods. Conventional accelerated reliability test do not meet the demands of today's very rapid electronic product cycles; they are time consuming and expensive. Using simulations for components and systems is another option, which is time saving, but simulation test data never reflects the real-world performance of the product and results in accuracy problems for various failure mechanisms. Therefore, laboratory and simulation data based predictions can be deceptive for many applications. This underlines the importance of using the product's field return data for reliability analysis that is relatively accurate, cheap and time saving. If one assumes that the return data is error free then it is not difficult to claim that it is the most trustworthy data in analyzing reliability of a product compared to accelerated test or simulation based data. However, in reality field return data contains errors corresponding to improper, correlated, incomplete, and poorly collected data that result in misleading reliability predictions.

In this study, a systematic approach based on Weibull analysis to eliminate errors from field return data is proposed. In the elimination process, two types of errors are defined: obvious and hidden errors. Obvious errors are the errors that can be easily determined with applying one-by-one data check. Changing data orderings make this process even faster. Examples for such errors are unknown assembly dates, invalid time-to-failure values, and quality related errors. In contrary to the obvious errors, hidden errors and their probable sources cannot be directly determined from the data. Examples for hidden errors are significant changes in product manufacturing process, data loss, and inappropriate data recording in services. Hidden errors are fatal and overwhelm obvious errors in terms the number of occurrences. This obligates us to eliminate hidden errors before starting statistical analysis.

After, debugging field data, prediction model is based on the Weibull-exponential piecewise hazard rate scheme considering early failure and useful life phases of the boards. This scheme is preferred for products not getting into the wear-out region during their warranty times or anticipated lives. Electronic boards, studied in this work, fall into these product groups. Electronic boards are expected to work at least 10-15 years with a warranty period of at most 5 years.

Using a piecewise hazard rate function for reliability modelling is a well-studied subject in the reliability and statistics literature. This includes the determination of the turning/change time often called as the change point problem. Different approaches are proposed to solve this problem. Studies exploiting parametric change point analysis of non-monotonic hazard rate functions consider the change point as a parameter and propose statistical estimation methods including maximum likelihood, least squares, and Bayesian methods. Additionally, non-parametric methods are studied widely.

Regarding these problems, a practical yet accurate change point detection method is given by performing forward and backward data analysis with left and right truncated data. The given reliability prediction model has an input of either short-term or long-term field data corresponding to early failure and useful life phases of the boards, respectively. The output of the model is the reliability prediction covering the full warranty period which is 36 months in this study. In case of having long-term data, proposed practical change point method is directly applied to depict a hazard rate curve with Weibull and Exponential distributions using maximum likelihood and rank regression methods. In case of having short-term data, first it is investigated that how the Weibull shape parameter β varies with different time intervals of the field data. For this purpose it is used 36-month (full warranty period) of field data belonging to previous and/or current (if available) versions of the board. Then a mathematical function of β is given in terms of time and board dependent parameters. Additionally, empirical findings and iteration methods are used to estimate other distribution parameters. Finally prediction model based on the developed Weibull-exponential scheme is constructed. This study contributes to an early reliability prediction methodology. A 36-month reliability prediction of a board can be made with its field data as short as 3 months.

Conventional field data based reliability prediction methods, either parametric or non-parametric, have an important constraint. They can only predict very near future reliability of a product. In non-parametric analysis, it is not possible to accurately predict large time spans. In conventional parametric analysis, it is assumed that the failure mechanism of a system will be the same in contrary to real cases. Indeed, a product, consisting of many components, has different failure mechanisms for different operating time intervals corresponding to early failure, useful life, and wear-out regions. For example, with conventional methods one cannot predict the products reliability performance for the useful life period by using the data from the early failure period. With the proposed methodology, this problem is overcome considerably.

Four different data sets belonging to four different boards Board-B, Board-E, Board-F, and Board-K are used. The field data contains assembly and return dates for each warranty call. Warranty period of the boards is 3 years. The maintenance policy for electronic boards under this study is to replace the board with a new one in any suspected case such as stopping from time to time or breaking down entirely in the field. Therefore the analyzed data has no record of repaired boards.

The proposed methodology, illustrated, has an input of a new board's field data classified as long-term or short-term that is determined by applying the proposed forward and backward data analysis. If the analysis results in a change point that separates early failure and useful life regions then it is called the input data as the long-term data that is modelled with Weibull and exponential distributions. In this

case, reliability prediction is achieved by using the exponential distribution that is expected to keep its validity until the end of the warranty period. If the analysis results in a single distribution, no change point found, then it is called the input data as the short-term data. In this study a framework that connects the prior knowledge based on an old board with a new one is used. The evaluation of the field data of an old board goes in forward time spans in order to obtain time dependent behavior of the Weibull β parameter.

Ideally, a specific component or a material is expected have its own constant β that is time independent. However, similarly for most of the electronic applications, electronic boards consist of hundreds of different components/elements. Some of these elements such as integrated chips are almost perfectly reliable throughout the early failure phase that results in $\beta > 1$. On the other hand, the components, especially used in power supply and mechanical control blocks which face much more stress, have serious early reliability issues that results in $\beta < 1$. Therefore it is expected to see changes for β along with time in the field. This is the main motivation to derive a time dependent function of β . In order to estimate other parameters in the Weibull-exponential scheme, empirical findings and iteration methods are used. As a result, a full warranty forecasting of a new electronic board is made with given its field data as short as 3 months.

1. GİRİŞ

Güvenilirlik analizinin temeli genellikle uzay keşiflerinin başlangıcına dayandırılır. İlk yapay uydunun yörüngeye yerleştirilmesiyle başlayan uzay yarışlarından bu yana komponentler, batarya ve güç sistemleri, kontrol ve bilgisayar sistemleri vb. için güvenilirlik analizleri yapılmakta ve güvenilirlik anlamında iyileştirmeler uygulanmaktadır [1]. Günümüzde elektronik ürünler, daha fazla sıradan tüketiciye uygun hale getirilmiş ve gündelik hayatın vazgeçilmezi olmuştur. Teknolojik gelişmelerin hızlı ilerlemesi, ihtiyaçlara yönelik karmaşık sistemlerin geliştirilmesi ve müşterilerin kalite beklentisi, özellikle tüketici elektroniği üreticilerini yüksek kalite ve güvenilirlikte ürünler çıkarmaya zorlamaktadır [2]. Gelişen teknoloji ile elektronik sistemler, birçok ürünün vazgeçilmez bir bileşeni haline gelmiştir. Bu nedenle özellikle tüketici elektroniği alanındaki üreticiler başta olmak üzere çoğu alandaki üreticiler için elektronik sistemlerin güvenilirliklerini, doğru ve hızlı bir şekilde kestirmek, gerek tasarım safhasına geribesleme verebilmek ve gerekse garanti önlemlerini alabilmek adına büyük önem taşımaktadır.

Elektronik sistemlerin güvenilirlik kestirimleri için kullanılan yöntemler, hızlandırılmış testler, komponent bazında yapılan testler, kök neden simülasyonları ve saha verilerinin istatistiksel analizi yöntemleri olarak sınıflandırılabilir [2-7]. Klasik hızlandırılmış testler maliyetli ve zaman alıcı olmaları nedeniyle, günümüzün tüketici elektroniğinin hızlı geliştirmeyi amaçlayan politikalarına uygun düşmemektedir [3]. Ayrıca elektronik kartlara yönelik hızlandırılmış testler, genellikle bir tek hata mekanizmasını tetikleyecek şekilde planlandıklarından dolayı, bu yolla elde edilen hataların sahadaki arıza oranını tam olarak temsil edemeyeceği açıktır. Komponent ve alt sistemler için kök neden benzetimi öneren yöntemler, süreden tasarruf sağlasalar da bu tip benzetimlerin gerçek dünyaya uygun olmayan sonuçlar ürettiği olabilmektedir [2,5,6]. Elektronik kart bazında benzetim yöntemleri, genellikle aşırı stress halindeki güvenilirlik ölçümleri için kullanılmaktadır. Bu nedenle saha verilerinin analizi ile ulaşılabilecek bir güvenilirlik kestirimi, gerek saha verisinin, ürünün sahada görülen gerçek durumunu yansıtması gerekse az maliyetli

ve zaman kazandırıcı olması sebebiyle, güvenilirlik kestirimi için iyi bir yöntem olarak ortaya çıkmaktadır.

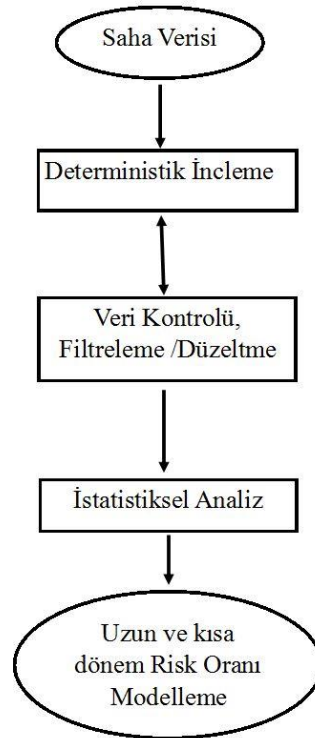
Arıza oranı (risk oranı), sahada çalışmakta olan bir sistemin anlık arızalanma olasılığı olarak tanımlanır [3]. Beyaz eşya örneğinde olduğu gibi sahada çalışan ürün sayısının çok olduğu uygulamalarda, arıza oranı önemli bir güvenilirlik ölçütüdür. Bu çalışmada da arıza oranı fonksiyonları ve arıza oranı değerleri üzerinde çalışılmıştır. Çalışmanın temel amacı, elektronik kartlara ait saha verilerinden, istatistiksel çıkarımlarda bulunmak ve böylece bir elektronik kart için arıza oranı eğrisinin doğru ve (sahaya çıkıştan sonra olabildiğince) erken şekilde elde edilmesini sağlayacak bir yöntem geliştirmektir.

Bu çalışmada saha verisi, garanti kayıtlarından elde edilmiştir. Çalışma esnasında Avrupa'nın en büyük beyaz eşya üreticilerinden birisine ait 4 adet beyaz eşya elektronik kartının yüksek satış ve dönüş sayılarına sahip, garanti kayıtları istatistiksel yöntemlerle incelenmiştir. Söz konusu garanti kayıtları, beyaz eşyada sadece elektronik kartın arızalanması ile ortaya çıkan arıza kayıtlarından oluşmaktadır. Garanti kayıtları, belli bir süre garantisi olan ürünün ilk sahaya sürümünden itibaren garanti süresi içindeki dönüşlerini içerir. Tüketici elektroniğinde piyasaya sürümler, genellikle aylık olarak büyük miktarlarda olmaktadır. Dolayısıyla garanti kayıtları piyasaya sürüm süresini ve sonrasını kapsamaktadır. Beyaz eşya sektöründe garanti gözlem süresi genellikle 4-5 yıl civarında olmaktadır.

Çalışmada veri analizi yapılırken izlenen aşamalar Şekil 1.1'deki gibidir. Saha verileri ilk önce deterministik analiz ile incelenebilir. Ele alınan saha verisi bir garanti verisi olduğu için deterministik inceleme veriye dair önemli bulgular içerebilir. Bu aşamada, satış ve dönüş sayısı, aylık ve yıllık sürelerle bölünerek analiz edilebilir. Garanti kayıtları içerdiği detaya göre şehir, bölge, kullanıcı alışkanlıkları gibi çok farklı alanlarda bilgiler verebilmektedir. Bu çalışmada deterministik incelemeye dair sonuçlar verilmeyecektir.

Saha verilerinin değerlendirilmesinde önemli bir adım verinin doğru kaynaklardan, doğru şekilde geldiğine emin olmak ve verinin bütünlüğünü korumaktır [3]. Geniş çapta tüketiciye ulaşan ürünlerin geniş bir coğrafyaya da yayılacağı düşünülürse, saha verilerini düzgün şekilde elde etmek, güvenilirlik analizinin en önemli kısmını oluşturmaktadır. Ancak genellikle, hatasız bir veri elde etmek neredeyse imkansızdır.

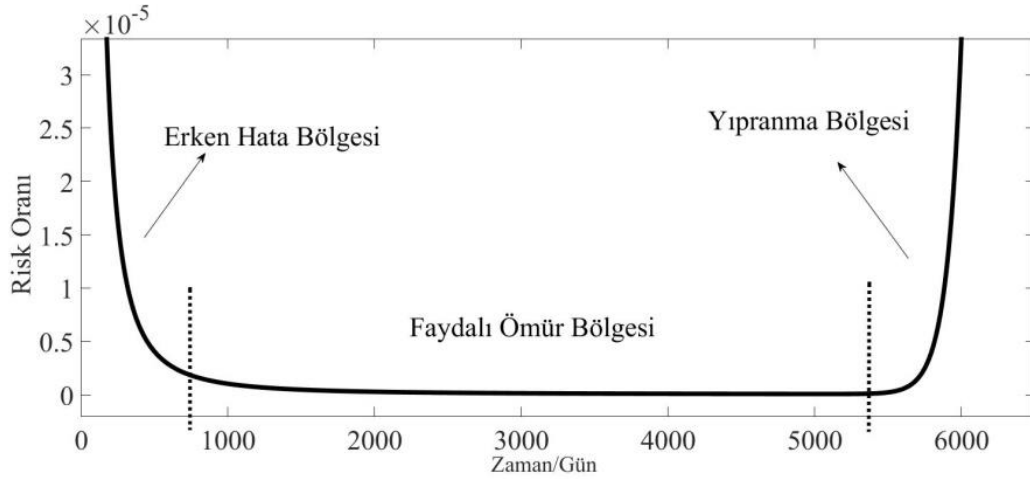
Verideki hata sayısı fazla olduğunda ise, deterministik ve istatistiksel analizin de yanlış sonuçlar vereceği açıktır. Bu nedenle saha verisinin istatistiksel analizden önce önce bir taramadan geçirilmesi ve hatalar olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Bu çalışmada Weibull dağılımı kullanılarak gözlem süresi içindeki gizli hataların bulunduğu hatalı zaman aralığını, yaklaşık olarak bulmak için bir yöntem önerilmiştir. Veride bulunan hataların, düzeltilme imkanı varsa düzeltilmesi gerekir. Aksi halde hatalı zaman aralığının filtrelenmesi, sağlıklı bir istatistiksel analiz açısından en makul yöntemdir. Verinin doğruluğu sağlandıktan sonra deterministik incelemenin tekrarlanması da faydalı olacaktır. Çalışmada saha verilerinin doğruluğu sağlandıktan sonra ise arıza oranına dayalı istatistiksel analiz yapılmıştır.



Şekil 1.1 : Saha verilerinin analizinde izlenen akış.

Sahada çalışan bir sistemin, teorik arıza oranı eğrisi Şekil 1.2’de verilen kuvvet eğrisi ile tasvir edilir. Bu eğri, erken hata, faydalı ömür ve yıpranma olmak üzere üç evreye ayrılır. Erken hata evresi, elektronik bileşenler söz konusu olduğunda burn in evresi olarak da adlandırılır. Bu eğri bir sistemin arızalanıncaya kadar taşıdığı risk oranını anlatmak için de kullanılır. Kuvvet eğrisini tamamıyla elde etmek için oluşturulmuş dağılımlar da mevcuttur [8]. Çeşitli yöntemler ile elde edilen arıza oranı eğrileri kuvvet eğrisini tamamen elde etmeyi amaçlasa da, bu yaklaşım çoğu

zaman hatalara sebep olmaktadır. Örneğin beklenen ömrü 10 yıl olan elektronik kartların garanti verisinin istatistiksel analizi ile yıpranma bölgesini kestirmek gerçekçi olmayacaktır. Bu nedenle bu çalışmada, garanti verisi kullanılarak, kuvvet eğrisinin ilk iki evresinin kestirimi yoluna gidilmiştir. Bu amaçla literatürde sık kullanılan Weibull – üstel birleşimi kullanılmıştır [9,10]. Bu şekilde parçalı arıza oranı eğrilerinin güvenilirlik verisini modellemede kullanılması, bir değişim noktası problemini de beraberinde getirir [9].



Şekil 1.2 : Abartılı çizilmiş örnek bir kuvvet eğrisi.

Değişim noktası problemleri istatistik alanında çeşitli veri tipleri için güncelliğini koruyan bir alandır. Problem tanımı, veri tipine ve değişimin arandığı ölçüte göre değişmektedir [11]. Örneğin, aranan değişim, verinin uyduğu dağılım tipinin değişmesi ya da dağılım tipi aynı kalsa bile parametrelerinin değişmesi şeklinde tanımlanabilir. Güvenilirlik literatüründe, değişim noktası, çalışmakta olan donanım veya yazılıma ait hata verilerinin dağılımının belli bir süreden sonra değiştiği zaman olarak tanımlanır [12]. Komponent ve kompleks donanım güvenilirliğinde ise değişim noktası, arıza oranının eğiliminde meydana gelen değişimler olarak ele alınır [13,14]. Bio-istatistik alanında rastlanan değişim noktası da genellikle risk oranı (arıza oranı) üzerinden tanımlanır [15-20].

Beyaz eşya kontrolünde kullanılan bir elektronik kart, çok farklı yapıda elemanı aynı PCB üzerinde barındırmaktadır. Bu amaçla kullanılan bir elektronik kart, genellikle güç, kontrol ve lojik bloğu olarak 3 bölüme ayrılabilir. Güç bloğu, şebekeden alınan gerilimi, kontrol ve lojik bloklarını beslemek amacıyla, uygun gerilim değerlerine çevirir. Bu blokta, yüksek güçlü elemanlar, kapasiteler, endüktanslar, sigorta dirençleri vb. bulunmaktadır. Kontrol bloğu, motor kontrolü için kullanılan, röle,

triyak gibi yüksek güçlü anahtarlama elemanlarından oluşmaktadır. Lojik kısım ise daha düşük güç tüketen, işlemci, led gibi yarı iletken entegre ve elemanlardan oluşur. İncelenen saha verilerinde, arıza kaynaklarının, yüksek güçlerin harcandığı ve yüksek frekanslarda anahtarlamaların yapıldığı güç ve kontrol bloklarında daha fazla olduğu görülmüştür. Elektronik komponentlerin burn in süreleri birbirlerinden farklılık göstermektedir [1]. Böylesine kompleks yapıli elektronik kartlarda, eleman çeşitleri fazla olduğundan, erken hata evresinin, burn in süresi en uzun olan komponentinki kadar geniş bir süreyi kapsayacağı açıktır. Bu çalışmada elektronik kartlara ait erken hata evresinin 5-18 ay gibi uzun bir döneme yayıldığı görülmüştür.

Monoton olmayan arıza oranı eğrilerinde değişim noktası, bir rastgele değişken parametre olarak alınır ve maksimumum olabilirlik (MLE), en küçük kareler (Rank Regression), Bayes metotları ve türevleriyle kestirilmeye çalışılır. Bu tür parametrik yöntemler, değişim noktası problemine çözüm üretirken genellikle model seçimine ve incelenen veriye bağımlı kalmaktadırlar. Ayrıca istatistik alanında önerilen çözümler genellikle mühendisliğe kolay uygulanabilen yöntemler de değildir. Güvenilirlik alanında bu probleme önerilen basit ampirik çözümler de mevcuttur [9,10]. Bu çalışmada, değişim noktası problemine, elektronik karta ait saha verisinden yola çıkılarak istatistiksel ancak kolay uygulanabilir bir çözüm üretilmiştir. Değişim noktası, arıza oranı eğrisinin erken hata evresinden, faydalı ömür evresine geçiş noktası olarak alınmıştır.

Bu çalışmada saha verisi analizi yapılırken uzun dönem ve kısa dönem olmak üzere iki tip veri öngörülmüştür. Bol örnek sayılı ve uzun bir süreyi kapsayan (uzun dönem) bir saha verisinden, iki parçalı (iki dağılımlı) veya tek parçalı (tek dağılımlı) arıza oranı eğrisine yukarıda bahsedildiği gibi istatistiksel yöntemlerle ulaşılmaktadır. Ancak parametrik veya parametrik olmayan klasik yöntemlerle yapılan ömür ve arıza oranı kestirimleri, tüm saha verisini kullanırken, çok kısa bir gelecek için gerçekçi olmaktadır [2-4]. Beyaz eşya gibi sahaya çıkışların yüksek sayıda olduğu uygulamalarda, yeni sahaya çıkmış bir ürün hakkında, ona ait saha verisini kullanarak, bir kestirim yapabilmek büyük önem taşımaktadır. Bu çalışmada 3 aylık kısa dönem saha verisinden 36 aylık güvenilirlik kestirimi yapılmasını amaçlayan bir metot önerilmiştir. Metodun temeli önceki nesil benzer ürünlere ait istatistiklere dayanmaktadır.

Bu alıřmada, Blm 2’de alıřma esnasında kullanılan terimler ve kullanılan aralar tanımlanmıřtır. Blm 3’ te saha verisinde ortaya ıkabilecek hatalar ve kayıt sresindeki hatalı zaman aralıklarını bulmaya ynelik nerilen yntem verilmiřtir. Blm 4’te gvenilirlik verisinin iki daėılımla modellenmesi ve deėiřim noktası problemine getirilen zm verilmiř ve kısa dnem veri ile arıza oranı kestirim yntemi sunulmuřtur. Blm 5’ te alıřma genelinde nerilen yntemlerin farklı kartlara ait saha verilerine uygulanmaları ile elde edilen sonular verilmiřtir. Blm 6’ da sonular zetlenmiřtir.

2. TANIMLAR, TEMEL YÖNTEMLER ve ARAÇLAR

Bu kısımda, çalışma esnasında kullanılan tanımlar ve istatistiksel güvenilirlik analizinde kullanılan yöntemler kısaca özetlenmiştir.

2.1 Saha Verilerine Ait Temel Kavramlar

Arıza (Failure): Bir sistemin sahadaki performansında belirgin bir düşüş görülmesi veya sistemin çalışmasının tamamen durmasıdır.

Sağ Kalım (Suspended): Belirli bir grup örnek, gözlem altında iken gözlem süresi boyunca arızalanmayan ve ne zaman arızalanacağı bilinmeyen ürünlerin durumunu anlatan deyimdir.

Saha Verisi (Field Data): Arıza kayıtlarının tutulduğu, sistem veya ürünlerin sahadaki başlangıç tarihini, sahada toplam çalışan ürün sayısını, arıza görülme tarihini ve adetini içeren kayıttır. Bu çalışmada saha verisi olarak garanti dönüş verisi kullanılmıştır. İncelenen elektronik kartların garanti politikası kartı yenilemek ve eski kartları kullanmamak şeklindedir. Saha verisi ek olarak arıza kaynağı, ortaya çıktığı şehir, bölge gibi bilgiler içerebilir. Güvenilirlik analizi için saha verisinde bulunması gereken bilgiler:

- Sahaya sürülen ürünlerin toplam adedi ve sahaya çıkış tarihleri
- Arızalanan ürünün sahadaki başlangıç ve arızalanma (dönüş) tarihleridir.

Arızalanma Süresi (Time to Failure): Ürünün sahadaki başlangıcından itibaren arızalandığı tarihe kadar geçen süredir. Saha verisinde birim zaman gün olarak alınmalıdır. Saha verisi olarak garanti verisi kullanıldığında, süresi değerleri sadece garanti süresi ile sınırlı olmaktadır. Bu çalışmadaki elektronik kartlar için garanti süresi 36 aydır.

Veri Kayıt Süresi: Saha verisinin tutulmaya başlandığı andan kayıt tutmanın sonlandırıldığı ana kadar geçen süredir. Bu süre maksimum süresi olan garanti süresinden fazla olabilir. Örneğin saha verisi incelenen B elektronik kartının sahadan

dönüşleri, ilk ürünün sahaya çıktığı andan itibaren 54 ay boyunca gözlenmiştir. Söz konusu zaman aralığı veri kayıt süresi olarak adlandırılmıştır. süresi ve veri kayıt süresi kavramları birbirine karıştırılmamalıdır.

Kısa dönem saha verisi: Bu çalışmada, ürünün sahaya çıkışından itibaren 3 ay kadar olan arıza kayıtlarını içeren veri, kısa dönem verisi olarak adlandırılmıştır. Bu tanım, çalışmada sahaya yeni çıkan bir kartın garanti verisini kastedmektedir.

Uzun dönem saha verisi: Çalışmada kullanılan kartların garanti süresi 36 aydır. Ürünün sahadaki başlangıcından itibaren garanti süresi kadar veya garanti süresine yakın bir zaman geçmişse ve bir değişim noktası içeriyorsa bu veri uzun dönem saha verisi olarak adlandırılmıştır.

Elektronik kart ailesi: Bu çalışmada 4 adet beyaz eşya elektronik kartına ait saha verileri kullanılmıştır. Bu kartlar B7S, EROS, FORA ve KARDELEN isimli ürünlere aittir. Metin boyunca kartlar ilk harfleri ile sırasıyla B, E, F ve K kartları olarak isimlendirilmiştir.

B, E ve F kartları, aynı tür beyaz eşyalarda kullanılmıştır. Ayrıca donanım tasarımı olarak da benzerlikleri bulunur. Bu nedenle bu kartlar için aile tanımı yapılmıştır. Buna göre K kartı bu aileden değildir. Yapılan çalışma sonucunda, aynı aileden kartların saha verilerinin analizi, benzer sonuçlar vermiştir. Bundan faydalanılarak, ailenin en eski üyesinin saha verilerinden yol çıkılarak, ailenin yeni üyelerinin güvenilirliklerini tahmin etmek amacıyla bir yöntem geliştirilmiş ve bu yöntem yine bu saha verileri üzerine uygulanarak karşılaştırılma yapılmıştır.

Sağdan kesimli veri (right truncated): Veri kayıt süresi içinde elde edilmiş bütün verilerden, zamanı belli bir değerin altında olan kısmının süzülerek elde edilen veridir.

Soldan kesimli veri (left truncated): Veri kayıt süresi içinde elde edilmiş bütün verilerden, zamanı belli bir değerin üstünde olan kısmının süzülerek elde edilen veridir.

İleri yönde analiz: Saha verisi içinde sürekli sağdan kesimli veri oluşturularak yapılan istatistiksel analizdir. Örneğin 1 aylık ileri yönde analiz, 0-30 gün arasındaki arıza kayıtlarının analizi anlamına gelir. 2 aylık ileri yönde analiz ise 0-60 gün arasındaki arıza kayıtlarını içermektedir.

Geri ynde analiz: Saha verisi iinde srekli soldan kesimli veri oluřturularak yapılan istatistiksel analizdir. rneęin, 36 aylık veri ierisindeki 35-36 aylık geri analiz, sresi 35 ile 36 ay arasında olan btn arıza kayıtlarının analizi anlamına gelir.

2.2 Gvenilirlik Terimleri

Risk Oranı (Arıza Oranı-Hazard Rate): Sahada alıřan rnlerin, $[t, t + \Delta t]$ aralıęında arızalanma olasılıęıdır [3]. Genellik $h(t)$ gsterimi ile t 'nin bir fonksiyonu olarak verilir. Risk oranı, sahada grlen arızaların bir daęılımla modellenmesi ile hesaplanır. Risk oranı fonksiyonu olasılık daęılım fonksiyonları cinsinden, matematiksel olarak ifade edilir. yle ki t , bir rn grubuna ait sahada grlen hata zamanlarını simgeleyen rastgele deęiřken olmak zere, hata zamanlarının olasılık fonksiyonu θ parametre takımlı, $f(t, \theta)$ olsun. Bir rnn t anından nce arızalanma olasılıęı;

$$\Pr(T < t) = \int_0^t f(x)dx = F(t) \quad (2.1)$$

olmak zere risk oranı fonksiyonu;

$$h(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} \quad (2.2)$$

ile belirlenir. Bu ifade ok kk zaman aralıkları iin limit haldir. Risk oranı fonksiyonunun herhangi bir t anındaki deęerine ise arıza oranı da (failure rate) denmektedir. Bu iki tanım genellikle birbirleri yerine kullanılmaktadır. Bu alıřmada da arıza oranı olarak kullanılmıřtır. Bio-istatistikte ise bu ifade risk oranı olarak kullanılmaktadır.

Kvet Eęrisi (Bathtub Curve): Gvenilirlik literatrnde, bir rnn sahadaki arıza (risk) oranının kvet eęrisi gibi olması beklenir. Kvet eęrisi, rnn arızalanma riskinin zamanla alacaęı deęerleri belirtir. Abartılı bir kvet eęrisi řekil 1.2'de verilmiřtir.

Kvet eęrisi  blme ayrılır. Erken hata evresi, rnn bařlangıcından sonra kısa srede ortaya ıkan, genellikle alt sistem ve komponentlerdeki kalite hataları ile sahadaki beklenmeyen streslerden kaynaklanan arızaların ortaya ıktıęı evredir. Bu blgede arıza oranı zamanla azalır. Bu nedenle bu evre azalan arıza oranı (Decreasing Failure Rate) evresi olarak da isimlendirilir. Faydalı mr evresi, arıza

oranının hemen hemen sabit olduđu ve hataların rastgele zamanlarda ortaya çıktığı evredir. Bu evre sabit arıza oranlı (Constant Failure Rate) evre olarak da isimlendirilir. Yıpranma evresi, ürünü oluşturan alt sistem ve komponentlerde meydana gelen yorulmalardan ve malzemedeki eskimelerden meydana gelir. Bu evrede arıza oranında artış görülür (Increasing Failure Rate). Ürünün ömrünün sonlandığı evredir. Endüstriyel uygulamalarda, yüksek miktarda ürünün sahada olması durumunda, kuvvet eğrisi yani arıza oranı eğrileri önemli bilgiler içerir. Bu eğri sayesinde garanti giderleri için bir beklenti hesaplanabilir.

Elektronik kartların beklenen ömürleri 7-10 yıl civarındadır. Bu beklentiye göre sürelerinin en fazla garanti süresi (36 ay) kadar olabildiği bir garanti verisinden erken hata bölgesi ve faydalı ömür bölgesi için kestirimlerde bulunmak daha doğru bir yaklaşım olacaktır.

2.3 Güvenilirlik Analizinde Kullanılan Dağılımları

Güvenilirlik analizinde birçok dağılım kullanılmaktadır. Bunlardan en sık kullanılanları Weibull, lognormal, gamma, üstel dağılım olarak verilebilir. Veriye uyacak modeli belirlemek de bir ön bilgi gerektirir. Bir saha verisine, birçok dağılım yeteri ölçütlerde uyabilir. Weibull, lognormal ve gamma dağılımlarının arıza (risk) oranı fonksiyonları, dağılım fonksiyonlarının parametre değerlerine göre, kuvvet eğrisinde gösterilen 3 evreye ait veriyi temsil edebilirler. Üstel dağılımın aranı oranı ise zamandan bağımsız bir sabittir. Bu da faydalı yaşam safhasındaki duruma karşı gelir.

Bu çalışmada hem analiz edilen saha verilerini iyi derecede temsil etmeleri, hem de az parametre sayısı ile kullanışlı olmaları sebebiyle Weibull ve üstel dağılımlar kullanılmıştır.

2.3.1 Weibull dağılımı

Weibull dağılımı, güvenilirlik literatüründe en sık kullanılan dağılımlardan birisidir ve birçok çalışmada güvenilirlik verilerini iyi temsil ettiği belirtilmiştir [1,2,3,8,9,10]. İki parametrelili ve üç parametrelili olmak üzere iki çeşittir. İki parametrelili Weibull dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu, t ürünün ömrünü gösteren bir rastgele değişken olmak üzere

$$f_w(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta} \quad (2.3)$$

İle verilir. Weibull arıza oranı ve güvenilirlik (sağ kalım) fonksiyonları sırasıyla (2.4) ve (2.5)'teki gibidir [2].

$$h_w(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} \quad (2.4)$$

$$S_w(t) = e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta} \quad (2.5)$$

Burada , β ve η sırasıyla şekil (shape) ve ölçek (scale) parametreleridir. Şekil parametresi arıza oranı fonksiyonunun eğilimini belirlemektedir. Weibull dağılımı $\beta < 1$ için zamanla azalan arıza oranı , $\beta > 1$ için zamanla artan arıza oranı davranışı göstermektedir. Şekil parametresinin $\beta = 1$ olması durumunda ise formül üstel dağılıma dönmekte ve arıza oranı sabit olmaktadır. Farklı β değerleri farklı arıza modlarına işaret eder. Buradan hareketle Weibull dağılımını kuvvet eğrisini tamamiyle oluşturabileceği görülür. Bu nedenle Weibull dağılımı güvenilirlik analizlerinde çok sık kullanılır. Ölçek parametresi η ise karakteristik ömür olarak adlandırılır ve MTTF ile ilişkilendirilir [20].

2.3.2 Üstel dağılım

Güvenilirlik analizinde bir diğer sık kullanılan dağılım ise üstel dağılımdır. Formül olarak basit ve tek parametrelidir olduğu için kaba analizlerde de kullanılmaktadır. Arızalanma süresini gösteren rastgele değişken t olmak üzere, üstel olasılık yoğunluk fonksiyonu, risk fonksiyonu ve sağ kalım fonksiyonu sırasıyla (2.6) (2.7) ve (2.8)'deki gibidir [3].

$$f_e(t) = \lambda \exp(-\lambda t) \quad (2.6)$$

$$h_e = \lambda \quad (2.7)$$

$$S_e = e^{-(\lambda t)} \quad (2.8)$$

λ üstel dağılımın ölçek parametresidir. Üstel dağılımın en önemli özelliği belleksiz olma özelliğidir. Bu durum risk oranı (arıza oranı) fonksiyonunu zamandan bağımsız hale getirir.

2.4 Parametre Kestirim Yöntemleri

Dağılım parametrelerinin kestiriminde 3 temel yöntem vardır. Bunlar Maksimum Olabilirlik (Maximum Likelihood Estimation Method -MLE), en küçük kareler (Rank Regression-RR) ve Bayes Analizi yöntemleridir.

Kestirim yöntemlerinin sağlaması gereken istatistiksel kıstaslar vardır. Özellikle asimptotik özellik göstermeleri beklenir. Asimptotik özellik kısaca, örnek sayısının arttıkça, kestirim değerinin, ilgili parametrenin gerçek değerine yakınsamasıdır.

Herhangi bir kestirim yönteminin sonucunda bir hata payı ve dolayısıyla bir belirsizlik oluşmaktadır. Parametre değerindeki belirsizlik güven aralığı ile tanımlanır. Güven aralığı, kestirimi yapılan parametrenin gerçek değerinin bulunduğu aralığı belirtir.

MLE yöntemi karmaşık hesaplamalar içerse de en sık kullanılan yöntemlerdendir. Veri sayısı arttıkça MLE ile yapılan kestirimler daha kararlı hale gelir [2]. Daha az karmaşıklığa sahip RR yöntemi ise düşük sayıda veri olduğu zaman doğru sonuçlar vermektedir [2]. Bayes yöntemi ise az sayıda veri olduğunda, MLE'ye göre daha iyi sonuçlar verirken, yöntemi uygulayabilmek için tecrübeye dayanan bilgileri kullanmak gerekir [2]. Bu çalışmada MLE ve RR yöntemleri kullanılmıştır.

2.4.1 Maksimumum olabilirlik yöntemi (MLE)

Maksimum olabilirlik yöntemi, bir veri için oluşturulan olabilirlik (likelihood) fonksiyonunu maksimize eden dağılım parametrelerinin değerlerini bulmaya dayalıdır. Yöntem sansürlü, sansürsüz ve grup halindeki verilere uygulanabilmektedir. Veri tipine göre likelihood fonksiyonun formülü de değişmektedir. Veri sansür olduğunda, maksimize etme işlemi seçilen modele bağlı olarak zorlaşmaktadır.

T_i verideki i numaralı örneğe ait gözlemi gösteren rastgele değişken olmak üzere, bu rastgele değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu, θ parametre takımlı $f(T_i; \theta)$ olsun. Buna göre verideki her bir gözlemin birbirinden bağımsız olduğu varsayımıyla, bileşke olasılık yoğunluk fonksiyonu, $f(T_i)$ fonksiyonlarının çarpımıdır. Bu çarpım likelihood fonksiyonu olarak adlandırılır (2.9).

$$LL = \prod_i^n f(T_i; \theta) \quad (2.9)$$

Likelihood fonksiyonunu maksimize eden parametre değerleri (2.10) 'daki denklem sisteminin çözülmesiyle elde edilir.

$$\frac{\partial LL}{\partial \theta} = 0 \quad (2.10)$$

Parametre takımı θ en genel halde bir vektördür. Dolayısıyla (2.10) ifadesi bir denklem sistemi oluşturmaktadır. Bu problemin çözümü için iteratif yöntemler kullanılır. MLE yöntemi, asimptotik özellik gösterir. Başka bir deyişle veri sayısı arttıkça daha doğru sonuçlar verir.

Garanti verisi analizinde gözlem süresi içerisinde hem, arızalan örneklerin ömürleri, hemde arızalanmayan örneklerin gözlem süreleri hesaba katılmaktadır. Bu durumda güvenilirlik fonksiyonu $S(t_i)$ olmak üzere likelihood formülü (2.11) ifadesindeki hale gelir.

$$LL = \prod f(t_i)_i^{c_i} S(t_i)_i^{1-c_i} \quad (2.11)$$

(2.11) ifadesinde i numaralı örnek, arızalanan bir örnek ise $c_i=1$, değilse 0 değerini alır. Böylece hem arızalanan hem de devam eden örneklerin likelihood değerine katkısı sağlanır.

2.4.2 En küçük kareler yöntemi (RR)

En küçük kareler metodu, herhangi bir veriye en uygun doğru denklemini bulmaya dayalıdır. Doğru denklemi, her bir noktanın doğruya olan uzaklığı toplamı minimum olacak şekilde seçilir.

Güvenilirlik verisi söz konusu olduğunda ise, ilk olarak veriye bir dağılım atanır. Daha sonra veri, atanan dağılımın kümülatif dağılım fonksiyonunu lineer hale getiren bir grafik üzerine yerleştirilir ve en küçük kareler metodu uygulanarak, lineer hale getirilmiş, katsayıları, atanan dağılımın parametreleri olan doğru bulunmaya çalışılır. Doğruluk kriterinin sağlandığı doğru denklemi bulunduğu anda, parametreler de bulunmuş olur.

2.5 Parametrik Olmayan Veri Analiz Yöntemleri

Parametrik olmayan yöntemler veriyi belirli bir model oluşturmadan incelerler. Bu tür yöntemlerin avantajı, modelden bağımsız olmaları ve veri varken gerçeğe daha

yakın sonuçlar vermeleridir. En büyük dez avantajları ise doğrulukları sadece veri varken geçerlidir. Uzun süreli ömür kestirimlerinde performansları kötüdür.

Keşifçi veri analizinde veriye herhangi bir dağılım atamadan, non-parametrik yöntemlerle ile çıkarımlarda bulunmak, gerekli bir başlangıç adımıdır. Güvenilirlik verisi sözkonusu olduğunda, non-parametrik şekilde elde edilen arıza oranı eğrileri, verinin modellenmesinde kullanılabilir.

Parametrik olmayan yöntemlerin başında histogramlar gelir. Diğer yöntemlerin çoğunluğu histogram mantığından türetilmişlerdir. Bir başka yöntem ise kernel yumuşatması (smoothing) yöntemidir. $T_1 T_2 T_3 \dots T_n$ birbirinden bağımsız ve f dağılımlı örnekler olmak üzere, f olasılık yoğunluk fonksiyonunun histogram ifadesi (2.12)'deki gibi verilir [3].

$$f_{hist}(t_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^m \frac{B_j \text{ grubundaki } T_i \text{ örnek sayısı}}{B_j \text{ büyüklüğü}} \quad (2.12)$$

(2.12) ifadesinde B_j veri grubunu temsil etmektedir. Histogram yönteminde, verinin en büyük ve en küçük değerleri arasındaki aralık, m adet eşit parçaya bölünür. Toplam örnek sayısı n 'dir. Böylece yoğunluk fonksiyonuna yakınsayabilen histogram fonksiyonu elde edilmiş olur. Histogram metodunun avantajı kolay ve anlaşılır olmasıdır. Bu nedenle başlangıç analizlerinde kullanılır. Dezavantajları ise örnek sayısı arttıkça, yavaş yakınsaması ve süreksizliktir.

Histogram yönteminin dezavantajları kernel smoothing yöntemleri ile aşılabılır. Kernel yöntemleri, histogramların genelleştirilmiş halleridir [5]. Kernel smoothing fonksiyonu (2.13) ifadesindeki gibidir.

$$f_{kernel} = \frac{1}{hn} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-X_i}{h}\right) = \int \frac{1}{h} K\left(\frac{t-u}{h}\right) dF_n(u) \quad (2.12)$$

(2.13) ifadesindeki h parametresi band genişliği olarak adlandırılır. Band genişliği veri gruplama işlemini yapar. K ise kernel fonksiyonudur ve genellikle Gauss olarak seçilir. Yöntemin çalışma esası, verideki benzer küçük grupları bularak ardışık olarak gruplanması ve bunlara Gauss gibi kernel dağılımlarının atanmasına dayanmaktadır.

Non-parametrik yöntemlerin dezavantajı, yumuşatma parametrelerinin (h ve B_m) girilmesidir. Bu büyüklükleri seçmek bu alandaki problemlerden birisidir. Ayrıca kernel fonksiyonu seçimi de önemlidir. Band genişliği seçiminde temel kıstas, aşırı

yumuşatma ve yetersiz yumuşatmadan kaçınmaktır. Bu parametreler ampirik değerlendirme ile seçilebileceği gibi cross validation gibi veriye bağlı otomatik hesaplama yöntemleri de vardır.

Bu çalışmada parametreik olmayan yöntemlerden kernel smoothing yöntemi MATLAB programındaki hazır fonksiyonlar ile uygulanmıştır. Kernel smoothing kullanılarak elde edilen yoğunluk fonksiyonu, parametrik dağılımlarla karşılaştırmak için kullanılmıştır.

2.6 ReliaSoft Weibull ++ ile saha verisi analizi

Güvenilirlik verilerinin istatikselsel olarak incelenmesi MATLAB, MINITAB gibi paket programları ile yapılabilir. Ayrıca güvenilirlik verileri için özel tasarlanmış programlar da vardır. Çalışma esnasında birçok paket program incelenmiş ve Reliasoft Weibull++ paket programının ara yüz ve işlevsellik açısından uygun olduğu gözlenmiştir. Bu nedenle çalışma esnasında, veriye dağılım atanması ve parametre kestirimi gibi işlemler için Reliasoft Weibull++ programı sıkça kullanılmıştır.

Çizelge 2.1’de örnek bir saha verisi verilmiştir. Saha verisi en basit şekilde 5 tip bilgiden oluşur:

- Montaj tarihi: Elektronik kartın sahaya çıkış tarihidir.
- Dönüş tarihi: Arıza kaydının yapıldığı tarihidir.
- Dönüş sayısı: İlgili tarihte sahaya çıkan ve ilgili tarihte arıza kaydı yapılan elektronik kartların toplam sayısıdır.
- Toplam örnek: İlgili tarihte sahaya çıkan toplam örnek sayısıdır
- Son gözlem tarihi: Arıza kayıtlarının en son gözlemlendiği tarihtir

Çizelge 2.1 ‘de verilen örnek veriye göre, arıza kayıtları 01.01.2012 -01.09.2012 tarihleri arasında 9 ay boyunca gözlenmiştir. 2012 yılının birinci, üçüncü ve beşinci aylarında 20’şer adet örnek sahaya çıkmıştır.

RW++ programı, yukarıda bahsedilen analiz yöntemlerini içermektedir. Çizelge 2.1'deki saha verisi yapılacak analize göre farklı hallere çevrilebilir. Garanti verisini analiz etmek için programda Şekil 2.1 de gösterilen “Warranty Analysis” şablonu seçilir. Ve Çizelge 2.1'deki bilgiler girilir. Program, Çizelge 2.1'deki garanti verisi analizi için Çizelge 2.1'deki değerleri, Çizelge 2.2'deki hale getirerek hesaplama yapar.

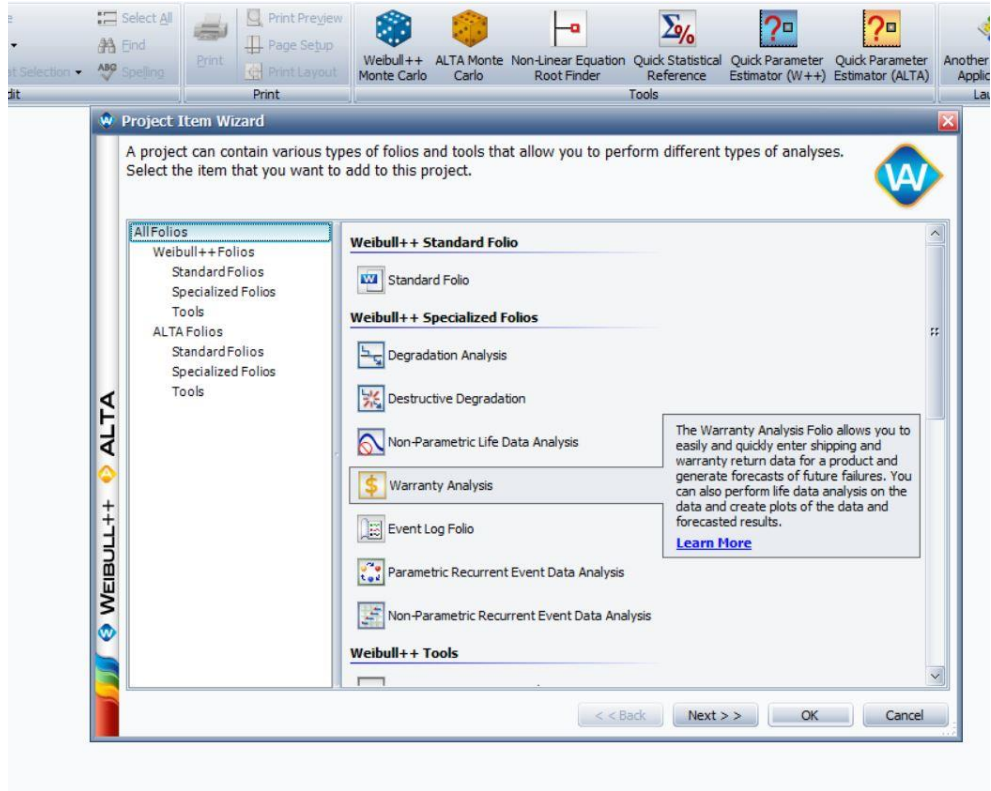
Çizelge 2.1: Örnek bir saha verisi.

Montaj tarihi	Dönüş tarihi	Dönüş sayısı	Toplam örnek	Son gözlem tarihi
01.01.2012	10.02.2012	4	20	01.09.2012
01.03.2012	19.06.2012	5	20	01.09.2012
01.05.2012	01.09.2012	8	20	01.09.2012

Çizelge 2.2, üç tip bilgi vardır. Örnek sayısı gözlem süresi içinde, belli bir günde arızalanmış veya devam etmiş ürün/elektronik kart sayısını göstermektedir. Arıza veya devam göstergesi, örnek sayısı ile gösterilen değer hangi gruba ait olduğunu gösteren göstergedir. 1 arızayı gösterirken, 0 değeri devam etmeyi göstermektedir. Bu değerler (2.11) ifadesindeki c_i göstergelerine karşılık gelmektedir. Gözlenen ömür ise, arızalanan örneklerin arızalanıncaya kadar sahadaki ömürlerini, devam eden örnekler için ise gözlem tarihinin sonuna kadar olan süreyi göstermektedir. Başka bir deyişle, devam eden örnekler, gözlem tarihine kadar arızalanmamışlardır ve gözlem süresinden sonraki akıbetleri bilinmemektedir.

Çizelge 2.2 : Örnek saha verisinin, garanti analizine uygun şekilde çevrilmiş hali.

Örnek sayısı	Arıza veya devam göstergesi	Gözlenen ömür (gün)
4	1	39
16	0	270
5	1	108
15	0	180
8	1	120
12	0	120



Şekil 2.1 : RW++ programının ara yüzü.

3. SAHA VERİLERİNDEKİ HATALARIN GİDERİLMESİ

Saha verilerinin istatistiksel analizinden önce verinin gözden geçirilmesi ve hatalardan arındırılması gerekmektedir. Aksi halde analiz sonuçlarında büyük çapta yanlışlıkların olabileceği açıktır. Bu nedenle bu çalışmada saha verilerinin kontrolü ve hataların ayıklanmasına yönelik bir metod önerilmiştir.

Bu çalışmada saha verilerinde bulunabilecek hatalar, sezme ve ayıklama açısından, belirgin ve gizli olmak üzere iki sınıfa ayrılmıştır. Belirgin hatalar, gözle görülebilecek hatalardır. Gizli hatalar ise ancak sistematik bir analizle ortaya çıkarılabilen hatalardır. Metod iki kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda belirgin hatalar bulunup ayıklanır. İkinci kısımda ise gizli hataların bulunmasına yönelik irdelemeler yapılmaktadır. Bu bölümde B kartına ait saha verisi üzerinden, hata ayıklama yönteminin uygulanışı gösterilmiştir. Diğer kartlara ait sonuçlar Bölüm 6'da verilmiştir. B kartına ait saha verisinin ham hali, 04.2009-11.2013 kayıt süresince, toplam 824840 montaj ve 2414 arıza kaydı içermektedir.

3.1 Belirgin Hataların Filtrelenmesi

Belirgin hatalar ;

- Montaj tarihi belli olmayan kayıtlar.
- Arızalanma süresi 0 gün olan kalite hatalarından kaynaklı kayıtlar.
- Montaj ve dönüş tarihleri tutarsız olan kayıtlar. Örneğin arızalanma süresinin negatif çıktığı kayıtlar.

Belirgin hatalar, görünür olsa da, saha verilerinde çok sık rastlanılan hatalardandır. Örneğin B kartına ait saha verisindeki, arıza kayıtlarının yaklaşık %14'ünde, yukarıda belirtilen hatalı kayıtlar bulunmaktadır. 2414 arıza kaydının 356 tanesi belirgin hata içermesi nedeniyle ayıklanmıştır. Söz konusu hatalı kayıtların, güvenilirlik analizi için gerekli değerleri eksik olduğundan mümkünse düzeltilmeleri değilse filtrelenmeleri yani veriden ayıklanmaları gerekmektedir. Çalışma esnasında, kullanılan verileri onarmak mümkün olmadığından hatalı kayıtlar filtrelenmiştir.

3.2 Gizli Hataların Filtrelenmesi

Belirgin hatalar elendikten sonra yapılması gereken ilk bakışta gözle görülemeyen hatalı kayıtların ve/veya kayıt süresindeki hatalı kayıtları içeren aralıkların bulunmasıdır. Gizli hatalar, yanlış bilgilere sahip kayıtlardan ve/veya kayıt altına alınmamış arızalardan kaynaklanabilir. Bu çalışmada, kayıt süresinin gizli hataları içeren bölümlerini bulmak için sistematik bir yaklaşım önerilmiştir. Bu yaklaşım ile verinin tutarlılığı ve asgari beklentileri karşılayıp karşılamadığı istatistiksel analizle incelenmiştir.

Elektronik kartların, (36 ay süreli) garanti dönüşlerini içeren bir saha verisinden güvenilirlik analizi sonucu elde edilen arıza oranı eğrisinin, ya erken hata dönemine ya da hem erken hata hem de faydalı yaşam evresine uygun şekilde olması beklenmektedir. Bir başka deyişle, arıza oranı fonksiyonunun zamanla azalan veya sabit değerli olması beklenir. Buna göre veriyi iyi şekilde temsil edebilecek herhangi bir dağılımla veri modelliğinde, arıza oranı fonksiyonunun, azalan veya sabit arıza oranı vermesi gerekir. Bu çalışmada verilerin genellikle Weibull dağılımına daha iyi uyduğu gözlenmiş ve çıkarımlarda bulunmak amacıyla Weibull dağılımı kullanılmıştır. Buradan hareketle saha verisinin bütünü veya kayıt süresi içerisindeki herhangi bir zaman aralığındaki verilere Weibull dağılımı atandığında, dağılımın şekil parametresinin $\beta \leq 1$ olması beklentisi ile çıkarımlarda bulunulmuştur. Elektronik karta ait saha verisi, kayıt süresi içinde, montaj tarihlerine göre gruplar oluşturularak bu bakış açısıyla incelenmiştir.

B kartına ait 54 ayı kapsayan saha verisi, kayıt süresi bakımından çeşitli zaman aralıklarına bölünerek ve bu aralıktaki verilere Weibull dağılımı atanarak, dağılımların β değerleri gözlenmiştir. Bu kısım 3 ana adımdan oluşur. İlk olarak ileri yönde 6 ay zaman aralıkları ekleyerek sonra geri yönde ve en son 6 aylık ayırık dönemlerle veri grupları elde edilir. Bu gruplara Weibull dağılımı atanır. Oluşturulan veri gruplarının çoğunda, veri sayısı yüksek olduğundan, parametre kestirimi için MLE yöntemi kullanılmıştır.

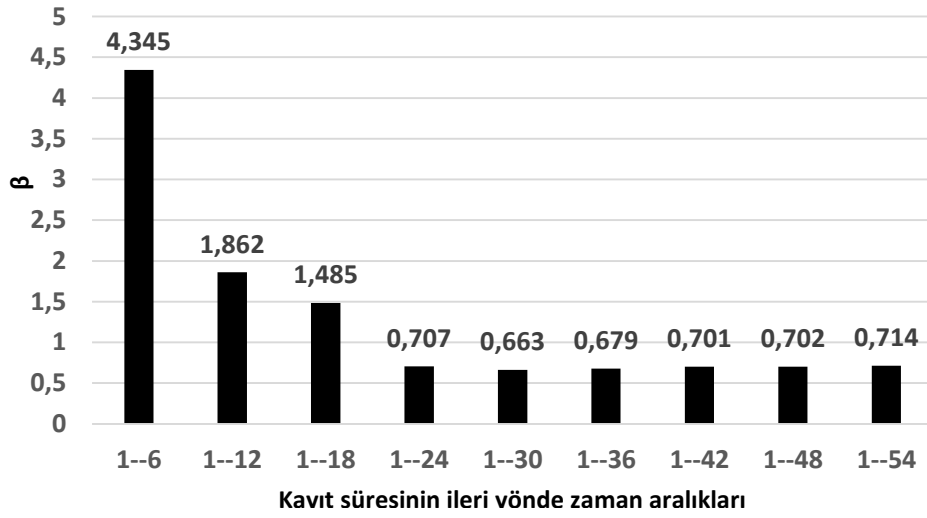
3.2.1 Saha verisinin gözlem süresi boyunca ileri yönde incelenmesi

B kartına ait saha verisi, ilk hatanın kayıt tarihinden itibaren 6, 12, 18, 24, 30, 36, 42, 48 aylık zaman aralıkları ile analiz edilmiş, en son olarak da eldeki tüm verinin kullanıldığı 54 aylık analiz yapılmıştır. Örneğin 6 aylık ileri analiz, gözlem süresinin

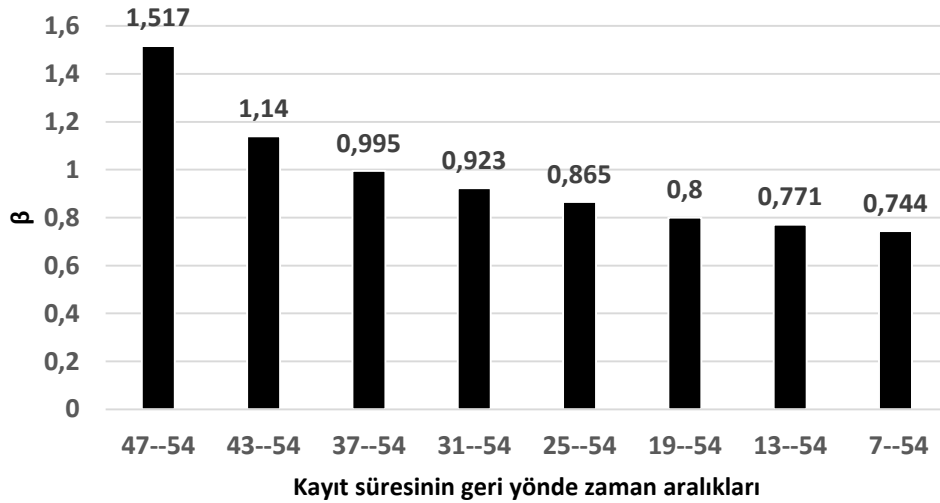
ilk 6 ayında sahaya çıkmış ve 36 aylık garanti süresi içerisinde herhangi bir zamandaki kaydedilmiş arıza kayıtlarını içerir. Bu analiz sonucunda elde edilen β değerleri Şekil-3.1'deki gibidir.

3.2.2 Saha verisinin gözlem süresi boyunca geri yönde incelenmesi

B kartına ait veriler son hata kayıt tarihinden itibaren 6, 12, 18, 24, 30, 36, 42, 48 aylık zaman aralıkları ile geriye doğru analiz edilmiştir. Bu analiz sonucunda β değerleri Şekil-3.2'de gösterilmiştir.



Şekil 3.1 : Kayıt süresi boyunca ileri yönde Weibull analizi ile elde edilen β değerleri.



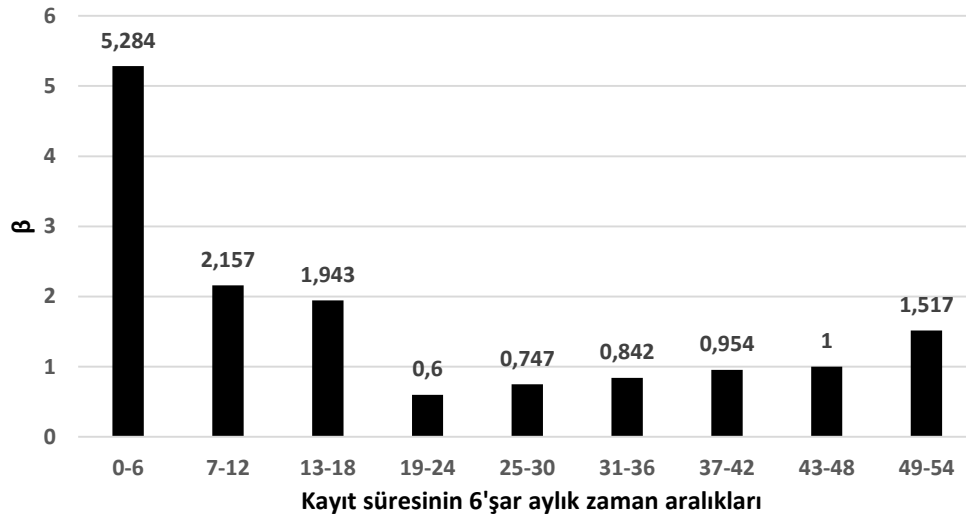
Şekil 3.2 : Kayıt süresi boyunca geri yönde Weibull analizi ile elde edilen β değerleri.

3.2.3 Saha verisinin gözlem süresi boyunca 6 şar aylık dönemlerle incelenmesi

54 aylık data'nın 0-6, 7-12, 13-18, 19-24, 25-30, 31-36, 37-42, 43-48, 49-54 şeklinde 6 aylık dönemlere ayrılarak incelenmiştir. Elde edilen β değerleri Şekil-3.3'deki gibidir.

3.2.4 İleri, geri ve 6'şar aylık β değerlerinin değerlendirilmesi

Şekil 3.1'e göre ilk 3 zaman aralığına (1-6 ,1-12, 1-18) ait β değerleri, beklenen değer aralığından ve tüm veriye ait β değerlerinden oldukça büyüktür. Şekil-3.3'teki 6'şar aylık aralıklar analizi sonucu elde edilen değerler için de aynı durum söz konusudur. Halbuki bu analizden beklenen β değeri, $\beta \leq 1$ 'dir. Bu sonuçlara göre ilk 18 ay yıpranma görülürken sonraki aylarda azalan arıza oranları görülmektedir. Bu durum beklenen davranışla çelişmektedir. Buradan hareketle 54 ay süreli verinin ilk 18 ayında hatalar vardır denilebilir. Bu bilgi bize 05.2009-10.2010 tarihleri arasındaki verinin genel analizde yanıltıcı olduğunu göstermiştir. Şekil-3.2'deki tabloda ise β değerleri 47-54 ve 43-54 aralıkları için 1'den büyük çıkmıştır. Bunun esas sebebi, bu zaman aralığının kayıt süresinin sonuna denk gelmesinden dolayı sahaya çıkışların daha az, arıza sayısının ise oran olarak daha fazla olmasıdır.



Şekil 3.3 : 6'şar aylık dönemlere ait β değerleri

10.2010 tarihinden sonraki verilerle analiz bulunan β değerleri, tüm veriye ait β değerlerine ve standart değerlere oldukça yakındır. Bu nedenlerden dolayı ilk 18 aylık veri, hataların giderilmesi çalışma esnasında mümkün olmadığından filtrelenmiştir (54-18= son 36 ay) . Bu filtreleme toplam verinin %25 'ne denk gelmektedir. Daha sonradan veri sahibi firmanın yaptığı araştırma sonucu, bu zaman

aralığında büyük miktarda veri kaydının girilmediği belirlenmiştir. Bu durum saha verilerinde sık rastlanan hatalardan birisidir [22]. B kartına ait saha verisinde yapılan filtreleme sonucu, montaj sayısı 689536, arıza kaydı sayısı 1849 değerine düşmüştür. İleri bölümlerdeki istatistiksel incelemeler, bu şekilde elde edilen filtrelenmiş verilerle yapılmıştır. Bu yöntem diğer 3 karta da uygulanmış ve gerekli aralıklarda filtrelemeler yapılmıştır. Sonuçlar Bölüm 6’da verilmiştir.

4. SAHA VERİSİ İLE ARIZA ORANI EĞRİSİNİN MODELLENMESİ ve KISA DÖNEM VERİ ile ARIZA ORANI KESTİRİMİ

Beyaz eşya gibi yüksek sayıda ürünün sahaya sürüldüğü uygulamalarda, arıza oranı önemli bir bilgidir. Bu nedenle sahaya yeni çıkan bir ürün için arıza oranının doğru ve erken kestirilmesi tasarım, üretim ve satış safhalarına önemli bir geribesleme oluşturur. Yüksek doğruluklu arıza oranı elde etmek için verinin olabildiğince iyi modellenmesi gerekir. Burada modelleme ile anlatılmak istenen, veriye en iyi uyacak dağılımı ve/veya dağılımları bulmaktır. Ayrıca modelin mühendislik açısından kolaylık sağlayacak şekilde basit olması da gerekmektedir. Buna göre yüksek doğruluk ile basitlik arasında her alanda olduğu gibi bir ödünleşim ortaya çıkmaktadır. Uygun veri olması halinde kuvvet eğrisine yakın eğriler verecek dağılımlar da mevcuttur [8]. Veriyi temsil etmek amacıyla karmaşık modeller yerine, basit formüllü, parçalı dağılımlar kullanmak güvenilirlik ve survival analizlerinde sık başvurulan bir yöntemdir [3,9,10]. Parçalı dağılımlarda amaç, sahadaki örneklerin ömürleri boyunca taşıdıkları riski gösteren arıza oranı eğrilerini en doğru şekilde elde etmektir.

Bu çalışmada uygulamada karşılaşılabilecek durumlar göz önünde bulundurulmuş bu nedenle saha verisi uzun dönem ve kısa dönem olmak üzere iki grupta incelenmiştir. Örneğin, ürünlerdeki kritik elektronik kartların kısa dönemde elde edilen verileri ile ileriye yönelik arıza oranı kestiriminin yapılması gerekebilir. Daha az kritik olan kartlarda ise, ihtiyaç dahilinde uzun dönem verinin incelenmesi gerekebilir. Uygun veri olması durumunda teorik arıza oranı eğrisi olan kuvvet eğrisinin ilk iki evresinin elde edilmesi amaçlanmıştır. Kuvvet eğrisindeki erken hata evresi ile faydalı yaşam evrelerinin elde edilebilmesi için saha verisinin de yeterli bir gözlem süresi içinde tutulması gerekir. Gözlem süresinin yeterli olmasının yanında, maksimum gözlenebilir arızalanma süresinin de büyük olması gerekir. Bu şekilde, iki parçalı dağılımla modellenebilen veriler uzun dönem veri olarak nitelendirilmiştir.

Saha verisinin iki parçalı dağılımla modellenmesi bir değişim noktası problemi getirmektir. Bu problemde, erken hata evresindeki arızaların bir dağılıma ve faydalı ömür evresindeki arızaların ise (aynı dağılım türü olsa bile parametre değerleri arıza

oranı farklılık gösterecek şekilde) başka bir dağılıma sahip olduğu varsayımıyla hareket edilir. Başka bir deyişle elektronik kartın saha verisindeki arızalar 0-36 ay içerisinde belli bir noktaya kadar bir dağılımla daha iyi modellenirken, o noktadan sonra başka bir dağılımla en iyi modellenmektedir. Parçalı dağılımla modelleme yapılırken, verinin değişim noktaları içerip içermediği de test edilmeli veya önceden bilinmelidir. Güvenilirlik verisi incelenirken ise genellikle verinin doğası gereği iki parçalı dağılım göstereceği öngörülür [9,10]. Değişim noktasına dair bilgi edinmek için sık kullanılan diğer bir yöntem ise kernel smoothing ile elde edilen parametrik olmayan dağılımın elde edilmesi ve arıza oranı (risk oranı) eğrilerinin gözlenmesidir [19].

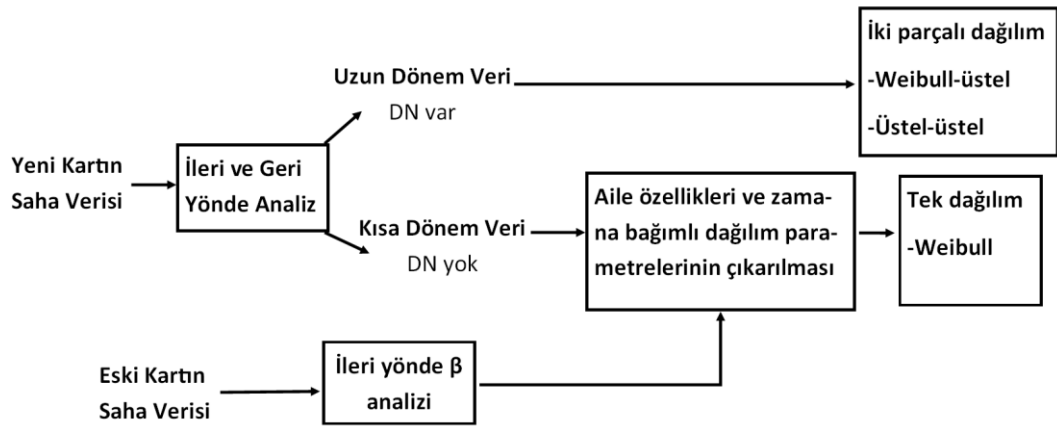
Değişim noktası problemi, güvenilirlikte arıza oranı eğrisinin beklenen davranışına göre de tanımlanabilir. Öyle ki, bir t_c anından önce verinin uyduğu dağılım azalan arıza oranı eğilimi gösterirken, t_c noktasından sonra sabit veya artan arıza oranı eğilimi gösterebilir. Bu tür bir değişim noktası içeren problemin matematiksel ifadesi, t süresini belirten rastgele değişken olmak üzere, iki evreli arıza oranı fonksiyonu $h_o(t)$ (4.1)'deki gibidir.

$$h_o(t) = \begin{cases} h_1(t), & t < t_c \\ h_2(t), & t \geq t_c \end{cases} \quad (4.1)$$

Değişim noktasını bulmak amacıyla literatürde birçok istatistiksel kestirim çalışması ve çözüm yöntemi vardır. Genellikle Bayes ve MLE kestirim yöntemlerinin, seçilen dağılımlara göre modifiye edilmiş halleri, değişim noktası kestiriminde çözüm olarak sunulmuştur [13-18]. Ayrıca parametrik olmayan kestirim yöntemleri de mevcuttur [14,16]. Ancak bu çalışmalar belirli modellere ve verilere özel olarak geliştirilmiştir. Ayrıca uygulamada, bu yöntemler düşük örnek sayısı ile çalıştırıldıklarında yanlış sonuçlara ve hesaplama açısından zorluklara sebep olmaktadır [17]. Yeterli veri olması durumunda parametrik olmayan yöntemlerle elde edilen arıza oranı eğrileri, bir veya birden fazla değişim noktası hakkında yeterli bilgiler verebilmektedir. Ancak, parametrik eğrilerin de hesaplama ve programlama kolaylığı gibi avantajlar bulunmaktadır. Çalışma esnasında, güvenilirlik verisindeki olası değişimleri gözlemlemek için pratik ve esnek bir yöntemin eksikliği görülmüştür. Bunun üzerine değişim noktasını bulmak üzere farklı veri tiplerine de uygulanabilir keşifçi bir yöntem önerilmiştir. Yöntemde saha verisi, arızalanma süresi yönünden ileri ve geri yönde analiz edilmektedir.

İki parçalı dağılımla modellenemeyen, sahadaki örneklerinin başlangıçtan itibaren sadece azalan arıza oranı eğilimi ya da sadece sabit arıza oranı eğilimi gösteren, gözlenebilen maksimum arızalanma süresi oldukça küçük olan arıza kayıtları içeren veri ise kısa dönem veri olarak nitelendirilmiştir. Bu çalışmada elektronik kartlar için kısa dönem verisi, maksimum arızalanma süresi 90 gün olacak şekilde kayıtlar içeren veriler olarak alınmıştır. Bu değer uygulamaya göre değişiklik gösterebilir.

Bu çalışmada kısa dönem ve uzun dönem saha verisinin modellenmesi için önerilen yöntem Şekil 4.1’de gösterilmiştir. Şekil 4.1, incelenecek verinin sahaya yeni çıkan bir kart olduğu varsayımıyla oluşturulmuştur. İlk önce yeni kartın verisi arızalanma süresi bakımından ileri ver geri yönde analiz edilerek uzun dönem veya kısa dönem olarak sınıflandırılır. Bu sınıflandırma, bu çalışmada önerilen ileri ve geri yönde veri analizinin dışında farklı şekillerde de yapılabilir. Örneğin tecrübeye dayanan ön bilgilerle bir maksimum arızalanma süresi kistası ile sınıflandırılabilir. Başka bir yöntem ise parametrik olmayan yöntemlerle elde edilen arıza oranı eğrisinin görsel olarak incelenmesi ile bir sınıflandırma yapılabilir. Ancak bu çalışmada ileri ve geri yönde analiz hem sınıflandırma yapmak, hem de veriyi modellemek için kullanılmaktadır. Dolayısıyla, ileri ve geri analizin sonucunda arıza oranı eğrisinde bir değişim noktası bulunmuş ise veri uzun dönem olarak nitelendirilmiş ve parçalı dağılımlara modellenmiş olur.



Şekil 4.1 : Saha verisi analizinin blok diyagramı.

Yeni karta ait saha verisinin sınıflandırılması sonucunda bir değişim noktası görülmemişse, veri kısa dönem saha verisi olarak nitelendirilir. Bu çalışmada kısa dönem veri ile garanti süresi kadar arıza oranı kestirimi için bir yöntem önerilmiştir. Kısa dönem veri analizinde önerilen yöntemde klasik istatistiksel analizlerle birlikte farklı bir yaklaşım da ele alınmıştır. Bu yaklaşım ampirik gözlem ve hesaplamalara

dayanır. Beyaz eşya gibi uygulamalarda yeni üretilen ürünler ile eski ürünler arasında küçük farklılıklar olmakta ve genelde ürünler bir silsile oluşturmaktadır. Elektronik kartlarda bu durum oldukça belirgindir. Eski bir karttaki çoğu devre bloğu, yeni karta olduğu gibi aktarılmaktadır. Benzer yapıların güvenilirlik metriklerinin ve sahadaki davranışlarının benzer olacağı açıktır. Çünkü elektronik kart örneğinden gidilirse, aynı tür beyaz eşyada çalışacak sistemler, normal şartlar altında sahada aynı streslere maruz kalacaktır. O halde eski kartların saha verilerinin analizi ile yeni kartlara ait önemli bilgiler elde edilebilir.

Bu çalışmada incelenen saha verilerinin Weibull dağılımıyla da iyi bir şekilde temsil edilebildiği görülmüştür. Buradan hareketle aynı aileye mensup elektronik kartlardan en eski olanın saha verisi, ileri yönde analiz ile Weibull dağılımıyla incelenmiştir. Bu inceleme esnasında 1,2,3,6,...36 aylık arızalanma süresi dönemlerine bölünen saha verisine Weibull dağılımı atanmış ve şekil parametresi olan β değerleri gözlenmiştir. Bulunan β değerleri için oluşturulan eğri ile aile üyelerinin β değerlerinin zamanla değişiminin bulunabileceği ortaya konmuştur. Buradan hareketle yeni bir kart sahaya çıktığında, kartın arıza oranı eğrisine doğru ve hızlı şekilde ulaşmayı hedefleyen ve eski kartın verisinden faydalanmayı öneren bir yöntem geliştirilmiştir.

Çalışma esnasında 4 adet elektronik karta ait uzun dönem saha verisine ulaşılmıştır. Bu veriler ilk önce Bölüm 3'teki filtreleme basamağından geçirilmiştir. Bu saha verileri uzun dönem ve kısa dönem veri analizi yöntemlerinin çalışırılığını göstermek amacıyla, hem uzun dönem veri olarak incelenmiş, hem de kısa dönem veri haline getirilerek incelenmiştir. Söz konusu kartlar içerisinde 3 adet kart aynı aileye mensup iken 1 adet kart farklı aileye mensuptur. 4 adet saha verisine uygulanan kısa dönem veri analizinde, donanım ve fonksiyon olarak benzer olan aynı ailenin kartlarının, güvenilirlik analizlerinin de benzer sonuçlar verdiği görülmüştür.

Kısa dönem veri analizi yapılırken eski kartın uzun dönem saha verisine ulaşılabilirdiği ve bu verinin Weibull-üstel parçalı dağılımına uyduğu bilgisi ile hareket edilmektedir. Dolayısıyla eski kartın arıza oranı eğrisi, uzun dönem veri analizi (ileri ve geri yönde analiz) ile erken hata evresi (Weibull) ve faydalı yaşam evresi (üstel) olarak modellenebilmektedir. Bu bilgiler kullanılarak, aile özellikleri bilinen bir elektronik kartın, garanti süresi boyunca (36 ay) arıza oranı eğrisinin kısa dönem saha verisinden hareketle Weibull dağılımı ile modellenebileceği gösterilmiştir.

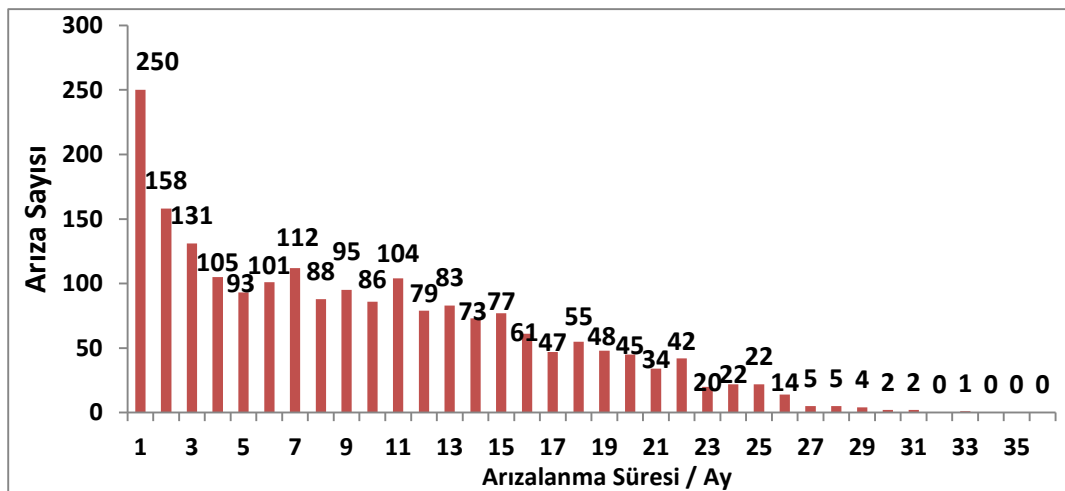
Sonuç olarak, Şekil 4.1 'de verilen blok diyagrama sokulan bir saha verisi, uzun dönem veri olarak sınıflandırılırsa parçalı dağılımlara modellenirken, kısa dönem dönem olarak sınıflandırılmışsa tek bir Weibull dağılımı ile modellenmekte ve bu sayade garanti süresindeki arıza oranı eğrisine ulaşılmaktadır. Parçalı dağılım ile modelleme yapılırken Weibull-üstel ve üstel-üstel olmak üzere iki tip birleşim öngörülmüştür.

Bu bölümde Bölüm 4.1'de uzun dönem veri analizi ile iki parçalı arıza oranının elde edilmesi verilmiştir. Bölüm 4.2'de ileri yönde β analizi verilmiştir. Bölüm 4.3'te, önceki bölümlerde elde edilen bulgulara dayalı kısa dönem veri ile garanti analizi için önerilen yöntem verilmiştir. Bölüm 4 boyunca önerilen yöntemler, bir adet saha verisi üzerinde gösterilmiştir. Diğer saha verilerine uygulanışı ve elde edilen sonuçlar Bölüm 5'te verilmiştir.

4.1 Uzun Dönem Veri Analizi Arıza Oranı Eğrisinin Modellenmesi

Bu bölümde elektronik karta ait uzun dönem saha verisinden yararlanılarak, arıza oranı eğrisinin iki parçalı şekilde modellenmesi, B kartının saha verisi üzerinden anlatılmıştır. İlk olarak, değişim noktası probleminin MLE yaklaşımı ile incelenişi verilmiş daha sonra ise değişim noktasını bulmak için önerilen yöntem anlatılmıştır.

Filtereleme sonucu B kartının uzun dönem saha verisi, toplam 691385 adet örnek içermektedir. Bu örnekler 36 aylık gözlem süresi içerisinde gözlenmiştir. Saha



Şekil 4.2 : B saha verisinin aylık arızalanma histogramı.

verisinde 1849 adet arıza kaydı vardır. B kartına ait saha verisinin, arızalanma süresi bakımında aylık olarak gruplanmış histogramı Şekil 4.2'de verilmiştir. Örneğin tüm

veri içerisinde ilk ayda arızalanmış örneklerin toplamı 250 adettir. Şekil 4.2 ‘yi daha iyi yorumlamak için tüm örneklerin aynı anda sahaya çıktığı varsayılabilir. Buna göre ilk aylarda beklentiye uygun olarak yüksek sayıda arızalanma meydana gelmiştir. Son aylarda ise, arızalanma sayıları oldukça düşüktür. Bu durum gözlem süresinin filtrelemeyle daha da kısalmasından kaynaklanmaktadır. Ancak, filtrelemenin bir gereklilik olduğu Bölüm 3’de delilleriyle verilmiştir.

4.1.1 Değişim noktası probeleminde MLE yaklaşımı

Bu bölümde arıza oranı eğrisi üzerinden tanımlanan değişim noktası probleminin genel formülasyonu verilmiştir [18]. MLE benzeri bir yaklaşımla veri belirli bir model çerçevesinde analiz edilmiştir. (4.1) ile verilen ifade (4.2)’deki gibi tekrar yazılabilir.

$$h_o = I(t \leq t_c)h_1(t) + I(t > t_c)h_2(t) \quad (4.2)$$

Bu denklemde $I(t)$ fonksiyonları indikatör fonksiyonlardır. Yani parantez içinde belirtilen koşul için değerleri 1’e eşittir. h_1 ve h_2 ise değişim noktası t_c ’den önceki ve sonraki arıza oranı fonksiyonlarını belirtmektedir. Buna göre kümülatif arıza oranı fonksiyonu (4.3)’deki gibi verilir.

$$H_o(t) = I(t \leq t_c)H_1(t) + I(t > t_c)[H_1(t_c) + H_2(t) - H_2(t_c)] \quad (4.3)$$

(4.4), (4.5) ve (4.6) denklemlerindeki $g(t)$, $f_1(t)$ ve $f_2(t)$ fonksiyonları sırasıyla birleşik dağılım fonksiyonu, sağdan kesimli ve soldan kesimli dağılım fonksiyonlarına denk gelmektedir.

$$g(t) = (1 - e^{-H_1(t_c)})f_1(t) + e^{-H_1(t_c)}f_2(t) \quad (4.4)$$

$$f_1(t) = \frac{h_1(t)e^{-H_1(t)}}{1 - e^{-H_1(t_c)}} I(t \leq t_c) \quad (4.5)$$

$$f_2(t) = h_2(t)e^{-(H_2(t) - H_2(t_c))} I(t > t_c) \quad (4.6)$$

(4.7)’de ise birleşik güvenilirlik fonksiyonu verilmiştir.

$$S(t) = \frac{e^{-H_1(t)} - e^{-H_1(t_c)}}{1 - e^{-H_1(t_c)}} I(t \leq t_c) + e^{-(H_2(t) - H_2(t_c))} I(t > t_c) \quad (4.7)$$

Analiz öncesinde, değişim noktasının öncesi ve sonrası için tecrübeye dayanan dağılım ataması yapılmalıdır. Bu tür yöntemlerin önemli dezavantajlarından birisi de modelin başta belirlenmesi ve buna bağlı kalmak gerekliliğidir. Bu çalışmada, değişim noktasından önceki ve sonraki olasılık yoğunluk fonksiyonları $f_1(t)$ ve $f_2(t)$

sırasıyla Weibull ve üstel dağılımlar olarak seçilmiştir. Weibull-üstel birleşimi güvenilirlik literatüründe sık kullanılan bir parçalı dağılım tekniğidir. Ayrıca saha verilerinin non-parametrik arıza oranı eğrilerine uygunluğu sebebiyle bu birleşim modeli seçilmiştir. Weibull ve üstel dağılım formülleri sırasıyla (4.4) ifadesinde yerlerine koyulursa, $g(t)$ birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonu (4.8)'deki hale gelir.

$$g(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta} I(t \leq t_c) + \lambda e^{-\left(\frac{t_c}{\eta}\right)^\beta} e^{-(\lambda t - \lambda t_c)} I(t > t_c) \quad (4.8)$$

Aynı şekilde Weibull ve üstel dağılım formülleri (4.7)'de yerlerine koyulur. Sonuç olarak t_i , sahada çalışan i numaralı örneğin kayıt (gözlem) süresi içindeki ömrünü temsil eden rastgele değişken olmak üzere, birleşik dağılımın likelihood fonksiyonu (4.9)'daki gibidir.

$$LL = \prod g(t_i)^{w_i} S(t_i)^{1-w_i} \quad (4.9)$$

(4.9)'da i örnek numarasını, w_i ise i numaralı örneğin gözlem süresi içerisinde arızalanması durumunda 1, devam etmesi durumunda ise 0 değerini alan indikatörü göstermektedir. (4.9) ifadesinde bilinmeyen 4 parametre vardır. Bunlar değişim noktası t_c , Weibull parametreleri (β, η) ve üstel dağılım parametresi λ 'dır. Klasik MLE metodunda likelihood fonksiyonu, kestirimi yapılmak istenen parametrelere göre kısmi türev alınarak 0'a eşitlenir ve bir denklem takımı oluşturulur. Daha sonra bu denklem takımı Newton Raphson ve benzeri yaklaşımlarla çözülür. (4.9) ifadesine bakıldığından indikatör fonksiyonlarından dolayı t_c 'ye göre türev alınamayacağı görülmektedir. Bunun için önerilen çözümlerden birisi, t_c 'nin sabit değerlerinde, diğer parametrelere göre kısmi türevler alıp denklem takımı oluşturmaktır [23]. Bulunan değerler ve ilgili t_c değeri, likelihood fonksiyonunda yerine konulup likelihood değeri gözlenir. Bütün t_c değerleri için aynı işlem yapılır ve en iyi likelihood değerini veren parametre değerleri seçilir. Değişim noktası t_c için yapılan grid taramasına aynı zamanda Weibull parametresi β 'da eklenebilir. Bölüm 3'te belirtildiği gibi incelenen veriler için β 'nın beklenen değeri $[0,1]$ aralığındadır. Buna göre, β 'da bu aralıkta sistematik olarak artırılıp, kestirilmesi gereken parametre sayısı ikiye (η ve λ) düşürülebilir. Weibull – üstel birleşimi için likelihood fonksiyonu (4.9) 'un λ parametresine göre türevi sadece λ 'nın fonksiyonu olmaktadır. Buna göre denklem takımında sadece bir bilinmeyen η kalmaktadır.

Bu çalışmada incelenen saha verilerinde gerek arızalanan, gerekse devam eden örnek sayısı oldukça fazladır. Bu sayı her kart için $7 \times 10^5 - 1 \times 10^7$ civarındadır. Dolayısıyla bu örnek sayısı ile (4.9) denklemini (4.7) ve (4.8)'den meydana getirmek ve 3 parametre için optimize etmek oldukça güç bir işlemdir. Her ne kadar bilinmeyen sayısı bire düşürülebilse de β için yapılacak tarama da ek bir işlem getirmektedir. Bu çalışma esnasında yapılan literatür araştırmasında, Weibull-üstel parçalı dağılımındaki değişim noktasının, istatistiksel yöntemlerle bulunmasına ve gerçek sağ sansürlü bir veri üzerinde denenmesine dair bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu durum Weibull-üstel birleşimine uygun veri bulunamamasından da kaynaklanabilir. Ayrıca, arıza oranı eğrilerindeki değişimi inceleyen literatürde daha çok üstel-üstel birleşimi üzerine durulmuş ve MLE yöntemi ile üstel-üstel birleşimi haricinde başka birleşimler için bir çıkarımda bulunmanın zor olduğu belirtilmiştir [15].

Buna benzer daha basit diğer bir yöntem ise, t_c 'yi belli değerlerde seçerken, diğer parametreleri de belli aralıklarda veya sabit değerler olarak seçmek olabilir. Bu çalışmada, çıkarım yapıp yapılamayacağını görmek amacıyla basit yol izlenmiş ve MLE ile bulunan değerlerin ve aralıkların pratik metodla bulunanlarla belli ölçüde örtüştüğü gösterilmiştir. Basit yöntem uygulanırken t_c harici parametreler için saha verisini tümünün Weibull dağılımıyla incelenmesinde bulunan parametre değerleri kullanılmıştır. Üstel dağılım parametresi için ise, tek dağılımla çizilen arıza oranı eğrisinin sabite yaklaştığı değer olarak alınmıştır. Belirtilen işlemler B kartının verisine uygulanmış ve elde edilen log-likelihood /örnek sayısı değerleri Çizelge 4.1'de verilmiştir verilmiştir. Çizelge 4.1'de ilk sütun sabit t_c değerlerini, ikinci sütun ise ilgili t_c değerinde elde edilen Log-likelihood/örnek sayısını göstermektedir. Basitleştirilmiş yöntemle elde edilen değerlerin bulunduğu Çizelge 4.1'den hareketle, bir değişim noktası çıkarımında bulunmak mümkün değildir. Çünkü değerler sürekli olarak artmakta ve MLE metodundan beklenen bir değere yakınsama davranışını göstermemektedir.

Çizelge 4.1 : B saha verisinin Weibull-üstel birleşimindeki sözde MLE sonuçları.

t_c değerleri	Log- Likelihood/örnek sayısı
60	-0.129
120	-0.230
180	-0.340
240	-0.252
300	-0.437
360	-0.358
420	-0.394
480	-0.522
540	-0.638
600	-0.775
660	-0.854
720	-0.954

4.1.2 Değişim noktasını bulmak için önerilen eğri değişimine dayalı tarama yöntemi

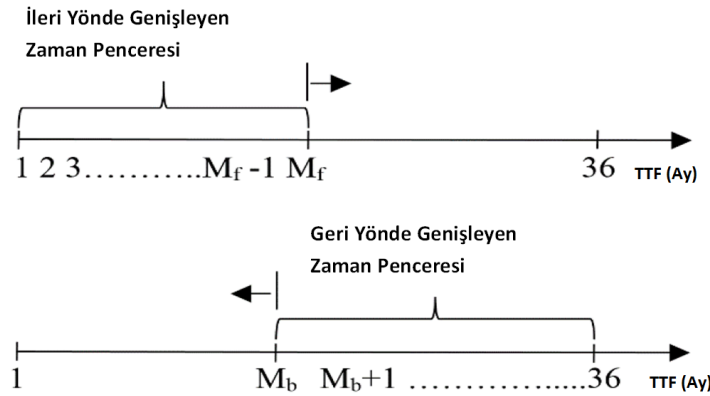
Bu bölümde değişim noktası problemi arıza oranı eğilimi yönünden tanımlanmış ve çözüm olarak keşifçi veri analizi ile istatistiksel kestirim yöntemlerinin kullanıldığı bir yöntem önerilmiştir.

Değişim noktası problemi, keşifçi veri analizi mantığına uygun olarak parametrik modelden bağımsız şekilde tanımlanabilir. Garanti verisi ile yapılan bir arıza oranı kestiriminde, en fazla faydalı yaşam evresine ulaşılabilceği öngörülmektedir. Dolayısıyla, garanti verisi analizi sonucunda elde edilen arıza oranı eğrisi erken hata evresi ve faydalı yaşam evresini içerecek şekilde olabilir. O halde değişim noktası, arıza oranı eğrisinin erken hata evresinden faydalı yaşam evresine geçiş noktası olacaktır. Literatürde çok karşılan diğer bir model ise, arıza oranı eğrisinin iki farklı sabit eğriden olduğu ve dolayısıyla iki eğri arasında bir değişim noktasının ortaya çıktığı modeldir. Bu tip arıza oranı eğrileri de bu çalışma sonunda gösterildiği gibi elektronik kartlarda meydana gelebilmektedir. Bu şekilde ortaya çıkan arıza oranı eğrisi için parametrik model olarak genellikle üstel-üstel birleşimi uygun düşmektedir. Bu bölümde önerilen metot iki model içinde çıkarım yapılabilecek seviyede sonuçlar vermektedir. Önerilen metot, iki farklı modelin ortaya çıktığı iki farklı saha verisi üzerinden anlatılmıştır. Metot Reliasoft Weibull++ programının en iyi uyan dağılımı belirleme özelliğinden faydalanılarak geliştirilmiştir. Programın en iyi dağılımı belirlerken izlediği yol goodness of fit test mantığına dayanır. Tek tek

bütün dağılımlar denenir ve bütün dağılımlar için goodness of fit testi yapılır. Sonuçlar en iyiden kötüye göre sıralanır.

Analizin temel mantığı Şekil 4.3'te görülmektedir. Bu analizde saha verisi, arızalanma süresine göre ileri ve geri yönde pencerelenerek sağdan ve soldan kesimli veri oluşturulmuştur. Pencerelenen veriye en iyi uyan dağılım ve bu dağılıma karşılık gelen arıza oranı eğrisi gözlenmiştir.

İleri yönde analizde veri sırasıyla 1,2,3,6,9,12,18,24,30,36 aylık dönemlerde incelenmiştir. Örneğin 1 aylık pencere 0-30 gün arasındaki arıza kayıtlarının hepsini içermektedir. Bu dönemler verideki en büyük arızalanma süresine göre uygun şekilde değiştirilebilir. Bu şekilde gruplandırılan verilere en iyi uyan dağılım incelenmiştir. İleri yönde analiz sonucu tüm zaman pencereleri (M_f değerleri) için, en iyi uyan dağılımlar Weibull, Gamma ve Lognormal dağılımlarıdır. Bunlar arasında en fazla pencerede birinci gelen dağılım Weibull olmuştur. Bütün pencereler için arıza oranı eğrisi azalan arıza oranı eğilimindedir. Yani ileri yönde analizde arıza oranı eğiliminde bir değişiklik olmamıştır. Verinin ilk pencerelerinde arıza kaydı daha fazla olduğu için ileri yönde parametre kestirim metodu olarak MLE yöntemi seçilmiştir.

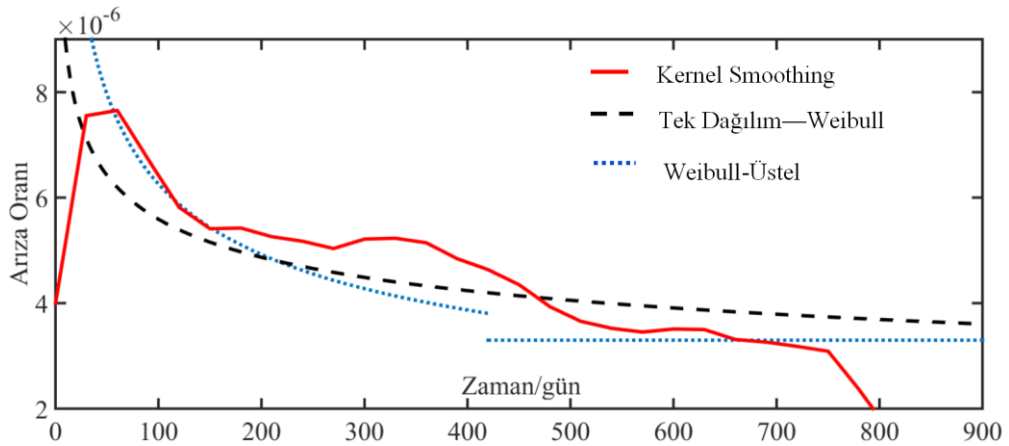


Şekil 4.3 : Değişim noktası analizinde ileri ve geri yönde zaman pencereleri. TTF : Time to Failure.

Geri yönde analizde ise gruplandırmaya sondan başlanmaktadır. Öyle ki 30-36 ay arası geri yönde analiz, arıza kaydı, ömrünün 30 ile 36'ncı ayı arasında olan bütün kayıtları içermektedir. İleri yönde olduğu gibi geri yönde de zaman penceresi genişletilerek devam edilmiştir. Geri yönde analizde ise $M_b \geq 14$ için $M_b - 36$ ay arası gruplara en iyi dağılım analizi uygulanmış ve bu aralıktaki bütün gruplar için üstel dağılım birinci gelmiştir. $M_b < 14$ için yapılan geri yönde analiz için ise

birinci gelen dağılımlar Weibull, Lognormal ve Gamma fonksiyonları olmuştur. Arıza oranı eğrisi 14-36 ay arası sabitken, $M_b < 14$ için yapılan geri yönde analizler için arıza oranı eğrisi ileri yönde olduğu gibi azalan arıza eğilimi göstermeye başlamıştır. Buna göre, değişim noktası tanımından faydalanılarak, erken hata evresinden faydalı yaşam evresine geçişteki değişim noktası B kartına ait saha verisi için 14 ay civarındadır denilebilir. Bu şekildeki bir çıkarımda saçınıklık olacağı göz önünde bulundurulmalıdır. Bu nedenle değişim noktasını, bulunan değer civarında makul bir aralıkta olacağını değerlendirmek gerekir. Geri yönde analiz yapılırken, veri sayısı başlangıca göre oldukça azdır. Bu durum Şekil 4.1'den de görülmektedir. Bu nedenle geri yönde analiz esnasında parametre kestirimi için RR metodu kullanılmıştır.

Pratik metod ile B kartı için elde edilen iki parçalı arıza oranı eğrisi Şekil 4.4'teki gibidir. Şekil 4.4'te aynı zamanda Kernel Smoothing ile elde edilmiş arıza oranı eğrisi ve bütün verinin Weibull dağılımına oturtulmasıyla elde edilmiş arıza oranı eğrisi de karşılaştırma amacıyla verilmiştir. Literatürde değişim noktası problemlerinde bulunan çözümlerin kernel smoothing veya başka bir non-parametrik yöntem ile elde edilen arıza oran eğrilerinin ile karşılaştırılması yapılmaktadır [19]. Bu çalışmada da uygunluk kriteri olarak kernel smoothing ile elde edilen arıza oranı eğrisi alınmıştır.

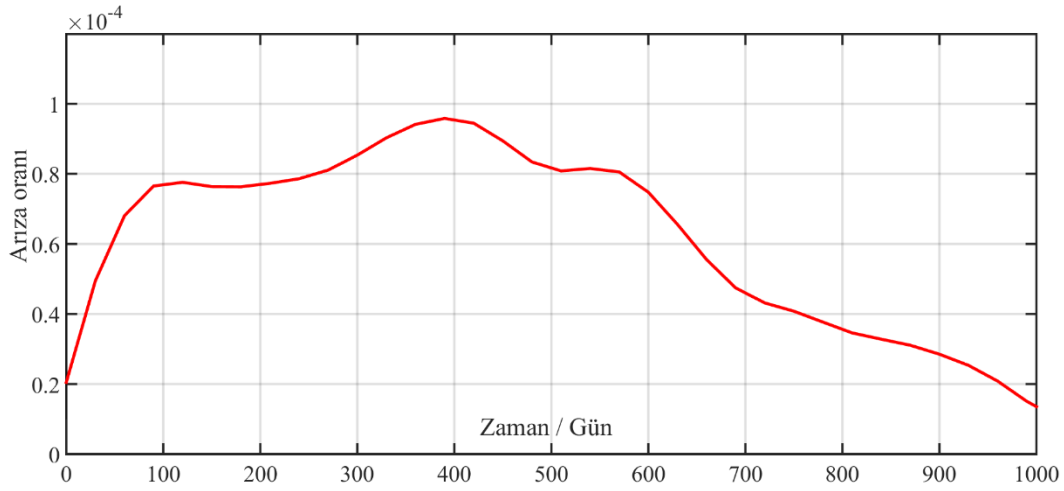


Şekil 4.4 : B kartının Weibull-üstel, Weibull ve kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrileri.

B kartı için elde edilen eğrilerden (Şekil 4.4) görüldüğü gibi, Weibull-üstel birleşimi veriye iyi şekilde uymaktadır. Ayrıca 14 ay civarında bir değişim karakteristiği de non-parametrik arıza oranı eğrisinde görülmektedir. Oluşturulan Weibull-üstel modelinin bu değişimi yakaladığı da görülmektedir. Non-parametrik arıza oranı

eğrisi, 800 günden sonra giderek azalmaktadır. Bunun nedeni, gözlem süresinin sonlarına doğru arıza kayıtlarının azalmasıdır. Bu azalmanın sebebi gözlem süresinin yetersizliği ve verinin eksik tutulmasıdır. Eksikliğin bir sebebi de saha verisindeki hataların giderilmesi için verinin filtrelenmesi yolunun tercih edilmesidir.

Yöntemin üstel-üstel modelinde de çıkarım yapılabilecek sonuçlar verdiğini göstermek amacıyla bu modele uyan K kartının uzun dönem saha verisi incelenmiştir. K kartının non-parametrik arıza oranı eğrisi Şekil 4.5'teki gibidir. Şekil 4.5 incelendiğinde iki üstelin birleşimi şeklinde bir karakteristik görülmektedir.



Şekil 4.5 : K kartının kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrisi.

Bu veri için geriye doğru yapılan analiz sonuçları elde edilen arıza oranı ve RR uyum parametresi Çizelge 4.2'deki gibidir. Bu değerler Şekil 4.5 ile birlikte incelenirse geriye doğru analizin, arıza oranı eğrisindeki değişimi yansıttığı görülmektedir. Çizelge 4.2'de birinci sütun geri yönde pencereleri, ikinci sütun ilgili pencereye ait verilerin RR metoduyla üstel dağılıma oturtulduğunda elde edilen arıza oranı değerlerini ve üçüncü sütun ise RR metodunun uyum parametresini göstermektedir. Şekil 4.5'e göre yaklaşık 0-700 gün arasında saha verisi bir seviyede arıza oranı verirken, 700 günden sonra başka bir seviyede sabit arıza oranına geçiş görülmektedir. Bu durum Çizelge 4.2'de geriye doğru bulunan arıza oranı değerleri ve uyum parametresi değerlerinde de gözlenmektedir. Geriye doğru pencere büyütüldükçe, arıza oranı artmaktadır. 22-36 aylık pencere için uyum parametresi oldukça iyi iken, pencere genişletildikçe değişim noktasından önceki ve sonraki verilerin tek bir üstel dağılıma daha az uymaya başladığı uyum parametresinin mutlak değerinin azalmasından görülmektedir. Daha sonra pencere daha da

geniřletildiđinde ise, RR metodunun geređi olarak, verinin fazla olduđu bařlangıç kısmı ağır basmakta ve uyum parametresinin yeniden iyileřtiđi g r lmektedir.

 izelge 4.2 : K kartına ait saha verisinin geri y nde analiz sonu ları.

Zaman Penceresi	Arıza Oranı	Rho
22-36 ay	$4 \cdot 10^{-5}$	-0.980
17-36 ay	$5.6 \cdot 10^{-5}$	-0.971
15-36 ay	$6 \cdot 10^{-5}$	-0.971
13-36 ay	$6.2 \cdot 10^{-5}$	-0.971
11-36 ay	$7.4 \cdot 10^{-5}$	-0.973
9-36 ay	$8.1 \cdot 10^{-5}$	-0.976
7-36 ay	$8 \cdot 10^{-5}$	-0.98
3-36 ay	$8.1 \cdot 10^{-5}$	-0.981
0-36 ay	$8 \cdot 10^{-5}$	-0.982

G r ld đ  gibi  nerilen y ntemle  stel- stel modeline iliřkin  ıkarımlar da yapılabilmektedir. Bu da y ntemin  nc l bir model ile veya modelsiz  alıřabileceđini g stermektedir.

Elektronik kartların saha verileri genellikle Weibull dađılımı ile iyi řekilde temsil edilebilmektedir.  nerilen deđiřim noktası y ntemi uygulanırken, en iyi dađılımın se iminde se enek olarak sadece Weibull ve  stel dađılımlarının kullanılması ile daha pratik ve yorumlanabilir sonu lar alınabilir.

Deđiřim noktasını inceleyen  alıřmalarda genellikle  stel- stel birleřimleri incelenmiřtir. Bu model genellikle bioistatistik verilerinde ortaya  ıkmaktadır. Bu  alıřmada verinin deđiřim noktası metodunun farklı verilerde de  alıřtıđını g stermek amacıyla  ok kullanılan bioistatistik verilerinden biri ileri ve geri analiz y ntemi ile incelenmiřtir. Sonu lar Ek A’da verilmiřtir.

4.2 İleri Y nde β Analizi ile Elektronik Kart Ailesine Ait β Denkleminin Oluřturulması

İncelenen 4 adet saha verisi i erisinde, donanım ve kullanım alanı olarak benzer olan ve aile olarak nitelendirilen kartlar bulunmaktadır. B, E ve F kartları bir aile oluřtururken K kartı farklı bir aileye mensuptur. Bu b l mde B-E-F ailesinin en eski  yesi olan E kartının saha verisi ileri y nde analiz y ntemi ile Weibull dađılımına fit

edilmiş ve β değerleri gözlenmiştir. Öyle ki m aylık β analizi, 0 ile m ay arasında arızalanma süresine sahip arıza kayıtlarının Weibull dağılımına fit edilmesidir. Her $m=1, 2, 3 \dots 36$ ay için bulunan β değerleri Çizelge 4.3'teki gibidir. Çizelge 4.3'te ilk sütun ileri yönde aylık zaman pencerelerini, ikinci sütun ise bu penceredeki verilerin Weibull'a oturtulması sonucu elde edilen β değerini göstermektedir. Bu pencelere arızalanma sürelerine göredir.

B, F ve K kartlarının verilerine de aynı şekilde ileri yönde β analizi uygulanmış ve (4.10)'e benzer bir eğilim görülmüştür. Buradan hareketle, E kartının β değerlerine en küçük kareler yöntemiyle (4.11)'deki eğri oturtulmuştur. Oturtulan eğri Şekil 4.6'daki gibidir. Bu denklemde a her bir kartın spesifik parametresi (karta bağlı parametre) olarak tanımlanmıştır. a parametresinin E kartı için değeri 0.1273'tür. z parametresi ise kart ve eleman teknolojisini temsil eden parametre olarak tanımlanmıştır.

$$\beta(t) = a \ln(z t) \quad (4.10)$$

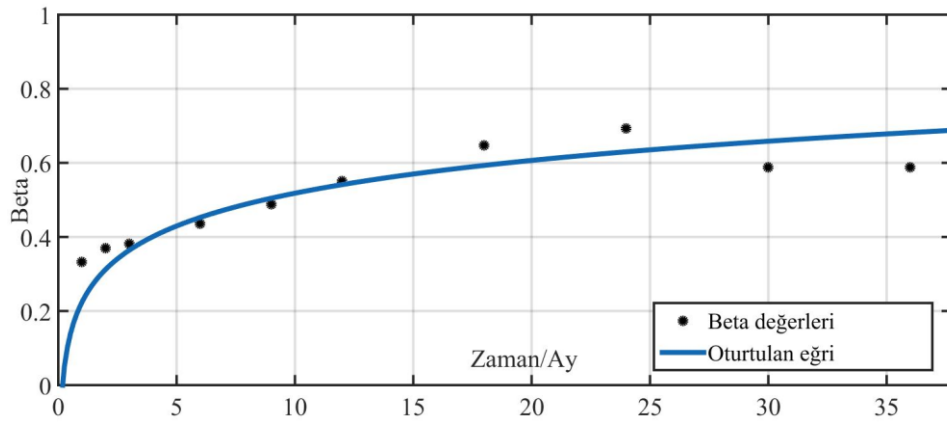
$$\beta(t) = a \times \ln(0.1953 t) , t > 0 \text{ (gün)} \quad (4.11)$$

Aynı ailedeki kartlar benzer teknolojiye sahiptirler. Bu nedenle aynı ailedeki B, E ve F kartlarının β denkleminin, (4.11)'deki gibi olması beklenir. Buna göre B ve F kartlarının gerçek β değerlerinin, (4.11) ile bulunan kartlara ait eğrilerle uygunluk göstermesi beklenir. Bu çalışmada deneysel olarak, (4.11)'den kartlara ait a parametresi değeri, her bir kartın 3 aylık β analizinin (4.11) ifadesine eşitlenerek çözülmesiyle bulunmuştur. Bölüm 5'te verilen toplu sonuçlarda aile üyesi olan kartların bu denklem ile uyumu, aile üyesi olmayan K kartının ise uyumsuzluğu gösterilmiştir.

Bu çalışmada elektronik kartların saha verilerinin Weibull dağılımıyla iyi bir şekilde temsil edilebileceği görülmüştür. O halde, bir zaman sınırı için, β değeri bulunabiliyorken, η parametresi eski tecrübelerle dayanarak veya herhangi bir yöntemle bulunabilirse, 3 aylık veriden en azından erken hata evresindeki Weibull arıza oranı eğrisine erişilebileceği görülmektedir.

Çizelge 4.3: E kartının ileri yönde analiz ile elde edilen β değerleri

Ay(m)	β
1	0.332
2	0.369
3	0.381
6	0.436
9	0.489
12	0.551
18	0.648
24	0.699
30	0.588
36	0.588



Şekil 4.6: E kartı için β değerleri ve oturtulmuş eğri. RMSE=0.063.

Bu çalışmada, 3 aylık beta değerleri, bütün veriler içerisinde 3 aylık süresine sahip kayıtlara Weibull dağılımı atanması ile bulunmuştur. Yeni çıkan bir kartın 3 aylık verisi sayıca daha az örnek içereceğinden elde edilen beta değerleri, yüksek örnek sayısı ile elde edilecek beta değerlerinden farklı olacaktır. Bu durumda parametre kestirim yöntemi olarak Bayes analizinin kullanılması, çok örnekli hale daha yakın değerler vermektedir [24].

4.3 Kısa Dönem Veri ile Garanti Süresindeki Arıza Oranın Kestirilmesi

Yeni sahaya çıkmış bir elektronik kart için garanti süresi kadar, yeterli doğrulukta bir güvenilirlik kestiriminde bulunabilmek bu çalışmanın nihai amaçlarından birisidir. Bu bölümde Bölüm 4.2’deki beta eğrisi metodu da kullanılarak, sahaya yeni çıkan kartların arıza oranlarının en azından erken hata evresi kadar tahmin edebilmek için Bölüm 4 boyunca verilen yöntemlerde gözlenen özelliklere dayalı ampirik bir metot oluşturulmuştur. Weibull-üstel birleşimi, B kartı için kernel smoothing ile elde edilen

eğrilere oldukça yakındır. Ayrıca sadece Weibull dağılımının da söz konusu kartlar için, ilk 24 ay boyunca kernel smoothing ile bulunan eğrilere çok yakın olduğu da görülmektedir. Aynı özellikler ailenin en eski üyesi olan E kartının saha verilerine uygulandığında da gözlenmektedir. Bu nedenle aileye mensup yeni çıkan ürünün de Weibull-üstel birleşimini izleyeceği varsayımı yapılabilir. Bu durumda Bölüm 4.1’de verildiği gibi 4 adet bilinmeyen parametrenin bulunması gerekmektedir. Bu varsayım altından yeni kartın arıza oranı fonksiyonu (4.13) ifadesindeki gibi olacaktır. Bu denklemde, h_1 Weibull arıza oranı fonksiyonuna, h_2 ise üstel arıza fonksiyonuna denk gelmektedir. Yeni karta ait beta eğrisi denklemi biliniyor ise, Weibull arıza oranı (4.14) ifadesindeki gibi yazılabilir. Uzun dönem verilerle yapılan incelemelerde, bütün kartlar için değişim noktası etrafında Weibull ve üstel arıza oranlarının yaklaşık olarak birbirlerine eşit oldukları görülmektedir. Buna göre (4.16)’daki eşitlik yazılabilir.

$$h_o(t) = \begin{cases} h_1(t), & t < t_c \\ h_2(t), & t \geq t_c \end{cases} \quad (4.13)$$

$$h_1(t) = h_w(t) = \frac{\beta(t_c)}{\eta} \left(\frac{t}{t_c}\right)^{\beta(t_c)-1} \quad (4.14)$$

$$h_2(t) = h_e(t) = \lambda \quad (4.15)$$

$$h_1(t_c) = h_2(t_c) = \lambda \quad (4.16)$$

$$\lambda = \lambda_{ob} \quad (4.17)$$

Aynı aileye mensup kartların, faydalı yaşam bölgesindeki beklenen arıza değerlerinin birbirlerine yakın olacağı öngörülebilir. O halde (4.17) ifadesindeki gibi yeni kart için faydalı yaşam evresindeki arıza oranı değerini (λ) eski kartın faydalı ömür bölgesindeki arıza oranına eşit almak gerçekçi bir yaklaşıktır. (4.17) ifadesindeki ob indeksi eski karta ait parametreyi göstermektedir. Bu değerde bir saçınıklık olacağı açıktır. Bu saçınıklık yaklaşık olarak $\pm\%10$ civarındadır. (4.17)’deki eşitliği uygulamak literatürde sık görülen ampirik bir yöntemdir. Bu çalışmada, incelenen kartlar arasında en eskilerinden birisi olan E kartı, parametreleri ve beta eğrisi kullanılacak olan ailenin eski üyesi olarak alınmıştır. Bu kartın bilgilerinden faydalanılarak, daha yeni olan B ve F kartlarının arıza oranları hakkında bir kestirimde bulunulmuştur.

Bu aşamada yeni kartın arıza oranı eğrisinin Weibull-üstel birleşimini izleyeceği varsayımı yapılabilir. Bu varsayımla (4.16) ifadesinin sağ tarafı bilinmektedir. Ayrıca şekil parametresi β da (4.11)'deki gibi zamana bağlı ifade edilebilmektedir. Ancak bu halde (4.16) denkleminde t_c ve η parametreleri bilinmeyen durumundadır. Bu durumda bir denklem iki bilinmeyen oluşur. Çalışma esnasında η parametresi, ileri Weibull analizi yapılırken gözlenmiş, ancak β parametresindeki gibi düzenli bir eğilim görülmemiştir. Esasen η parametresi arıza sayısı ile sahaya çıkan ürün sayısının oranı ile ilişkilidir. Bu nedenle ileri analizde ele alınan zaman pencereleri için gözlenen η değerleri düzenli değildir. Ayrıca bu parametre veriden veriye de oldukça falza değişiklik göstermektedir.

(4.16) denklemi ile Weibull -üstel birleşimine ulaşmak için başka bir yöntem de, daha kestirilebilir olan t_c için bir öngöründe bulunmak olabilir. Bu sayede η parametresine ulaşılır. Örneğin Weibull-üstel birleşimine uyan bir elektronik kart ailesinin eski üyelerinin t_c değerlerinin ortalaması alınarak bir çıkarımda bulunulabilir. Ancak böyle bir çıkarımda bulunabilmek için sayıca daha çok karta ait verinin incelenmesi gerekir. Böylece t_c için bir kart ailesine ait bir alt ve üst sınır belirlenebilir.

Bu çalışma için daha gerçekçi bir yol izlenmiştir. Bölüm 5'te verilecek olan sonuçlarda B, E ve F kartları için elde edilen arıza oranı eğrilerinden hareketle sadece Weibull ile bulunan arıza oranı eğrisinin 3 kart için de 24 aya kadar, kernel smoothing ve önerilen değişim noktası yöntemi ile elde edilen eğrilerle uyumlu olduğu görülmektedir. Önemli olan diğer bir ayrıntı ise, 3 kart için sadece Weibull ile elde edilen arıza oranı eğrisi, önerilen değişim noktası yöntemindeki geri analiz ile elde edilen faydalı yaşam (λ) arıza oranı değerine 3 yılın sonunda makul derece yakın olmaktadır. Bu durum Şekil 4.2'den de görülmektedir. Buna göre Çizelge 4.4'teki birinci denklemde karta özel α parametresi biliniyorsa, $t = 1095$ gün (3 yıl) için bir β değeri bulur. Bulunan β değeri ve eski kart veya kartlara ait λ_{ob} değeri 2 numaralı denklemde yerine konulup bir η değeri bulunmuş olunur. Böylece bulunan β ve η parametreleri ile bir Weibull eğrisi elde edilmiş olunur.

Çizelge 4.4 : Kısa dönem veri ile arıza oranı kestiriminde kullanılan denklemler .

$$1) \beta(t) = a \times \ln(0.1953 t)$$

$$2) \frac{\beta(t)}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\beta(t)-1} - \lambda_{ob} = 0$$

O halde yeni sahaya çıkan bir kart olduğu ve bu karta ait 3 aylık saha verisinin elde olduğu varsayımı altında, yeni karta ait arıza oranı eğrisine ulaşmak için sırasıyla aşağıdaki adımlar izlenir:

- 1- Yeni kartın üyesi olduğu ailenin β eğrisi oluşturulur.
- 2- Oluşturulan eğriden karta özel a parametresi hesaplanır.
- 3- Beta denkleminde $t = 1095$ gün için bir beta hesaplanır.
- 4- Eski kartların saha verilerinden geri yönde analiz ile elde edilen λ_{ob} değeri ile Çizelge 4.4'deki ikinci denklemde yerine koyularak η parametresi elde edilir.

Yukarıdaki bahsedilen basamaklar, ailenin en eski üyesi E kartının bilgileriyle B ve F kartı için uygulanmıştır. λ_{ob} olarak E kartına ait 3.8×10^{-6} değeri kullanılmıştır. Bölüm 4'te verilen yöntemler ile parçadan bütüne gidilmiş ve sonuç olarak kısa dönem verisinden garanti süresindeki arıza oranı eğrisini oluşturmaya yönelik bir metot geliştirilmiştir. Bölüm 4'te önerilen yöntemlerin diğer kartlara uygulanışı ve tartışmalar Bölüm 5'te verilmiştir.

5. UZUN DÖNEM ve KISA DÖNEM VERİ ANALİZİ YÖNTEMLERİNİN FARKLI KART VERİLERİNDE ORTAYA ÇIKARDIĞI SONUÇLAR

Bu bölümde Bölüm 4’de önerilen yöntemlerin farklı saha verileri üzerinde uygulanması sonucu elde edilen sonuçlar verilmiştir.

5.1 Saha Verilerine Uygulanan Filtreleme İşleminin Sonuçları

4 adet saha verisine uygulanan filtreleme sonucu oluşan yeni saha verilerine ait sayısal değerler Çizelge 5.1’deki gibidir.

Çizelge 5.1 : Saha verilerinin filtrelemeden önceki ve sonraki halleri.

Saha Verisi	Toplam örnek sayısı	Arıza kaydı sayısı	Kapsanan gözlem süresi
B	824840	2414	54 ay
B _F	689536	1849	36 ay
E	1520792	9114	58 ay
E _F	1048201	4050	36 ay
F	930112	8102	52 ay
F _F	286108	1533	24 ay
K	123269	5554	58 ay
K _F	70852	3936	40 ay

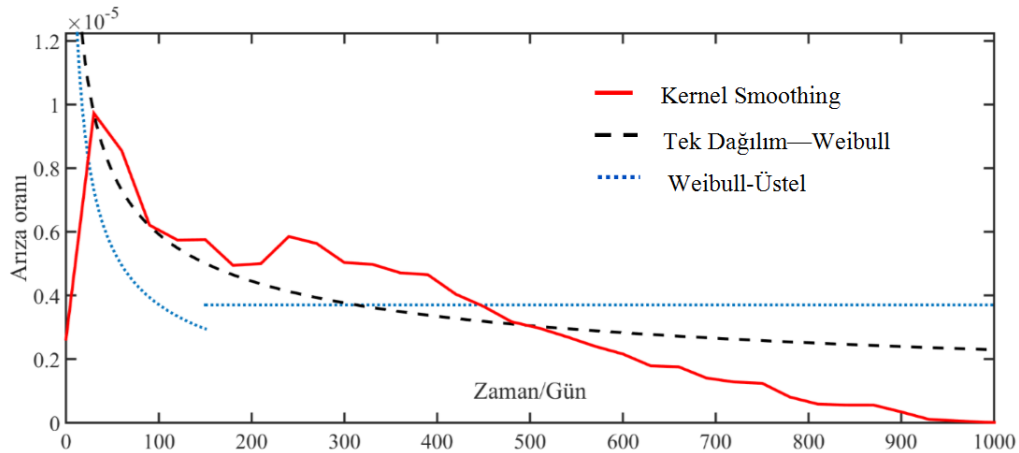
Çizelge 5.1’de ilk sütun saha verisi isimlerini içermektedir. Bu sütunda alt indeksiz harfler verinin ham (filtrelemeden önceki) hallerini, F alt indeksli harf ise verinin filtrelemeden sonraki halini simgelemektedir. İkinci sütun sahaya çıkan toplam örnek sayısını, üçüncü sütun veride görülen toplam arıza kaydını, dördüncü sütun ise gözlem süresini içermektedir. Filtreleme sonucunda, ham veriden yeni bir saha verisi elde edilmiştir. Her veri için verinin ham hali üst satırda, filtreli hali ise bir alt satırda verilmiştir.

Çizelge 5.1’den görüleceği gibi filtreleme sonucu istatistiksel analize katılan toplam örnek sayısı ve arıza sayısı azalmaktadır. Bu azalma E ve F kartlarında oldukça fazla olmuştur. Ancak yine de filtreleme sonucu elde edilen veri sayısı da istatistiksel analiz için yeterli değerdedir.

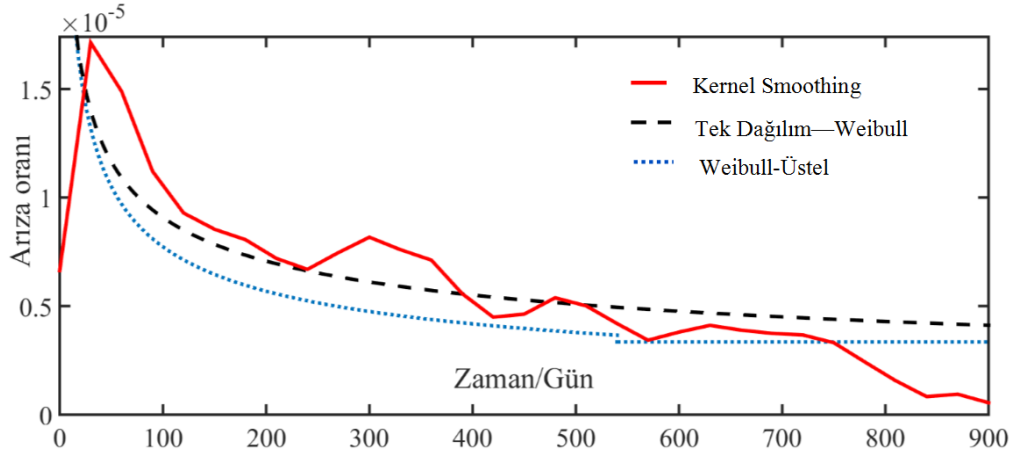
Çizelge 5.1’deki 4. Sütunda gözlem sürelerinin de azaldığı görülmektedir. Bu durum arıza kayıtlarında ortaya çıkabilecek maksimum arızalanma süresini azaltmaktadır. Bu durum da gerek tek dağılımla gerek iki parçalı dağılımla yapılan veri modellerin başarımını olumsuz etkilemektedir. Bu durum Bölüm 5.2’deki sonuçlardan daha iyi görülmektedir. Ancak filtreleme yapılarak verinin hatasız kısımları analiz edilmekte ve filtreleme sonucu elde edilen fayda daha fazla olmaktadır. Dolayısıyla gözlem süresindeki azalmanın oluşturduğu kestirim hataları tolare edilebilir hale gelmektedir.

5.2 Saha Verilerinin Uzun Dönem Veri Analizi İle İncelenmesi ve Sonuçları

Bu bölümde, saha verilerin uzun dönem veri analizi ile incelenmesiyle elde edilen sonuçlar verilmiştir. E ve F saha verilerine ait Bölüm 4.2’de verilen ileri ve geri yönde analiz sonucunda elde edilen arıza oranı eğrileri sırasıyla Şekil 5.1 ve Şekil 5.2’de verilmiştir. Aynı zamanda söz konusu şekillerde uzun dönem veriden elde edilen non-parametrik arıza oranı eğrisi ile verinin Weibull dağılımına oturtulmasıyla elde edilen arıza oranı eğrisi görsel karşılaştırma amacıyla verilmiştir.



Şekil 5.1 : E kartının Weibul-üstel, Weibull ve kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrileri.



Şekil 5.2 : F kartının Weibull-üstel, Weibull ve kernel smoothing ile hesaplanan arıza oranı eğrileri.

Şekil 5.1 göz önüne alındığında, Weibull dağılımı ile elde edilen arıza oranı eğrisinin non-parametrik eğriye daha yakın olduğu gözlenmektedir. Dolayısıyla, E saha verisi için Weibull dağılımının, Weibull-üstel dağılımına göre daha iyi uyduğu söylenebilir. Ancak yine de büyük bir sapma söz konusudur. Şekil 5.2’de ise gerek Weibull arıza oranı eğrisi gerekse Weibull-üstel arıza oranı eğrisinin veriyi temsil eden non-parametrik eğriye oldukça yakın olduğu gözlenmektedir. Bu durum Bölüm 4.2 B saha verisinin sonuçlarında da görülmektedir.

EK B’de E ve F verilerinin filtrelenmiş hallerinin aylara göre arıza sayılarını içeren histogramları verilmiştir. Önerilen değişim noktası yöntemi ile Weibull-üstel birleşimi ile modellenen B, E ve F saha verilerine ait parametre değerleri Çizelge 5.2’de verilmiştir. Aynı aileye üye olan bu kartların Weibull-üstel modelindeki faydalı yaşam arıza oranı değerleri (λ) birbirlerine makul derecede yakındır. Buradan hareketle λ parametresinin aileye ait bir karakteristik taşıdığı söylenebilir.

Çizelge 5.2 : Önerilen değişim noktası yöntemi ile bulunan Weibull-üstel birleşimi parametreleri.

Saha Verisi	β	η (gün)	λ	t_c (ay)
B	0.653	$4.19 \cdot 10^6$	$3.3 \cdot 10^{-6}$	14
E	0.436	$1.9 \cdot 10^8$	$3.8 \cdot 10^{-6}$	5
F	0.557	$1.39 \cdot 10^7$	$3.35 \cdot 10^{-6}$	18

Bu bölümdeki analiz sonuçlarına dayanarak B, E ve F saha verilerinin belli bir hata payıyla Weibull-üstel birleşimi ile modellenebileceği söylenebilir. Model B ve F

saha verilerinde daha başarılı olmuştur. Bu saha verilerinde özellikle üstel kısmın başarımı daha iyi durmaktadır. Üstel bileşinin bulunması ise uzun dönem veri analizi yöntemindeki geriye doğru analizledir.

5.2.1 Weibull ve Weibull-üstel dağılımlarının non-parametrik yoğunluk fonksiyonuna göre Kullback-Leibler uzaklıkları

Bu bölümde, görsel karşılaştırmanın yanında, metrik karşılaştırma yapmak amacıyla Kullback-Liebler yönlü uzaklığı, non-parametrik yoğunluk fonksiyonu ile Weibull ve Weibull-üstel yoğunluk fonksiyonları arasında hesaplanmıştır.

Olasılık yoğunluk fonksiyonlarının arasında birçok uzaklık türü tanımlıdır. Kullback Leibler metoduyla elde edilen büyüklük diverjans olarak tanımlanır. Öyle ki P ve Q dağılımlarının olasılık yoğunluk fonksiyonları $p(x)$ ve $q(x)$ olmak üzere, $p(x)$ gerçek dağılımı, $q(x)$ ise atanan dağılımı simgelesin. Buna göre p ve q yoğunluk fonksiyonları arasındaki KL uzaklığı (5.1) ifadesi ile verilir.

$$KL(p, q) = \int p(x) \ln\left(\frac{p(x)}{q(x)}\right) dx \quad (5.1)$$

KL uzaklığı, her zaman pozitifdir ve sıfıra ne kadar yakınsa, atanan q modelinin , gerçek p modeline o kadar yakın olduğu anlamına gelir. Non-parametrik yöntemlerle elde edilen yoğunluk fonksiyonları, gerçek dağılıma en yakın olduğuna göre, Weibull ve Weibull-üstel modellerinin, non-parametrik yoğunluk fonksiyonuna göre uzaklıkları kıyaslanarak, uygunlukları belirlenebilir [25].

X bir rastgele değişken olmak üzere $X_1, X_2 \dots X_n$ örneklerinin Kernel smoothing ile elde edilen olasılık yoğunluk fonksiyonu $p(x)$ ve bu rastgele değişkenin örneklerine atanan dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonu $q(x)$ olmak üzere KL uzaklığı yaklaşık olarak (5.2) ifadesindeki gibi hesaplanabilir [26].

$$KL(p, q) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{q(x)}{p(x)} \ln\left(\frac{p(x)}{q(x)}\right) \quad (5.2)$$

Bu bölümde (5.2) ifadesi kullanılarak, Weibull ve Weibull-üstel modellerinin non-parametrik yoğunluk fonksiyonuna olan uzaklıkları, $n=1000$ için örnek değerleri 1:1:1000 olacak şekilde hesaplanmıştır. Hesaplanan değerler Çizelge 5.3'teki gibidir.

Çizelge 5.3'te ilk sütun saha verileri ismini gösterirken, ikinci sütun nonparametrik yoğunluk fonksiyonunun Weibull yoğunluk fonksiyonu ile olan KL uzaklık değerini, üçüncü sütun ise nonparametrik yoğunluk fonksiyonunun Bölüm 4.1'de (4.8) ifadesi

ile verilen parçalı yoğunluk fonksiyonları arasındaki KL uzaklığını göstermektedir. Çizelge 5.3'teki değerler Şekil 4.2, Şekil 5.1 ve Şekil 5.2 ile verilen grafiklerle aynı sonucu vermektedir. Buna göre Weibull dağılımı B, E ve F saha verilerine Weibull-üstel dağılımından daha iyi uymaktadır. Ancak B ve F verileri için KL uzaklıkları birbirlerine yakın çıkmıştır. E verisi için Weibull daha iyi oturmakta ancak yine de uzaklık değeri olarak da büyük bir fark ortaya çıkmaktadır.

Çizelge 5.3 : Non-parametrik yoğunluk fonksiyonu ile Weibull ve Weibull –üstel yoğunluk fonksiyonları arasındaki KL uzaklıkları.

Saha Verisi	Weibull	Weibull-üstel
B	4.12	5.49
E	39.21	73.35
F	3.24	3.91

5.3 Saha Verilerinin İleri Yönde Beta Analizinin Sonuçları

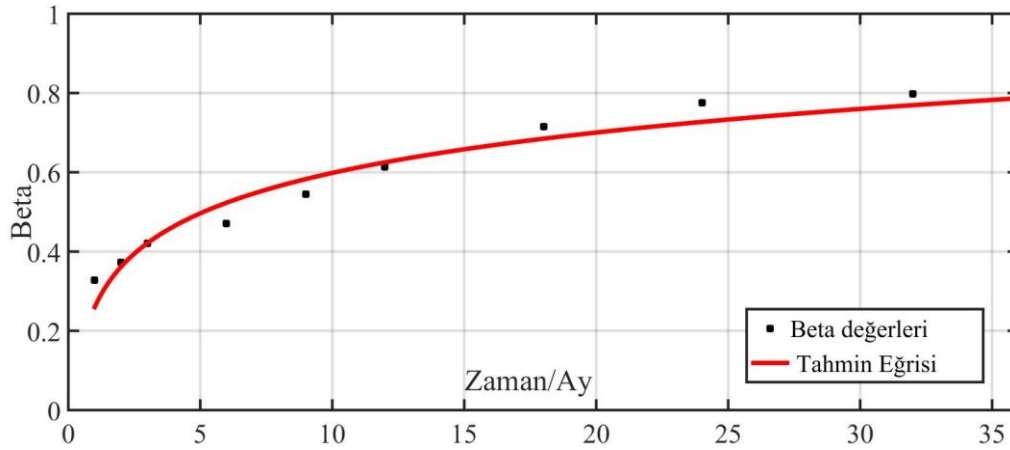
Bu bölümde B-E-F ailesinin en eski üyesinin saha verisinin ileri yönde için Bölüm 4.2'de oluşturulan denklem ile elde edilen beta eğrisi, B ve F verilerinin ileri yönde beta analizi ile elde edilen gerçek değerlerle karşılaştırılmıştır. Karşı örnek vermek amacıyla aileden olmayan K saha verisi de aynı şekilde incelenmiş ve sonuçlar tartışılmıştır.

B, F ve K saha verilerinin ileri yönde beta analizi ile incelenmeleri sonucu elde edilen beta değerleri Çizelge 5.4'teki gibi verilmiştir. F saha verisinin filtreleme sonucu elde edilen halinde gözlem süresi 24 ay olduğu için aylık beta analizi yapılmamıştır. Dolayısıyla Çizelge 5.4'teki 30 ve 36 son iki hane (-) ile gösterilmiştir. Çizelge 5.4'te ilk sütun ileri beta analizindeki zaman pencerelerini ay cinsinden göstermektedir. Diğer sütunlar ise bu pencerelerdeki verilerin Weibull ile incelenmeleri sonucu elde edilen beta değerlerini göstermektedir.

Söz konusu üç kart için Bölüm 4.2'de verilen yöntemle E saha verisinden türetilen (4.11) denklemindeki a parametresi bulunmuş ve bu parametreye karşılık gelen eğri çizdirilmiştir. B, F ve K saha verilerinin gerçek beta değerleri ile beta tahmin eğrileri sırasıyla Şekil 5.3, Şekil 5.4 ve Şekil 5.5'teki gibidir.

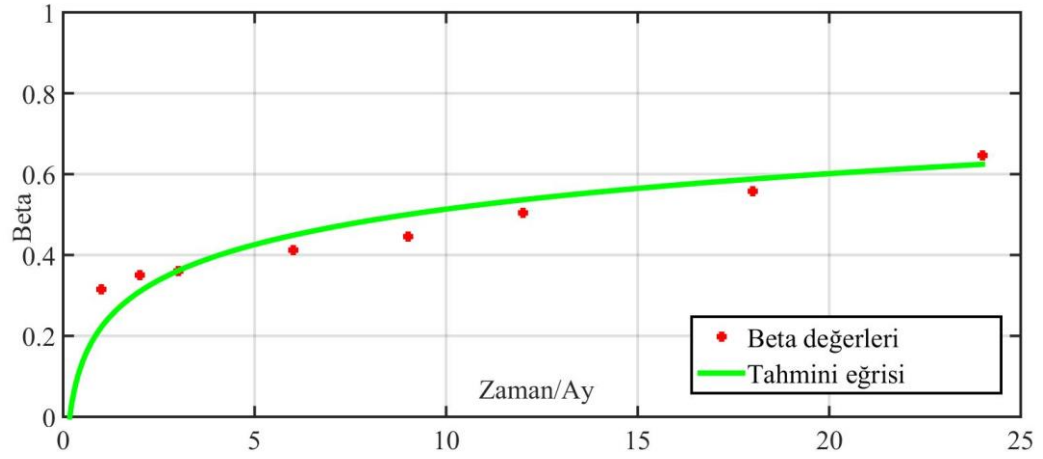
Çizelge 5.4 : B, F v eK saha verileri için ileri yönde beta analizisyonu elde edilen beta değerleri.

Arızalanma süresi / Ay	B	F	K
1	0.328	0.316	0.310
2	0.395	0.351	0.360
3	0.420	0.361	0.412
6	0.471	0.412	0.491
9	0.544	0.446	0.570
12	0.613	0.505	0.660
18	0.715	0.558	0.800
24	0.775	0.546	0.900
30	0.797	-	0.940
36	0.800	-	0.950

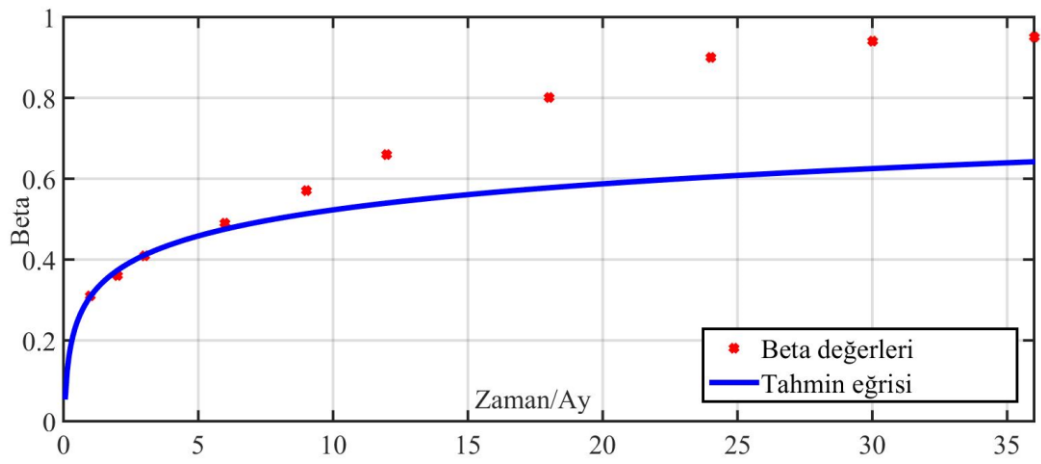


Şekil 5.3 : B verisi için tahmin eğrisi ve gerçek beta değerlerin karşılaştırılması.

Beklenildiği gibi B ve F kartlarının gerçek beta değerleri, aile için oluşturulan denklemden elde edilen eğri ile oldukça uyumlu olmaktadır. Aksine aileden olmayan K verisi için ise tahmin eğrisi ve gerçek beta değerleri arasında büyük bir farklılık vardır. B, E ve K kartları için (4.11) denkleminde ve 3 aylık gerçek beta değerinden bulunan α parametresi değerleri ve eğrilerle noktalar arasında RMSE değerleri Çizelge 5.6’da verilmiştir.



Şekil 5.4 : F verisi için tahmin eğrisi ve gerçek beta değerlerin karşılaştırılması.



Şekil 5.5 : K verisi için tahmin eğrisi ve gerçek beta değerlerin karşılaştırılması.

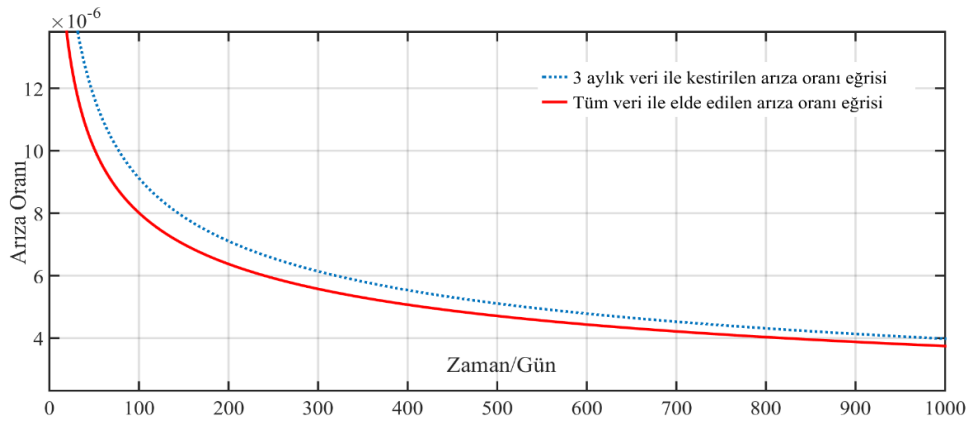
Çizelge 5.5 : B, F ve K saha verileri için karta bağlı parametre değerleri ve tahmin eğrisiyle oluşan hata.

Saha Verisi	a	RMSE
B	0.147	0.04
F	0.125	0.04
K	0.143	0.48

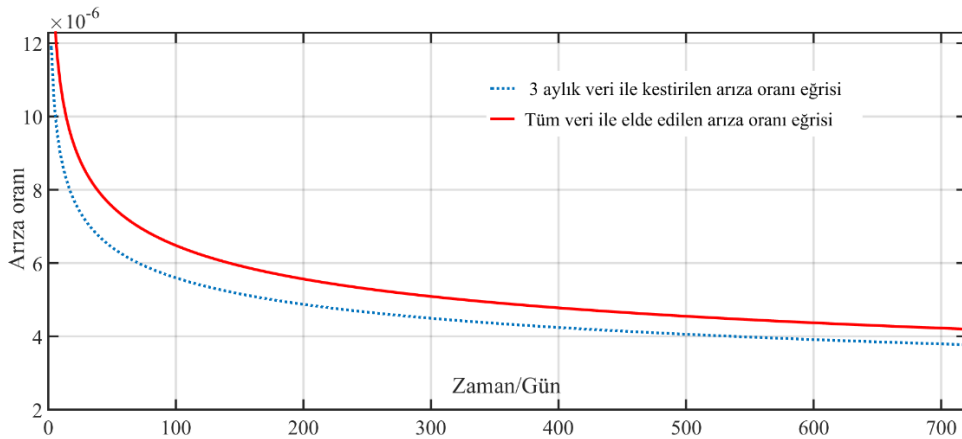
5.4 Kısa Dönem Veri ile Garanti Süresinde Arıza Oranı Kestirimi Sonuçları

Bu bölümde Bölüm 4.3'te verilen kısa dönem veriden yararlanılarak garanti süresindeki arıza oranı eğrisinin Weibull ile modellenmesi için verilen amprik yöntem, B ve F saha verilerinden 3 aylık kısa dönem verisi oluşturularak bir nevi simüle edilmiştir.

Şekil 5.6 ve Şekil 5.7'de sırasıyla B ve F saha verilerinin uzun dönem hallerinden elde edilen Weibull arıza oranı eğrisi ile Bölüm 4.3'te anlatılan kısa dönem veri ve aile özelliklerinin kullanıldığı yöntem ile bulunan Weibull arıza oranı eğrisi karşılaştırmak amacıyla çizilmiştir.



Şekil 5.6 : B kartına ait uzun dönem ve kısa dönem veri analizleri ile elde edilen arıza oranı eğrilerinin karşılaştırılması.



Şekil 5.7 : F kartına ait uzun dönem ve kısa dönem veri analizleri ile elde edilen arıza oranı eğrilerinin karşılaştırılması.

Çizelge 5.6'da uzun dönem veri ile bulunan Weibull parametreleri ile kısa dönem veri analizi ile bulunan Weibull parametreleri karşılaştırılmak amacıyla verilmiştir. Çizelge 5.6'dan, aile özelliklerinin kullanıldığı kısa dönem veri analizinin

başaramının oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Bulunan Weibull parametreleri uzun dönem ile bulunan Weibull parametrelerine oldukça yakındır. O halde burada sonuçları verilen yöntem ile eski kart verilerine dayanarak, yeni kartların güvenilirlikleri hakkında çıkarımlar yapılabilir. Bölüm 4.3'te anlatılan ampirik yöntem Weibull-üstel birleşimine uyan veriler için oluşturulmuştur.

Çizelge 5.6 : Uzun dönem veriden elde edilen Weibull parametleri ile kısa dönem veri analizi ile elde edilen Weibull parametreleri.

Saha Verileri	Parametre	Kısa dönem veri ile	Uzun dönem veri ile
B	β	0.78	0.8
	η	$8.9 \cdot 10^5$	$8.7 \cdot 10^5$
F	β	0.67	0.64
	η	$2.3 \cdot 10^6$	$2.8 \cdot 10^6$

6. SONUÇ ve ÖNERİLER

Bu çalışmanın amacı, garanti süresi boyunca elektronik kartların güvenilirlik performansını yüksek doğrulukla kestirebilmektir. Bu amaçla farklı karta ait saha verisi keşifçi veri analizi felsefesiyle incelenmiştir. Çalışmada veriler arızalanma süresi bakımından aylık olarak gruplandırılmıştır. Bu gruplandırmalar verinin özelliklerine göre uyarlanabilmektedir.

Bu çalışmada verideki hatalı bölgelerin bulunmasına dair bir yöntem önerilmiş ve bu yöntemin başarılı sonuçlar verdiği gözlenmiştir. Hatalı bölgelerin onarılması mümkün olmadığından çözüm olarak bu zaman aralıklarının filtrelenmesi getirilmiştir.

Hataları giderilen veriler ile yapılan incelemeler sonucu Weibull-üstel birleşiminin elektronik kartların saha verilerini iyi şekilde temsil ettiği görülmüştür. Weibull-üstel birleşiminin getirdiği değişim noktası problemine, pratik , esnek ve modelden bağımsız bir çözüm getirilmiştir. Önerilen pratik tarama yöntemi MLE yöntemiyle yapılan taramanın bir benzeridir. Ayrıca önerilen yöntem bir modele bağlı kalarak da sonuçlar vermektedir. Pratik tarama yönteminin farklı alanlarda ortaya çıkan sağ sansürlü time to event veri tiplerine de uygulanabileceği görülmüştür.

Weibull-üstel birleşiminin kabulü ile istatistiksel metodlar ampirik gözlem ve yöntemlerle birlikte kullanılarak, kısa dönem verisi ile güvenilirlik tahmini yapabilmek için bir metodoloji oluşturulmuştur. Bu metodolojinin ilk adımı beta eğrisinin çıkarılmasıdır. Klasik görüşün aksine, saha verisine yapılan ileri yönde Weibull analizinde, beta parametresinin zamanla değiştiği ve elektronik kartın hata mekanizmalarının da zamanla değiştiği görülmüştür. Elektronik kart gibi kompleks ve farklı tipte eleman bulunduran bir sistemde farklı hatalar görülmesi de doğaldır. Beta eğrisinin çıkarımından sonra ise ampirik bir yöntem ile Weibull dağılımı birleşimi kısa dönem verisinden elde edilmiştir. Bu ampirik yöntemde, aile kavramı kullanılmış ve elektronik kartların ait olduğu ailenin güvenilirlik ölçütlerinin benzer eğilimlerde olduğu görülmüştür. Bu sebeple eski kart verileri kullanılarak, yeni

kartların en azından erken hata döneminin iyi bir şekilde kestirilebileceği görülmüştür.

Kısa dönem verisinden yola çıkılarak uygulanan metodlar geliştirmeye açıktır. Bu bölümde eski kart verisi olarak sadece bir kartın verisi kullanılmıştır. Bu durum eldeki verilerin az olmasından kaynaklıdır. En genel halde birden fazla eski kart verisi ile beta eğrisinin çıkarılması ve faydalı ömür evresindeki arıza oranı için daha doğru bir aralık verilmesi önerilen yöntemlerin doğruluğunu arttıracaktır.

İncelenen eski kart sayısı arttıkça, aileye ait daha iyi bir değişim noktası analizi yapılabilir. Ayrıca beta parametresi için daha gürbüz bir eğri uydurma yöntemi seçilebilir. Burada önemli olan, uzun dönem verilerinde faydalı yaşam evresine ait arıza oranının geri yönde analiz ile bulunmasıdır.

Saha verilerinin filtreleme sonucu saha verilerinde sayıca büyük kayıplar oluşabilmektedir. Bu çalışmada hem veri sayısı fazla olduğundan hem de verinin hatalı kısımlarını onarmak mümkün olmadığından hatalı aralıkların filtrelenmesi yoluna gidilmiştir. En iyi halde, filtreleme yerine hatalı kayıtların düzeltilmesi analizin daha doğru sonuçlar alınmasını sağlayacaktır. Bu çalışmada kullanılan saha verilerinin bazılarında ciddi oranda filtreleme uygulanmış buna rağmen, gerek dağılımlarda gerek arıza oranı eğrilerinde ve parametre değerlerinde benzerlikler görülmüştür. Bu da hem filtreleme işleminin hemde daha sonrasında yapılan istatistiksel analizlerin kendi içinde tutarlılıklarını göstermektedir.

KAYNAKLAR

- [1] **Bajenescu T I & Bazu M I.** (1999) Reliability of Electronic Components. Berlin: Springer-Verlag.
- [2] **O'Connor, P & Kleyner ,A.** (2012). *Practical Reliability Engineering*, West Sussex: West Sussex, England: John Wiley & Sons.
- [3] **MeekerWQ & Escobar L A.** (1998) *Statistical Methods for Reliability data*. New York: JohnWiley.
- [4] **Foucher,B., Boullie, J., Meslet, B., Das, D.** (2002).A review of reliability prediction methods for electronic devices. *Microelectronics*, 42, (8), 1155-1162.
- [5] **Denson,W.** (1998).The History of Reliability Prediction. *IEEE Transaction on Reliability*, 47, (3), 321-328.
- [6] **Meeker,WQ., Hamada, M.** (1999). Statistical Tools for the Rapid Development & Evaluation of High-Reliability Products. *Statistics Preprints*, pp 5.
- [7] **Elerath, J G., Pecht, M.** (2012). IEEE 1413: A Standard for Reliability Predictions. *IEEE Transaction on Reliability*, 61, (1),125-129, 2012.
- [8] **Bebbington, M., Chin-Diew, L., Zitiks, R.**(2007) Estimating the turning point of a bathtub-shaped failure distribution. *Journal of Statistical Planning and Inference*,138, 1157-1166.
- [9] **Kleyner, A., Sanborn, P.** (2005).A warranty forecasting model based on piecewise statistical distributions and stochastic simulation. *Reliability Engineering and System Safety*, 88, (3), 207-214.
- [10] **Chen, S., Sun, F., Yang, J.** (1999). A new method of hard disk drive MTTF projection using data from early life test. *Reliability and Maintainability Symposium*, USA :Washington.
- [11] **Duggins, J.W.** (2010) *Parametric Resampling Methods for Retrospective Changepoint Analysis* (Doctoral dissertation). Retrieved from <http://scholar.lib.vt.edu/>
- [12] **Pham, H.** (2006), *Springer Handbook of Engineering Statistics*. London, England : Springer Verlag.
- [13] **Yuan, TR., Kuo, Y.** (2010) Bayesian analysis of hazard rate, change point and cost optimal burn-in time for electronic devices. *IEEE Transaction on Reliability*,59, (1) ,132-138.
- [14] **Yang, C., Yuan, T., Kuo, W., Kuo, Y.** (2012) Non-parametric Bayesian modeling of hazard rate with a change point for nanoelectronic devices. *IEEE Transactions on Reliability*, 44, (7), 496-506.
- [15] **Nguyen, H T., Rogers, G S.,Walker, E A.** (1984) Estimation in changepoint hazard rate models. *Biometrika*, 71, 299-304.

- [16] **Miller, H., Wang, J.** (1990) Nonparametric Analysis of changes in hazard rates for censored survival data: An alternative to change point models. *Biometrika*, 77,(2) ,305-314.
- [17] **Loader, C R.**(1991).Inference for a hazard rate change point. *Biometrika*, 78, (4),749-757.
- [18] **Patra, K., Key, D K.** (2002) A general class of change point and change curve modeling for life time data, *Ann.Inst.Statist.Math*, 54, (3), 517-530,2002.
- [19] **Gijbels, I.,Gurler, U.** (2003) Estimation of a change point in a hazard function based on censored data. *Lifetime Data Analysis*, 9 , 395-411.
- [20] **Abernethy, R B.** (1996). *The New Weibull Handbook*, Robert B. Abernethy, Oyster Road, North Palm Beach.
- [21] **Miller, R G., Halper, J W.** (1982) Regression with censored data. *Biometrika*,69, 521-531.
- [22] **Blischke, W.R., Karim, M.R., Murthy, D.N.P.** (2011) *Warranty data collection and analysis*. London: Springer.
- [23] **Gurler, U., Yenigun, C.D.** (2011) Full and conditional likelihood approaches for hazard change-point estimation with truncated and censored data. *Computational Statistics and Data Analysis*, 55, 2856–2870.
- [24] **Comert, S V., Altun, M., Nadar, M., Erturk, E.** Warranty Forecasting of Electronic Boards using Short-term Field Data, *Reliability and Maintainability Symposium*, January 22-26, 2015 Florida, USA.
- [25] **De Brobanter, K., Sahhaf, S., Karsmaker, P., De Brobanter, J., Suykens, J., De Moor, B.** Nonparametric Comparison of Densities Based on Statistical Bootsrap. Eriřim 05 Ocak, 2016, <ftp://ftp.esat.kuleuven.ac.be/SISTA/kdebaban/09-233.pdf>
- [26] **Noughabi, H., Balakrishnan, N.** Tests of goodness of fit based on Phi-divergence. *Journal of Applied Statistics*, 43, (3), 412-429,2016

EKLER

EK A: Değişim noktası verisinin bioistatistik verisine uygulanması.

EK B: E ve F saha verilerinin aylık arıza histogramları

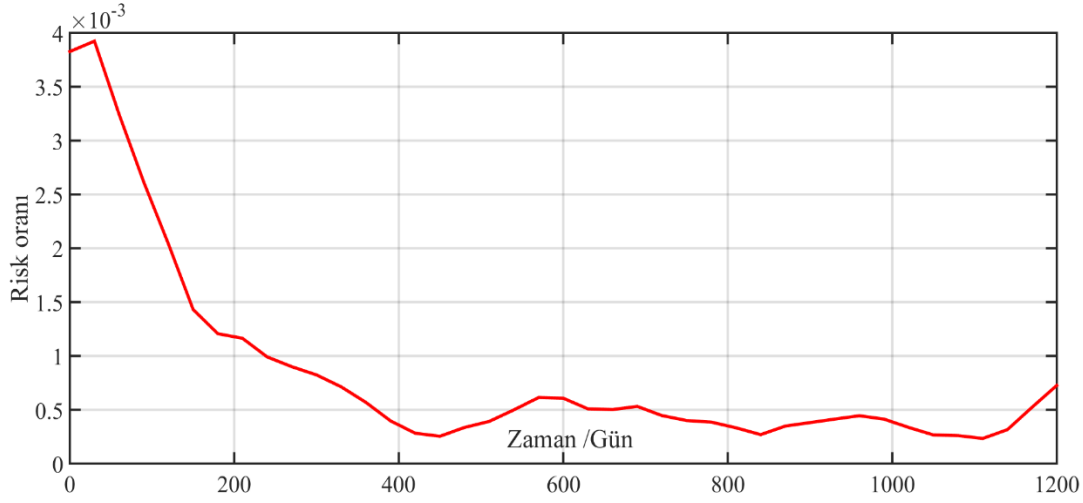
EK A

Önerilen değişim noktası metodunun ö başka veriler üzerindeki çıktılarını görmek amacıyla, metot, bir bio-istatistik verisine uygulanmıştır. Söz konusu veri, kalp nakli yapılan hastaların 10 seneyi aşkın bir süre boyunca gözlemlendiği, ölümlerin ve sağ kalımların kaydedildiği 184 kayıttan oluşmaktadır. Bunlardan 113'ü 3696 günlük gözlem süresinde sağ kalmıştır. Bu verinin adı Stanford Heart Transplant Data'dır [19]. Bu veri literatürde değişim noktası kestirimi için çözüm öneren birçok çalışmada kullanılmıştır. Bu çalışmalarda verinin farklı ölçek parametrelili iki üstel dağılımın birleşimine uyduğu belirtilmektedir.

Kalp nakli verisi bir güvenilirlik verisi olmasa da, sağ sansürlü, ölüm ve sağ kalımlardan oluşan bir veridir. Bu nedenle saha verisi ile aynı formattadır. Literatürde bu verinin değişim noktasının 70-90 gün içinde olduğu belirtilmektedir. Ayrıca değişim noktasından önceki risk oranı 0.004 iken değişim noktasından sonraki risk oranı 0.0004 olarak bulunmaktadır. Bu çalışmada kullanılan kernel smoothing aracı ile analizi sonucu, verinin risk oranı eğrisi Şekil A.1'deki gibidir. Şekil A.1'de elde edilen risk oranı eğrisi, literatürdeki verilen eğrilerin hemen hemen aynıdır ve verilen kıstasları sağlamaktadır.[19]. Bu bölümde bu veri ileri ve geri yönde analiz edilmiştir. Az sayıda örnek olduğundan hem ileri hem geri yönde RR metodu kullanılmıştır. Verinin model olarak literatüre uygun şekilde üstel – üstel birleşimine göre dağıldığı kabul edilmiştir. Bu halde değişim noktasını gözlemlemek için farklı bir metrik gerekmektedir. K kartının saha verisi incelenirken yapılan gözlem bu veri için de yapılabilir. Bu veri için değişim göstergesi risk oranı ve uygunluk parametresi olarak belirlenmiştir. İleri ve geri analiz sonuçları sırasıyla Çizelge A.1 ve Çizelge A.2'deki gibidir. Bu kısımda literatüre uygun olarak arıza oranının yerine risk oranı ifadesi kullanılmaktadır.

Kalp nakli verisinin analizinde zaman pencereleri veriye uygun olarak alınmıştır. Çünkü kayıtlar 10 yılı aşkın süreye dağılmış durumdadır. En fazla ölüm kaydı 0-1 yıl arasındadır. Çizelge A.1 ve Çizelge A.2'e bakıldığında literatür ile uyumlu olarak değişim noktasından önce ve sonraki risk oranları ileri ve geri analizde görülmektedir. İleri yönde risk oranı 90 günden sonra düşmeye başlamaktadır. Ayrıca ileri yönde bir değişimin olduğu uygunluk parametresinin azalmasından bellidir. Yani veri tek bir üstel dağılıma iyi uymamaktadır denilebilir. Bu veride değişim

noktasını yeri için arıza oranının ileri yönde değişmeye başladığı zaman olarak alınabilir. Bu da Çizelge A.1'ten 90 gün olarak görülmektedir.



Şekil A.1 : Kalp nakli verisi için Kernel smoothing ile bulunan risk oranı eğrisi.

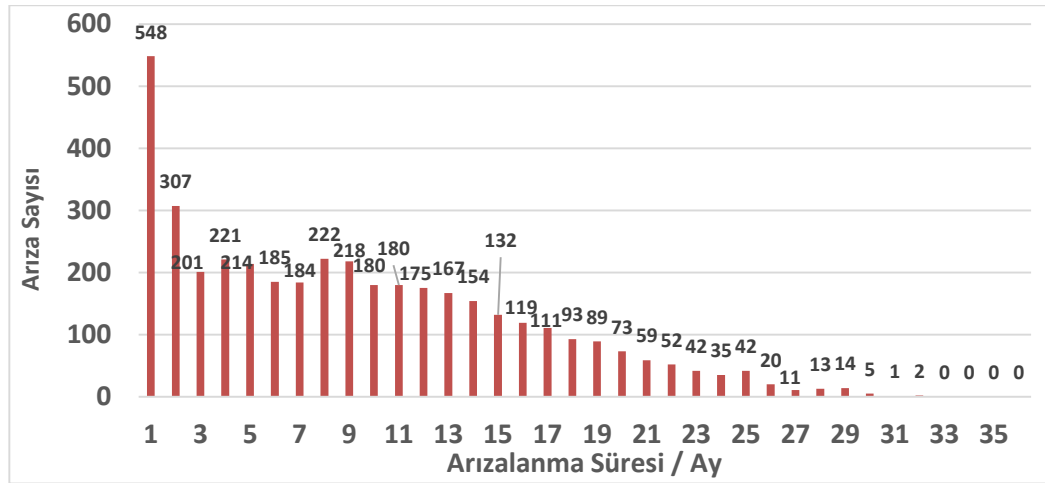
Çizelge A.1 : Kalp Nakli Verisinin İleri Yönde Analizi

Zaman Penceresi	Risk oranı	Rho
0-30 gün	0.0040	-0.979
0-60 gün	0.0042	-0.984
0- 80 gün	0.0042	-0.981
0-90 gün	0.0042	-0.957
0-100 gün	0.0040	-0.945
0-110gün	0.0040	-0.944
0-120 gün	0.0040	-0.944
0-150 gün	0.0031	-0.939
0-240 gün	0.0023	-0.916
0-3695 gün	0.0007	-0.834

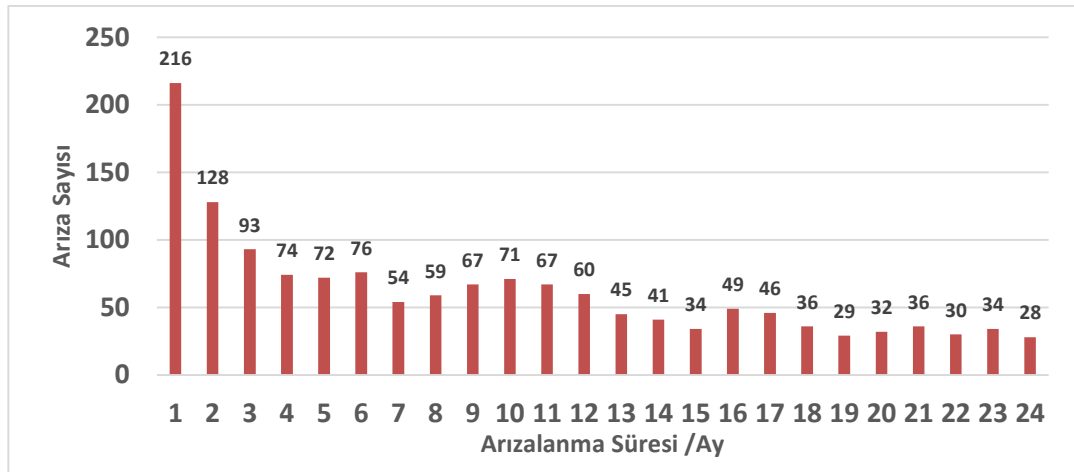
Çizelge A.2 : Kalp Nakli Verisinin Geri Yönde Analizi

Zaman Penceresi	Risk oranı	Rho
180-3695 gün	0.00022	-0.98
120-3695gün	0.00028	-0.951
70-3695 gün	0.00028	-0.941
60-3695 gün	0.00036	-0.912
50- 3695 gün	0.0004	-0.98

EK B

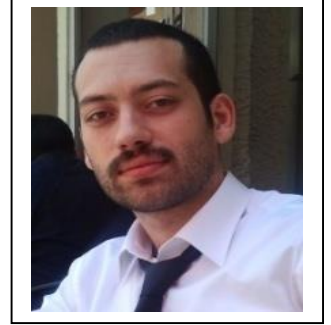


Şekil B.1 : E saha verisinin aylık histogramı



Şekil B.2 : F saha verisinin aylık histogramı.

ÖZGEÇMİŞ



Ad-Soyad : Salih Vehbi Cömert
Doğum Tarihi ve Yeri : 09.07.1989 Samsun
E-posta : vehbicomert@gmail.com

ÖĞRENİM DURUMU:

- **Lisans** : 2013, İTÜ, Elektronik-Haberleşme Mühendisliği Anabilim Dalı, Elektronik Mühendisliği
- **Yükseklisans** : 2015, İTÜ, Elektronik-Haberleşme Mühendisliği Anabilim Dalı, Elektronik Mühendisliği

MESLEKİ DENEYİM:

- 2013-2015 İTÜ Elektronik-Haberleşme Müh. Anabilim Dalında Araştırma Görevlisi olarak çalıştı.
- 2015'ten beri TÜBİTAK'ta araştırmacı olarak çalışıyor.

YÜKSEK LİSANS TEZİNDEN TÜRETİLEN YAYINLAR

- Comert S V, Yadavari H, Altun M, Erturk E N. Reliability Prediction of Electronics Board by Analyzing Field Return Data. *European Safety and Reliability Symposiums*, September 14-18, 2014, Wroclaw, POLAND.
- Comert S V, Altun M, Nadar M, Erturk E. Warranty Forecasting of Electronic Boards using Short-term Field Data, *Reliability and Maintainability Symposium*, January 22-26, 2015 Florida, USA.
- Comert S V ,Altun M , 2015. A Change-Point based Reliability Prediction Model using Field Return Data, *Reliability Engineering and System Safety*, under review.