

PAPER DETAILS

TITLE: HOMOJEN OLMAYAN POISSON SÜRECİ: BİR MADEN MAKİNESİNİN GÜVENİLİRLİK ANALİZİ

AUTHORS: Nevin UZGÖREN,Sermin ELEVLİ

PAGES: 0-0

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/75821>

HOMOJEN OLMAYAN POISSON SÜRECİ: BİR MADEN MAKİNESİNİN GÜVENİLİRLİK ANALİZİ

Nevin UZGÖREN* ve Sermin ELEVLİ**

* Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, 43270, Kütahya

** Ondokuz Mayıs Üniversitesi, Müh. Fak. Endüstri Müh. Böl., 55139, Samsun

nuzgoren@dpu.edu.tr, sermin.elevli@omu.edu.tr

(Geliş/Received: 19.01.2010; Kabul/Accepted: 26.07.2010)

ÖZET

Herhangi bir güvenilirlik analizi yapılmadan önce, verilerin bağımsız ve benzer dağılmış (bbd) olup olmadıklarını kontrol etmek amacıyla trend testleri yapılmalıdır. Veri setinde trendin varlığı tespit edildiği takdirde, Arızalar Arası Süre(AAS)'nin zamana bağlı olarak değiştiğini kabul eden Homojen Olmayan Poisson Süreci (HOPS) trendi tanımlamakta kullanılmalıdır. Bu çalışmada, trend testleri bir çekme kepçenin (dragline) mekanik sistemine ait birbirini takip eden arıza sürelerinin bağımsız ve benzer şekilde dağılmamış olduğunu göstermiştir. Uyum iyiliği testleri, Homojen Olmayan Poisson Sürecinin özel bir durumu olan Kuvvet Yasası Süreci (KYS)'nin arıza verilerini değerlendirmede kullanılabileceğini göstermiştir. Ayrıca, KYS'nin parametreleri kullanılmak suretiyle beklenen arıza sayısı, bir sonraki beklenen arıza zamanı ve farklı zaman periyodları için güvenilirlik değerleri hesaplanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Güvenilirlik, homojen olmayan poisson süreci, kuvvet yasası süreci

NONHOMOGENEOUS POISSON PROCESS: RELIABILITY ANALYSIS OF A MINING EQUIPMENT

ABSTRACT

Before any reliability analysis, trend tests must be carried out to check whether the assumption of independent and identically distributed (iid) observations is satisfied or not. When trend is detected, Nonhomogenous Poisson Process (NHPP), which assumes that the Time Between Failures (TBF_s) vary as a function of time, must be used to describe the trend. In this study, the tests for trend showed that times between successive failures for the mechanical systems of a dragline are not independent and identically distributed. Goodness-of-fit tests showed that the Power Law Process (PLP), a certain form of NHPP, provides a good fit to the failure data. Besides, expected failure number, predicted time to next failure and reliability for different time periods have been estimated by using the parameters of PLP.

Keywords: Reliability, nonhomogeneous poisson process, power law process

1. GİRİŞ (INTRODUCTION)

Özel bir görevi yapmak üzere aralarında belirli ilişkiler ve etkileşimler bulunan nesneler ve donanımların bir bütün oluşturacak biçimde bütünleşik kombinasyonuna sistem adı verilir. Bir sistemin kendinden istenen fonksiyonları yerine getirme yeteneğini tanımlamada kullanılan terim "sistem etkinliği" dir. Sistem etkinliği, verilen bir süre içerisinde sistemin bir iş talebini başarı ile yerine getirmesi olasılığı olarak tanımlanmaktadır. Etkinlik; sistemin tasarlanma, imal edilme, kullanılma ve

bakımının yapılma şekliinden etkilenir. Bu nedenle sistem etkinliğinin değerlendirilmesi ve iyileştirilmesinde güvenilirlik analizleri önemli bir yer tutmaktadır.

Güvenilirlik analizi, bir sistem, bir sisteme bağlı alt sistem veya bir sistemin içinde yer alan kritik bir parça veya ürünün güvenilirliğinin ölçülmesi, hesaplanması ve değerlendirilmesi işlemidir [1]. Güvenilirlik analizlerinde sistemler tamir edilebilir ve tamir edilemez olmak üzere iki grup altında değerlendirilmektedir. Arıza ortaya çıkması

durumunda yeniden çalışır hale getirilebilen sistemler tamir edilebilir sistem (örn. kamyon) ve yeniden çalışır hale getirilemeyen sistemler (örn. ampül) ise tamir edilemeyen sistemler olarak adlandırılmaktadır.

Yenilenme Süreci (YS-Renewal Process) ve Homojen Olmayan Poisson Süreci (HOPS-Nonhomogenous Poisson Process); tamir edilebilir sistemlerin güvenilirlik analizi söz konusu olduğunda yaygın olarak kullanılan stokastik süreç modelleridir. Bu modeller arıza davranışını tanımlayan değişken olarak, sistemin çalışır durumda olduğu süreleri esas alır. İki süreç arasındaki temel fark, YS’nde arıza yoğunluğunun sabit, HOPS’nde ise sabit olmamasıdır. Durağan (stationary) bir model olan YS’de sistemin her arıza oluşumunun ardından yapılan düzeltici işlemler ile “yeni gibi iyi” (good as new) durumuna döndüğü kabul edilmektedir [2].

Ancak tamir edilen sistemin güvenilirliği bakım, tamir, revizyon, bileşenler arasında bağımlılık, kullanım yoğunluğu ve çevresel koşullar gibi stokastik modellerde dikkate alınmayan bazı faktörlerin etkisiyle çoğunlukla yeni bir sistemle aynı durumda değildir. Dolayısıyla arıza yoğunluğunun zamanla azalması durumunda Arızalar Arası Süre (AAS) daha uzun, zamanla artması durumunda ise AAS daha kısa olur. Böyle durumlarda arıza yoğunluğu sistemin yaşıyla birlikte değiştiğinden durağan olmayan bir model olan HOPS kullanılmalıdır [3]. Sistem güvenilirliğinin tamirden sonra değişmediği (eskisi kadar kötü- as bad as old) esasına dayanan HOPS, arıza yoğunluğu fonksiyonunun bir sabit olmadığı poisson süreci olarak tanımlanmaktadır [4].

Bu açıklamalar doğrultusunda, güvenilirlik analizlerinde en önemli aşama arıza verilerini modellemek için kullanılacak uygun modelin belirlenmesidir. Bu amaçla ilk olarak yapılması gereken işlem arıza verileri üzerinde bağımsızlık (independent) ve benzer dağılım (identically) varsayımlarının geçerliliğinin araştırılmasıdır. Sistemin arıza verileri bu iki varsayımı sağladığında, arıza süreci genellikle standart olasılık modellerini (Weibull, normal,...) içeren YS ile modellenilebilir. Ancak arıza verileri benzer dağılımlı olmadığında, yani trend içerdiğinde arıza süreci HOPS ile modellenilebilir.

Madencilik; kamyon, ekskavatör ve çekme kepçe gibi büyük iş hacmine sahip ve yüksek yatırım gerektiren iş makinelerinin yoğun bir şekilde kullanıldığı bir sektördür. Özellikle günümüz rekabet ortamında tüm çabaların üretim maliyetlerini düşürmek üzerine odaklanması, söz konusu iş makinelerinden maksimum faydanın sağlanmasına dönük ihtiyacı daha belirgin bir hale getirmiştir. Bu kapsamda güvenilirlik analizleri bu ihtiyacın karşılanmasında yararlanılacak temel araçlardan birisi durumuna gelmiştir. Son yıllarda değişik iş makineleri için yapılan güvenilirlik analizi çalışmalarının sayısında gözlenen artış, bu konunun öneminin madencilik sektörü tarafından anlaşıldığının bir göstergesidir. Literatürde rastlanan bazı çalışmalar kullanılan süreç modeline göre Tablo 1’de listelenmiştir.

Bu çalışmanın temel amacı açık işletme madenciliğinde örtü-kazı işleminde kullanılan büyük iş hacimli bir iş makinesi olan çekme kepçenin güvenilirlik analizinde Homojen Olmayan Poisson

Tablo 1. Maden İş Makineleri Alanında Yenilenme Süreci (YS) ve Homojen Olmayan Poisson Süreci (HOPS)’ni Kullanan Bazı Çalışmalar (Some Works Using Nonhomogenous Poisson Process and Renewal Process in the Field of Mining Machines)

Süreç Modelleri	Yıl	Yazar (lar)
Yenilenme Süreci	1989	[5] Kumar, U.
	1993	[6] Kumar, D. and Vagenas, N.
	1994	[7] Paraszczak, J. and Perreault, J.F.
	2003	[8] Hall, R.A. and Daneshmend, L.K.
	2003	[9] Hall, R.A. and Daneshmend, L.K.
	2004	[10] Lhorente B. et al
	2007	[11] Barabady J. and Kumar U.
	2008	[12] Elevli S. et al
	2009	[13] Gupta S. et al
	2009	[14] Vayenas N. and Wu X.
Homojen Olmayan Poisson Süreci	1992	[15] Kumar, U. and Klefsjö, B.
	1995	[16] Majumdar S.K.
	2001	[17] Pulcini G.
	2001	[3] Rao K.R.M. and Prasad P.V.N.
	2009	[18] Louit D.M. et al
Yenilenme Süreci + Homojen Olmayan Poisson Süreci	2001	[19] Samanta, B. et al
	2005	[20] Barabady J. and Kumar U.
	1997	[21] Vagenas, N. et al
	2008	[22] Barabady J. and Kumar U.

Süreci ile arıza verilerinin nasıl modelleneceğini göstermektedir. Bu amaçla bir kömür işletmesinde kullanılan bir çekme kepçenin mekanik arızalarına yönelik güvenilirlik analizleri, 2008 yılına ait arıza verileri kullanılmak suretiyle yapılmıştır.

2. GÜVENİLİRLİK (RELIABILITY)

Bir sistemin (ya da bir ekipmanın) güvenilirliği, belirli bir zaman periyodunda ve verilen koşullar altında sistemin arıza olmaksızın çalışma olasılığıdır [21]. Dolayısıyla güvenilirlik, herhangi bir sistem için başarı performansının olasılığı ile ilgili bir kavramdır. Açıkça ki, herhangi bir sistemin başarı performansının ne olduğu ya da sistemin arıza ortalamasının ne olduğunu bilmeden, bir sistemin amaçlanan fonksiyonuna yönelik performansının ne zaman düşeceğini tahmin etmek mümkün değildir [23].

Bir sistemin güvenilirliği, birbirini takip eden AAS' nin analizine dayanır. Bir sistemin AAS'si ya da yaşam süresi deterministik olarak tanımlanamaz ve dolayısıyla bu süreler rassal bir değişkendir. Dolayısıyla güvenilirlik, AAS rassal değişkenine bir olasılık fonksiyonu atanarak ölçülebilir [23]. T, AAS rassal değişkeni olarak tanımlansın. Bu durumda t zamanında bir sistemin güvenilirliği R(t), sistemin t zamanına kadar arızalanmaması olasılığıdır ve aşağıdaki şekillerde tanımlanabilir:

$$R(t)=P(T>t)=1-F(t)=1-\int_0^t f(t)dt \quad (1)$$

Burada f(t) ve F(t) sırasıyla, T rassal değişkeni için, olasılık yoğunluk fonksiyonu ve birikimli dağılım fonksiyonunu göstermektedir. Ayrıca arızalar arası ortalama süre (AAOS) güvenilirliğe bağlı olarak aşağıdaki gibi tanımlanır [23].

$$\mu_T = B(T) = \int_0^{\infty} t f(t) dt = \int_0^{\infty} R(t) dt \quad (2)$$

Dolayısıyla etkin bir güvenilirlik analizi, T rassal değişkenine ilişkin uygun bir olasılık fonksiyonunun belirlenmesi ile mümkündür.

2.1. Güvenilirlik analizinde model belirleme aşamaları (Model determination stages in reliability analysis)

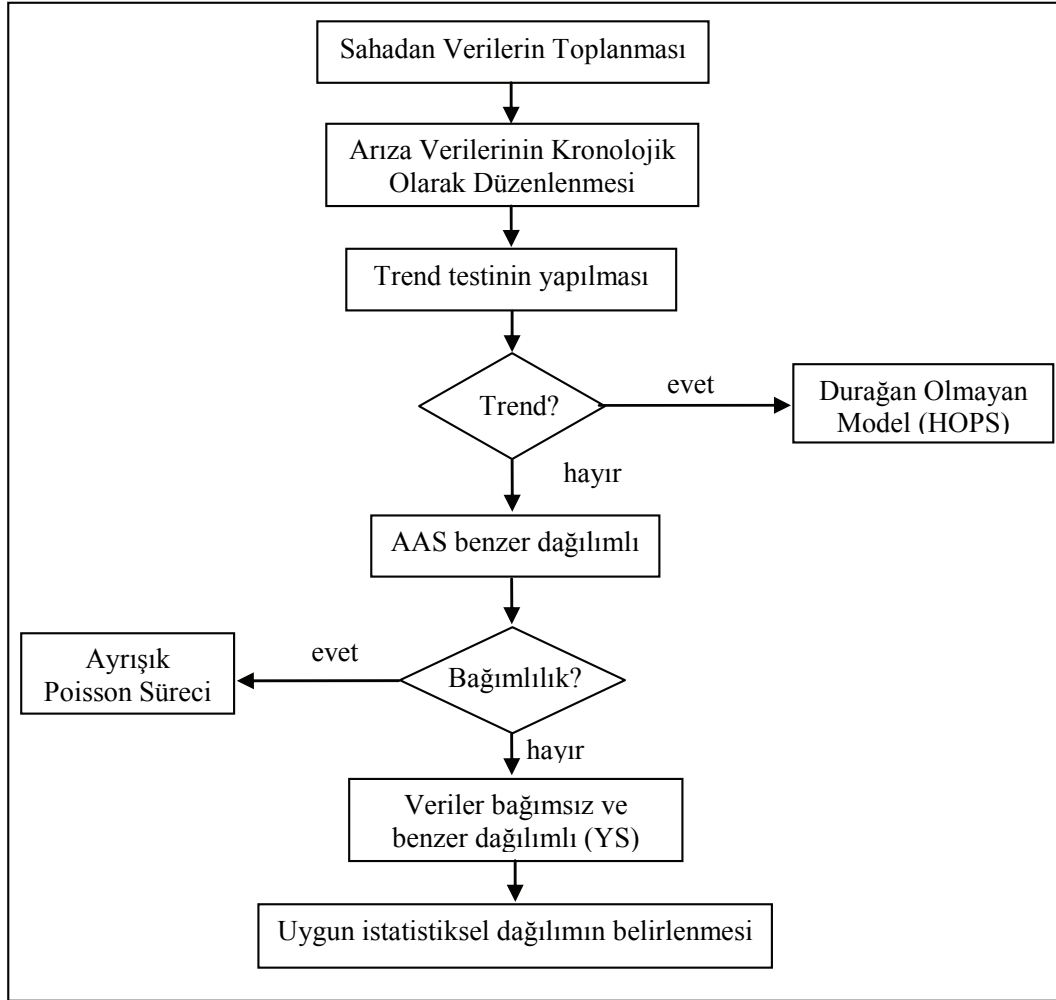
Daha önce belirtildiği gibi güvenilirlik analizi bir sistem ya da bir ekipmanın çalışır durumda olduğu süreleri gösteren AAS' lerin analizine dayanır. Güvenilirlik analizinin en önemli aşaması da bir sistem veya ekipmana ilişkin bu AAS verilerini tanımlayacak en uygun olasılıksal modeli belirlemektir. Eğer bir sistem herhangi bir tamirden sonra “yeni gibi iyi-ilk hali gibi” olma koşulunu

sağlıyorsa, bu durumda arıza süreci “yenilenme süreci” ile modellenebilir. YS'de, arızalar arası süreler *bağımsız ve benzer dağılım*(bbd)'lidir [2]. Bağımsızlık varsayımı AAS verilerinin birbirleriyle ilişkisiz olduğu, benzer dağılım varsayımı ise AAS verilerinin kronolojik sırasının herhangi bir bilgi içermediği, diğer bir deyişle sistemin daha iyiye ya da daha kötüye gitmediğini göstermektedir. Bu varsayımların geçerliliği çeşitli korelasyon ve trend analizleri ile istatistiksel olarak incelenebilir. Yapılan korelasyon ve trend analizleri sonucunda AAS verilerinin bağımsız ve benzer dağılıma sahip olduğu belirlenirse, AAS verilerinin modellenmesinde YS modelleri, yani *Üstel*, *Weibull* ve *Lognormal* gibi standart durağan olasılık modelleri kullanılabilir [24]. Bu varsayımların geçerliliği altında kullanılabilecek diğer bir yaklaşım ise YS'nin özel bir durumu olan Homojen Poisson Süreci (HPS)'dir. Homojen Poisson Sürecinde, AAS verilerinin bağımsız ve üstel dağılıma sahip olduğu varsayılır [2].

Güvenilirlik analizinde bir sistemin güvenilirliğinin anlamlı bir şekilde gelişip gelişmediğini, yani trend içerip içermediğini belirlemek oldukça önemlidir. Eğer birbirini izleyen AAS anlamlı bir artan trende sahip ise, sistem artan bir güvenilirliğe sahip demektir. Eğer birbirini izleyen AAS anlamlı bir azalan trende sahip ise, sistem azalan bir güvenilirliğe sahip demektir. Böyle durumlarda AAS verilerinin modellenmesinde HOPS modeli ele alınır [2]. Eğer AAS verileri trend içermiyor, ancak bağımsızlık varsayımını sağlamıyorsa, bu durumda Ardışık Poisson Süreci modeli benimsenir.

Güvenilirlik analizlerinde model belirlenirken genel olarak aşağıdaki beş aşamalı süreç izlenir [2] [15] [19] [24]:

- Birbirini izleyen Arızalar Arası Süre belirlenir.
- Verilere uygun olasılık dağılımının (modelinin) belirlenebilmesi için, bağımsızlık ve benzer dağılım (bbd) varsayımlarının geçerliliği test edilir.
- Varsayımlar geçerli ise, uygun bir durağan olasılıksal model (Weibull, Normal, Lognormal, Üstel,...) ile arıza verileri modellenir.
- Varsayımlar geçerli değil ise, uygun bir durağan olmayan olasılıksal model (Homojen Olmayan Poisson Süreci Modeli, Ayrışık Poisson Süreci Modeli gibi) ile arıza verileri modellenir.
- Belirlenen modelin verilere uygunluğu test edilir. Yukarıda tanımlanan aşamalar Şekil 1'de şematik olarak gösterilmiştir:



Şekil 1. Güvenilirlik analizinde model belirleme akış şeması [19] (Flowchart for model determination in reliability analysis)

2.2. Homojen olmayan poisson süreci ve kuvvet yasası süreç modeli (Nonhomogeneous Poisson Process and Power Law Process Model)

Güvenilirlik analizinde arızalar arası süreler bağımsız ve benzer dağılımlı olduğunda ve aynı zamanda veri seti yeterli büyüklüğe sahip olduğunda, Üstel ya da Weibull dağılımı gibi uygun bir *durağan olasılık modeli* kullanılarak veriler modellenenir. Ancak veriler zamana bağlı olduğunda, yani trend içerdiğinde, güvenilirlik analizi verilerde gözlemlenen trend ilişkisi dikkate alınarak yapılır [24].

Tamir edilebilir sistemlerin birçoğunda, özellikle uzun dönemli çalışmalarda kuvvetli bir trendin varlığı görülebilir. Böyle sistemler, arızalar arası sürelerin zamanın bir fonksiyonu olarak değiştiğini varsayan HOPS kullanılarak analiz edilebilir [3]. HPS $\rho(t) = \lambda$ ile tanımlanan sabit bir arıza oranına sahipken, HOPS sabit olmayan bir arıza oranına (yoğunluğuna) sahiptir. Arıza oranı $\rho(t)$ aynı zamanda yoğunluk fonksiyonu olarak da isimlendirilmektedir.

$N(t)$: $(0, t]$ aralığında gözlemlenen arıza sayısı iken, eğer göz önünde tutulan bir süreç $\{N(t), t \geq 0\}$;

- $N(0) = 0$ ve

- Süreç bağımsız artımlara sahip (yani $a < b \leq c < d$ iken $N(a, b]$ ve $N(c, d]$ bağımsızdır) ise homojen olmayan bir Poisson sürecidir. HOPS'nde herhangi bir $(t_1, t_2]$

aralığındaki arızaların sayısı $\int_{t_1}^{t_2} \rho(t) dt$ ortalamalı bir

Poisson dağılımına sahiptir. Dolayısıyla bu aralıkta k kadar arıza olması olasılığı aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$P[N(t_2) - N(t_1) = k] = \frac{(\int_{t_1}^{t_2} \rho(t) dt)^k}{k!} e^{-\int_{t_1}^{t_2} \rho(t) dt} \quad (3)$$

Tamir edilebilir sistemlerden veri elde etmek için iki farklı örnekleme prosedürü vardır [4]: (1) Arıza sonlu durum ve (2) Zaman sonlu durum. Eğer deneme önceden belirlenen bir arıza sayısından (n) sonra durursa, bu durumda verilerin arıza sonlu olduğu söylenir. Bir tamir edilebilir sistemin n arıza ortaya çıkıncaya kadar gözlemlendiğinde (n sabit), $t_1 < t_2 < \dots < t_n$

olmak üzere sıralı arıza süreleri elde edilir. Bu durumda arızaların sayısı sabit, denemenin bittiği süre rassaldır. Eğer deneme önceden belirlenen bir sürede (t) durursa, bu durumda verilerin zaman sonlu olduğu söylenir ve $t_1 < t_2 < \dots < t_n < t$ şeklinde ifade edilecek arıza süreleri elde edilir. Bu durumda denemenin bittiği süre sabit iken, arızaların sayısı n rassaldır. Bu iki farklı durum benzerlik fonksiyonlarında küçük değişikliklere neden olmaktadır.

HOPS'nde $\lambda > 0$, $\beta > 0$ ve $t \geq 0$ olmak üzere olasılık yoğunluk fonksiyonuna yönelik yaygın bir form aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\rho(t) = \lambda \beta t^{\beta-1} \quad (4)$$

Burada λ ve β sırasıyla ölçek ve şekil parametrelerini göstermektedir. Bu yoğunluk fonksiyonu birikimli arıza süresi (t)'nin ($\beta-1$). kuvvetiyle orantılıdır. Bu nedenle HOPS'nin belirli bir formu olan, bu özel HOPS genellikle Kuvvet Yasası Süreci olarak isimlendirilir [4] [24]. KYS' nin, zamanla artan ya da azalan sistemlerin analiz edilmesinde önemli bir model olduğu ispatlanmıştır.

KYS, literatürde Weibull Prosesi olarak da adlandırılmaktadır [25]. Bu modelde yer alan parametreler verilerin elde edildiği örnekleme prosedürüne bağlı olarak, aşağıdaki maksimum benzerlik tahmincileri ile tahmin edilir [3] [15] [19] [24].

- Arıza sonlu durum:

$$\hat{\beta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n-1} \ln\left(\frac{t_n}{t_i}\right)} \quad (5)$$

$$\text{ve } \hat{\lambda} = \frac{n}{t_n^{\hat{\beta}}} \quad (6)$$

- Zaman sonlu durum:

$$\hat{\beta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{t}{t_i}\right)} \quad (7)$$

$$\text{ve } \hat{\lambda} = \frac{n}{t^{\hat{\beta}}} \quad (8)$$

Burada

n: arıza sayısını,

t_i : i. arızada ($i=1,2,\dots,n$) ortaya çıkan toplam aralıksız süreyi,

t_n : toplam aralıksız süreyi,

t: önceden belirlenen süreyi gösterir.

t zamanındaki birikimli arıza sayısı $N(t)$ iken, bu miktarın ortalama değeri $B[N(t)]$ olarak ifade edilir ve aşağıdaki gibi tanımlanır [4] [24]:

$$B[N(t)] = m(t) = \int_0^t \rho(t) dt = \int_0^t \lambda \beta t^{\beta-1} dt = \lambda t^{\beta} \quad (9)$$

3. UYGULAMA (APPLICATION)

Bu çalışmada, bir kömür işletmesinde kullanılan bir çekme kepçenin mekanik arızalarına yönelik güvenilirlik analizi yapmak üzere 2008 yılına ait 52 adet AAS verisi temin edilmiştir (Tablo 2). İlgili analizlerin yapılmasında SPSS-13 ve Ewiev-5 istatistiksel paket programları kullanılmıştır.

Tablo 2. Analizde kullanılan veriler (Data of analysis)

BAS	AAS	BAAS	BAS	AAS	BAAS
1	260,50	260,50	27	75,33	4385,72
2	174,50	435,00	28	84,08	4469,80
3	159,00	594,00	29	23,50	4493,30
4	302,00	896,00	30	97,42	4590,72
5	166,25	1062,25	31	57,17	4647,89
6	312,00	1374,25	32	12,67	4660,56
7	141,08	1516,05	33	17,00	4677,56
8	584,50	2100,55	34	35,33	4712,89
9	150,75	2251,30	35	5,00	4717,89
10	119,17	2370,47	36	29,67	4747,56
11	334,83	2705,30	37	23,67	4771,23
12	143,83	2849,13	38	10,33	4781,56
13	264,33	3113,46	39	72,33	4853,89
14	298,67	3412,13	40	72,33	4926,22
15	172,50	3584,63	41	71,42	4997,64
16	270,00	3854,63	42	63,25	5060,89
17	108,17	3962,80	43	69,50	5130,39
18	13,33	3976,13	44	9,33	5139,72
19	72,00	4048,13	45	12,33	5152,05
20	23,92	4072,05	46	65,00	5217,05
21	42,00	4114,05	47	17,17	5234,22
22	85,67	4199,72	48	3,67	5237,89
23	16,67	4216,39	49	15,17	5253,06
24	23,83	4240,22	50	33,67	5286,73
25	36,50	4276,72	51	24,33	5311,06
26	33,67	4310,39	52	22,25	5333,31

AAS: Arızalar Arası Süre (saat)

BAS: Birikimli Arıza Sayısı

BAAS: Birikimli Arızalar Arası Süre

3.1. Trend analizi (Analysis of trend)

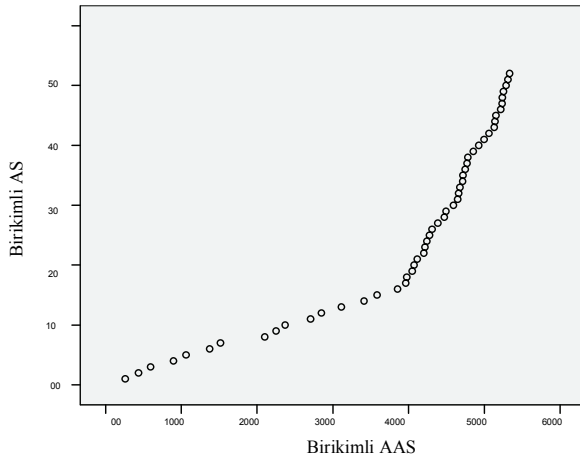
Bölüm 2.1'de belirtildiği gibi, güvenilirlik analizinde ilk ve en önemli aşama AAS verilerini uygun bir olasılık dağılımı ile modellemektir. Bu amaçla ilk olarak yapılması gereken AAS verilerinin trend içerip içermediğini belirlemektir.

Trend testinin amacı, arıza verilerinin zamanla birlikte anlamlı bir şekilde değişip değişmediğine karar vermektir [2]. AAS verilerinde trend olup olmadığını belirlemenin bir yolu birikimli arıza sayısına karşı

birikimli AAS'lerin grafiğini çizmektir [18]. Çizilen grafikte noktalar bir doğru etrafında toplanırsa trendin olmadığına, bir doğru değil de bir eğri etrafında toplanırsa trendin varlığından söz edilir. Şöyle ki, eğer bir dışbükey eğri elde edilirse, arıza sürecinin gelişen bir sistem gösterdiğine, yani AAS'lerin zaman içinde arttığına karar verilir. Eğer bir içbükey eğri elde edilirse, arıza sürecinin kötüye gittiğine, yani AAS'lerin zaman içinde azaldığına karar verilir [26]. Trendin varlığı, AAS'lerin benzer dağılımlı olmadığı ve dolayısıyla bu verilerin modellenmesinde yenilenme süreç modellerinin kullanılmayacağı anlamına gelir. Bu durumda uygun model HOPS'nin özel bir durumu olan kuvvet yasası modelidir.

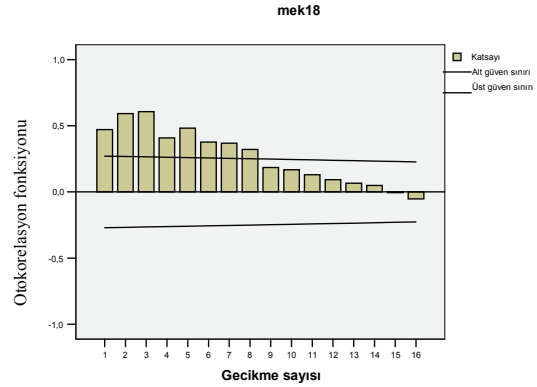
Şekil 2, birikimli arıza sayısına (BAS) karşılık birikimli AAS (BAAS)'nin grafiğini göstermektedir. Noktalar bir iç bükey eğri şeklinde sıralandığından azalan bir trend söz konusudur. Dolayısıyla çizilen bu grafik çekme kepçenin zaman içinde kötüye gittiğini, yani arıza yoğunluğunun arttığını göstermektedir.

Trendin belirlenmesinde kullanılabilecek diğer bir grafik ise ilişki diyagramıdır. İlişki diyagramı, çeşitli gecikme sayılarına karşılık otokorelasyon katsayılarının grafiğidir. Birinci ve ikinci gecikmeden sonra otokorelasyon katsayıları hızla sıfıra yaklaşma eğiliminde ise serinin durağan olduğunu, yani trend içermediği anlaşılır. Gecikme sayısı arttıkça otokorelasyon katsayıları sıfıra yaklaşma eğiliminde değilse, bu durumda serinin durağan olmadığını anlaşılır [27].



Şekil 2. Trend grafiği (Trend graph)

Şekil 3 incelendiğinde, 8. gecikmeye kadar otokorelasyon katsayılarının istatistiksel açıdan anlamlı olduğu, diğer bir ifadeyle otokorelasyon katsayılarının güven sınırları dışında yer aldığı görülmektedir. Dolayısıyla bu grafikten AAS verilerinin trend içerdiği anlaşılmaktadır.



Şekil 3. 18 nolu çekme kepçe için ilişki diyagramı (Correlogram for dragline with number 18)

AAS verilerine yönelik trendin varlığı birim kök testi ile de incelenebilir. γ katsayısının test istatistiği τ istatistiği olarak ifade edilir. Eğer τ istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden büyükse verilerin trend içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi ($H_0: \tau=0$) reddedilir, aksi durumda kabul edilir [28]. Tablo 3'e göre $|\tau| < |\text{MacKinnon Kritik Değeri}|$ olduğundan, sıfır hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla AAS verilerinin trend içerdiğine karar verilir.

3.2. Uygun model seçimi ve tahmin (Selection of fitting model and estimation)

AAS verilerinde trendin varlığı belirlendiğinden benzer dağılım varsayımı geçersizdir. Dolayısıyla AAS verilerinin modellenmesinde YS modellerinin kullanılması söz konusu değildir.

Daha önceden belirtildiği gibi trendin varlığında HOPS gibi modellerin kullanılması gerekmektedir. HOPS modellerinin belirli bir formu olan kuvvet yasası modeli de, zamanla kötüye giden veya iyileşme gösteren sistemlerin analiz edilmesinde kullanılmak amacıyla geliştirilen bir modeldir. Bu nedenle AAS verilerinin modellenmesinde kuvvet yasası modelinin kullanılması uygundur. $\rho(t) = \lambda \beta t^{\beta-1}$ arıza yoğunluğu fonksiyonunun parametreleri aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$\hat{\beta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n-1} \ln \left(\frac{t_n}{t_i} \right)}$$

$$= \frac{52}{\ln \frac{5333,31}{260,05} + \ln \frac{5333,31}{435,00} + \dots + \ln \frac{5333,31}{5311,06}} = 2,162$$

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{t_n^{\hat{\beta}}} = \frac{52}{5333,31^{2,162}} = 0,000000455 = 4,55 \cdot 10^{-7}$$

Tablo 3. Birim kök testi sonuçları (m=4 için) (Results of unit root test)
$$(\Delta AAS_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma AAS_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta AAS_{t-i} + \varepsilon_t)$$

γ	τ (Genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistiği)	MacKinnon kritik değerleri		Karar
-0,178445	-1,845340 (p=0,6665)	0,01	-4,165756	H ₀ kabul (Trend vardır)
		0,05	-3,508508	
		0,10	-3,184230	

Buradan $\hat{\beta}$ ve $\hat{\lambda}$ değerleri denklemde yerine konulduğunda aşağıdaki eşitlik elde edilir:

$$\rho(t) = (4,55 \cdot 10^{-7})(2,162)t^{2,162-1} = (9,84 \cdot 10^{-7})t^{1,162}$$

KYS modelinin verilere uygun olduğu istatistiksel olarak kanıtlandığında, bu yoğunluk fonksiyonu yardımıyla çeşitli güvenilirlik hesaplamaları yapılabilir.

3.3. Kuvvet yasası süreci modelinin uyum iyiliği testi (Goodness-of-fit test for power law process model)

Bilimsel çalışmalarda genellikle istatistiksel uyum testleri ile bir modelin verilere uygunluğunun test edilmesi arzu edilir. Bu amaçla geliştirilen çeşitli testler mevcut olup bunlardan bazıları Ki-kare testi, Cramer-Von Mises testi, Kolmogorov-Smirnov testi, Anderson-Darling testi ve R^2 'ye dayalı uyum iyiliği testidir [29]. Bunlardan R^2 'ye dayalı uyum iyiliği testi dışındakiler parametrik olmayan testlerdir [30]. Parametrik testler ilgili parametreye, belirli bir dağılıma ve varyansa dayanarak işlem yapan, nonparametrik testler ise genellikle veriler yerine onların sıralama puanlarını kullanarak işlem yapan istatistiksel testlerdir. Parametrik testler, esnek olan nonparametrik testlere göre daha güçlü testlerdir. Ayrıca, parametrik olmayan testlerin parametrik test varsayımlarının yerine getirilemediği durumlarda tercih edilmesi söz konusudur. Ayrıca Gaudoin ve diğerleri [31] tarafından geliştirilen ve Duane grafiğinde yer alan regresyon doğrusunun belirlilik katsayısına dayalı olan R^2 uyum iyiliği testi, KYS modeli için oldukça basit ve güçlü bir testtir [29]. Geniş simülasyon çalışmaları da basitliğine rağmen birçok durumda R^2 testinin diğer testlerle kıyaslanabilir olduğunu göstermiştir [32]. Bu nedenle bu çalışmada kuvvet yasası modelinin uygunluğunun araştırılmasında R^2 'ye dayalı uyum iyiliği testi kullanılmıştır.

R^2 'ye dayalı uyum iyiliği testi ile kuvvet yasası süreci modelinin uyum iyiliği sınaması, basit regresyon analizi kullanılmak suretiyle belirlilik katsayısının (R^2 değerinin) anlamlılığına dayalı olarak yapılmaktadır. Ancak R^2 'ye dayalı olarak verilecek bir karar, objektif bir değere dayalı olmasına rağmen oldukça subjektiftir. Alınan kararın anlamlılığı üzerinde yapılan çalışmalar yoktur. Modelin uygunluğu için bu değer ne kadar büyük olması gerektiği bir sorundur. Bu sorunun cevabı kuvvet yasası süreci modelinin

geçerliliği altında R^2 'nin dağılımının elde edilmesi ve bir istatistiksel hipotez ile elde edilen R^2 değerinin test edilmesi ile mümkündür.

Bu amaca yönelik olarak test edilecek hipotezler aşağıdaki gibi tanımlanır:

H₀: AAS verilerine kuvvet yasası süreci modeli uygundur.

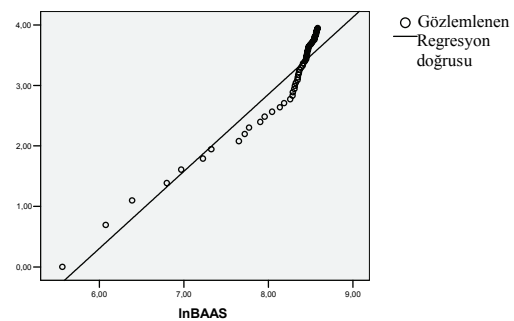
H₁: AAS verilerine kuvvet yasası süreci modeli uygun değildir.

Eğer tahmin edilen bir model için hesaplanan R^2 değeri, çeşitli örneklem hacimlerine yönelik olarak Monte Carlo simülasyonlarından elde edilen kritik R^2_α değerinden küçükse α anlamlılık düzeyinde H₀ hipotezi reddedilir [31].

Daha önceden tanımlandığı gibi kuvvet yasası modelinde beklenen arıza sayısı aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$m(t) = \lambda t^\beta \quad \lambda > 0, \beta > 0 \text{ ve } t \geq 0 \text{ iken} \quad (10)$$

Bu model Duane model olarak da isimlendirilmektedir. Burada $\beta < 1$ olması, sistemin güvenilirliğinin arttığını; $\beta > 1$ olması ise sistemin güvenilirliğinin kötüye gittiğini göstermektedir. Bu denklemin her iki tarafının logaritması alındığında $\log[m(t)] = \log(\lambda) + \beta \cdot \log(t)$ denklemine ulaşılır ve bu denklem basit doğrusal regresyon analizi ile tahmin edilebilir. Bu denklemde yer alan $\log(\lambda)$ ve β katsayıları regresyon doğrusunun sabit ve eğim katsayılarıdır. Bu amaçla çizilen Duane grafiği Şekil 4'de görülmektedir.



Şekil 4. 18 nolu çekme kepçe için Duane grafiği (Duane plot for dragline with number 18)

Tablo 4. Regresyon analizi sonuçları (Results of regression analysis)

Model		Standartlaştırılmamış Katsayılar		Standartlaştırılmış Katsayılar	t	Anlamlılık düzeyi
		B	Std. Hata	Beta		
1	Sabit	-7,349	0,414		-17,750	0,000
	lnBAAS	1,276	0,051	0,963	25,097	0,000

a. Bağımlı değişken: lnBAS

Sekil 4, log-log skala üzerinde birikimli AS'nın zamana (birikimli AAS) karşı grafiği olup, regresyon doğrusu üzerindeki tahmin değerleri t zamanındaki ortalama birikimli arıza sayısını gösterir.

Tablo 4, Tablo 2'de yer alan verilere dayalı olarak yapılan basit doğrusal regresyon analizi tahmin sonuçlarını göstermektedir. Tablo 4'e göre $R^2=0,926$ olmak üzere regresyon eşitliği $\log[m(\hat{t})] = -7,349 + 1,276 \log(t_i)$ olarak elde edilmiştir. $\beta = 1,276 > 1$ olması, çekme kepçenin güvenilirliğinin kötüye gittiği anlamına gelmektedir. Belirlilik katsayısı ($R^2=0,926$) oldukça yüksek olmakla birlikte verilere kuvvet yasası modelinin gerçekten uygun olup olmadığına karar verebilmek için, bu değer yeterince büyük olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla hesaplanan R^2 değerinin kritik R_{α}^2 değeri ile karşılaştırılması gerekir. $n=52$ (yaklaşık olarak 50 alınmıştır) ve $\alpha = 0,05$ için, R_{α}^2 kritik değerleri tablosundan bulunan değer 0,899'dur [13]. $R^2=0,926 > R_{0,05}^2 = 0,899$ olduğundan 0,05 anlam düzeyinde sıfır hipotezi reddedilemez ve verilere kuvvet yasası süreç modelinin uygun olduğuna karar verilir.

3.4. Güvenilirlik hesaplamaları (Reliability calculations)

Yapılan analizler sonucunda söz konusu çekme kepçeye ilişkin mekanik arızaların trend içerdiği, dolayısıyla arıza verilerinin modellenmesinde durağan istatistiksel modellerin kullanılmasının uygun olmayacağı sonucuna varılmıştır. Bu doğrultuda arıza verileri HOPS'nin özel bir durumu olan kuvvet yasası süreci kullanılarak modellenmiş ve kullanılan modelin verilere uygun olduğu istatistiksel olarak test edilmiştir. Bu aşamada amaç tahmin edilen modele dayalı olarak çeşitli güvenilirlik hesaplamalarının yapılmasıdır.

3.4.1. Beklenen arıza sayısının hesaplanması (Calculation of the expected failure number)

Belirli bir aralıkta beklenen arıza sayısı, daha önceden belirtildiği gibi aşağıdaki formül ile hesaplanır:

$$B[N(t)] = m(t) = \int_0^t \rho(t) dt = \int_0^t \lambda \beta t^{\beta-1} dt = \lambda t^{\beta}$$

$$m(t) = \hat{\lambda} t^{\hat{\beta}}$$

Bu kapsamda örneğin $t=100$ saat için beklenen arıza sayısı $m(100) = (4,55 \cdot 10^{-7})(100)^{2,162} = 0,01$ adet olacaktır. Tablo 5'te değişik zaman periyotları için beklenen arıza sayıları verilmiştir.

Tablo 5. Beklenen Arıza Sayıları (Expected number of failure)

Süre (saat)	Beklenen Arıza Sayısı (adet)
100	0,01
200	0,04
300	0,10
400	0,19
500	0,31
600	0,46
1000	1,39
1200	2,07
2000	6,24

3.4.2. Gelecek arıza süresinin tahmin edilmesi (Estimation of next failure time)

Bir sonraki arıza süresinin tahmini değeri, bakım planlamasında kullanılan ana girdilerden biridir. Gelecek arızanın birikimli süresi aşağıdaki formülle hesaplanır [24]:

$$t_{n+1} = \left(t_n^{\hat{\beta}} + \frac{1}{\lambda} \right)^{\frac{1}{\hat{\beta}}} \quad (11)$$

$$= \left[(5333,31)^{2,162} + \frac{1}{4,55 \cdot 10^{-7}} \right]^{\frac{1}{2,162}} = 116331784,34^{0,4625346} = 5378,51 \text{ saat}$$

3.4.3. Güvenilirlik hesaplamaları (Reliability calculations)

Bir sistemin (ya da bir ekipmanın) güvenilirliği, belirli bir zaman periyodunda ve verilen koşullar altında sistemin arıza olmaksızın çalışma olasılığıdır ve $R(t)$ ile tanımlanır.

HPS'nde t_1 'den t_2 'ye kadar olan herhangi bir aralık için "k" adet arıza meydana gelmesi olasılığı aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$P[N(t_2) - N(t_1) = k] = \frac{e^{-\lambda(t_2 - t_1)} [\lambda(t_2 - t_1)]^k}{k!} \quad (12)$$

Burada $N(t)$, t zamanındaki arızaların sayısını ve λ ise sabit arıza oranını gösterir. $(t_1, t_2]$ aralığında arıza meydana gelmemesi olasılığı ise $k=0$ olması koşuluyla sağlanır ve yukarıdaki formül aşağıdaki şekle dönüşür:

$$P[N(t_2) - N(t_1) = 0] = e^{-\lambda(t_2 - t_1)} \quad (13)$$

Bu eşitlik aynı zamanda $(t_1, t_2]$ aralığındaki güvenilirliğe ya da yaşam olasılığını gösterir (DOD, 2005):

$$R(t_1, t_2) = e^{-\lambda(t_2 - t_1)} = e^{-\lambda s} \quad (14)$$

HPS sabit bir arıza oranına sahip olduğundan (AAS zamanın bir fonksiyonu olmadığından) eşit zaman aralıklarında ortaya çıkacak tüm güvenilirlik düzeyleri birbirine eşit, yani $e^{-\lambda s}$ 'ye eşit olacaktır. Örneğin 200-500 saat arası güvenilirlik ile 800-1100 saat arası güvenilirlik düzeyleri birbirine eşit olacaktır. Oysa HOPS'nde AAS'ler zamanın bir fonksiyonu olarak tanımladığından güvenilirlik düzeyi ele alınan zaman dilimine göre değişecektir. AAS azalan bir trend gösterdiğinde güvenilirlik düzeyleri zaman içinde azalırken, artan bir trendin varlığında artış gösterecektir.

HOPS herhangi bir (t_1, t_2) aralığında arızaların sayısının $\int_{t_1}^{t_2} \rho(t)dt$ ortalamaıyla bir Poisson dağılımına sahip olduğunu varsayar. Bu durumda güvenilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanır [4]:

$$R(t_1, t_2) = P[N(t_2) - N(t_1) = 0] = \frac{e^{-\int_{t_1}^{t_2} \rho(t)dt} (\int_{t_1}^{t_2} \rho(t)dt)^0}{0!} \quad (15)$$

$$= e^{-\int_{t_1}^{t_2} \rho(t)dt} = e^{-[\int_{t_0}^{t_2} \rho(t)dt - \int_{t_0}^{t_1} \rho(t)dt]}$$

$$R(t_1, t_2) = e^{-[m(t_2) - m(t_1)]} = e^{-(\lambda t_2)^\beta - (\lambda t_1)^\beta} \quad (16)$$

Örneğin, (400,600) aralığında güvenilirlik aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$R(200,400) = e^{-[m(400) - m(200)]}$$

$$= e^{-(0,19 - 0,04)} = 0,8607$$

Tablo 6' dan görüldüğü gibi, HOPS'nde zaman aralıkları eşit olmasına rağmen güvenilirlik düzeyleri sabit olmayıp zamanla birlikte azalmaktadır. Bunun nedeni AAS verilerinin azalan bir trend göstermesi, dolayısıyla sistemin zaman içinde kötüye gitmesidir.

Tablo 6. Çeşitli zaman aralıkları için güvenilirlik düzeyleri (Reliability levels for different time intervals)

Zaman aralığı (t_1, t_2)	$R(t_1, t_2)$
0-200	0,9607
200-400	0,8607
400-600	0,7633
1000-1200	0,5066

4. SONUÇLAR VE ÖNERİLER (CONCLUSIONS AND SUGGESTIONS)

Günümüz rekabet koşullarında işletmelerin işlirliliğinin devamı büyük oranda kullanılan makine-ekipmanlardan maksimum faydanın sağlanmasına bağlı olduğundan, özellikle bakım faaliyetlerine yön vermesi nedeniyle güvenilirlik analizlerinin yapılması oldukça önem kazanmıştır. Bu çalışmanın temel amacı, güvenilirlik analizlerinde kullanılacak uygun model seçimine dikkat çekmek ve güvenilirlik analizlerinde yaygın olarak kullanılan Yenilenme Süreci Modellerinin (Normal, Weibull, Üstel, ...) uygun olmadığı durumlarda kullanılabilen Homojen Olmayan Poisson Süreci modelini örneklem verilerine dayalı olarak tanıtmaktır.

Bu kapsamda açık işletme madenciliğinde kazı, nakil ve dökme işlevini aynı anda yapan sallama kepçeli bir iş makinesi olan çekme kepçeli ekskavator uygulama konusu olarak seçilmiştir. Açık işletme madenciliğinde önemli bir faaliyet adımı olan örtü-kazı faaliyetlerinin çekme kepçe güvenilirliğine önemli oranda bağlı olması, bu makinenin seçilmesi ve verilerinin değerlendirilme kararında etkili olmuştur.

Uygulama genel olarak dört aşamadan oluşmuştur. İlk olarak AAS verilerinin benzer dağılım varsayımını sağlayıp sağlamadığını belirlemek amacıyla, trend analizlerine yer verilmiştir. Yapılan analizler sonucunda verilerin trend içerdiği, dolayısıyla bu verilerin modellenmesinde Yenilenme Süreci Modellerinin uygun olmayacağı sonucuna varılmıştır. Çalışmanın ikinci aşamasında, verilerdeki trend ilişkisini dikkate alan Kuvvet Yasası Süreci modeli kullanılarak veriler modellenmiştir. Üçüncü aşamada KYS modelinin R^2 'ye dayalı uyum analizi yapılmış ve bu modelin ele alınan veriler için uygun bir model olduğuna karar verilmiştir. Çalışmanın son aşamasında ise güvenilirlik hesaplamalarına yer verilmiştir.

Yapılan hesaplamalar neticesinde Arızalar Arası Süre verilerinin azalan bir trend içerdiği, dolayısıyla çekme kepçenin güvenilirliğinin azaldığı tespit edilmiştir. Değişik zaman dilimleri için arıza sayıları, bir sonraki arıza zamanı ve farklı zaman aralıkları için güvenilirlik değerleri tahminlerine dayalı olarak önleyici bakım periyotlarının ayarlanması ve buna bağlı olarak yedek parça ve bakım işçiliği hususunda

gerekli planlamaların yapılması söz konusu makinenin güvenilirlik düzeyinin artışına katkısı olacaktır.

KAYNAKLAR (REFERENCES)

1. Danacı M.A., Birgören B. ve Ersöz S., "Weibull Parametreleri ve Yüzdelikleri İçin Güven Aralığı Tahmin Algoritmaları", **Gazi Üniv. Müh. Mim. Fak. Der.**, cilt 24, no1, 119-128, 2009.
2. Wang P. and Coit D. W., "Repairable Systems Reliability Trend Tests and Evaluation", **Annual Reliability and Maintainability Symposium**, pp.416-421, 2005.
3. Rao K.R.M. and Prasad P.V.N., "Graphical Methods for Reliability of Repairable Equipment and Maintenance Planning", **Annual Reliability and Maintainability Symposium**, pp.123-128, 2001.
4. Chen, Z., "Bayesian and Emprical Bayes Approaches to Power Law Process and Microarray", Ph. D. Thesis, <http://etd.fcla.edu/SF/SFE0000430/DISSER~1.pdf>, 2004.
5. Kumar, U., "Availability Studies of Load-Haul-Dump Machines", **Proceedings of the 21th APCOM Symposium**, Las Vegas, pp. 323-335, 1989.
6. Kumar, D. and Vagenas, N., Performance Evaluation of A Load-Haul-Dump Vehicle, **CIM Bulletin**, 86(974), pp. 39-42, 1993.
7. Paraszczak, J. and Perreault, J.F., "Reliability of Diesel Powered Load-Haul-Dump Machines in an Underground Quebec Mine", **CIM Bulletin**, 87(978), pp. 123-127, 1994.
8. Hall, R.A. and Daneshmend, L.K., "Reliability and Maintainability Models for Mobile Underground Haulage Equipment", **CIM Bulletin**, 96(1072), pp.159-165, 2003a.
9. Hall, R.A. and Daneshmend, L.K., "Reliability Modeling of Surface Mining Equipment: Data Gathering and Analysis Methodologies", **International Journal of Surface Mining, Reclamation and Environment**, 17(3), pp.139-155, 2003b.
10. Lhorente B., Lugtigheid D., Knights P.F. and Santana A., "A Model for Optimal Armature Maintenance in Electric Haul Truck Wheel Motors: A Case Study", **Reliability Engineering and System Safety**, vol.84, pp. 209-218, 2004.
11. Barabady J. and Kumar U., "Reliability characteristics Based Maintenance Scheduling: A Case Study of a Crushing Plant", **International Journal of Performability Engineering**, Vol. 3, No.3, pp. 319-328, 2007.
12. Elevli S., Uzgören N. and Taksuk M., "Maintainability Analysis of Mechanical Systems of Electric Cable Shovels", **Journal of Scientific & Industrial Research**, 67(4), pp. 267-271, 2008.
13. Gupta S., Maiti J., Kumar R. and Kumar U., "A Control Chart Guided Maintenance Policy Selection", **International Journal of Mining, Reclamation and Environment**, 23(3), pp. 216-226, 2009.
14. Vayenas N. and Wu X., Maintenance and Reliability Analysis of A Fleet of Load-Haul-Dump Vehicles in an Underground Hard Rock Mine, **International Journal of Mining, Reclamation and Environment**, 23(3), pp. 227-238, 2009.
15. Kumar, U. and Klefsjö, B., "Reliability Analysis of Hydraulic Systems of LHD Machines Using The Power Law Process Model", **Reliability Engineering and System Safety**, vol. 35, pp. 217-224, 1992.
16. Majumdar S.K., "Study on Reliability Modeling of A Hydraulic Excavator System", **Quality and Reliability Engineering International**, vol.11, pp. 49-63, 1995.
17. Pulcini G., "Modeling The Failure Data of A Repairable Equipment With Bathtub Type Failure Intensity", **Reliability Engineering and System Safety**, vol. 71, pp. 209-218, 2001.
18. Louit D.M., Pascual R. and Jardine A.K.S., "A Practical Procedure for The Selection of Time-To-Failure Models Based on The Assessment of Trends in Maintenance Data", **Reliability Engineering & System Safety**, 94(10), pp. 1618-1628, 2009.
19. Samanta, B., Sarkar, B. and Mukherjee, S.K., "Reliability Analysis of Shovel Machines Used in An Open Cast Coal Mine", **Mineral Resources Engineering**, 10(2), pp. 219-231, 2001.
20. Barabady J. and Kumar U., "Reliability and Maintainability Analysis of Crushing Plants in Jajarm Bauxite Mine of Iran", **Proceedings of the Annual Reliability and Maintainability Symposium**, pp. 109-115, 2005.
21. Vagenas, N., Runciman, N. and Clement, S.R., "A Methodology for Maintenance Analysis of Mining Equipment", **International Journal of Surface Mining, Reclamation and Environment**, vol.11, pp. 33-40, 1997.
22. Barabady J. and Kumar U., "Reliability Analysis of Mining Equipment: A Case Study of A Crushing Plant At The Jajarm Bauxite Mine of Iran", **Journal of Reliability Engineering and System Safety**, Vol. 93, No.4, pp. 647-653, 2008.
23. Rothbart H A., "Reliability", **Mechanical Design& Systems Handbook**, McGraw-Hill Inc. p. 20.1-20.12, 1986.
24. Jones R B., **Risk Based Management: A Reliability Centered Approach**, Gulf Publishing Company. p. 26-68, 1995.
25. Ryan K.J., "Some Flexible Families of Intensities for Non-Homogeneous Poisson Process Models and Their Bayes Inference", **Qual. Reliab. Engng. Int.** 19, 171-181, 2003.

26. DOD, "Department of Defense Guide For Achieving Reliability, Availability, and Maintainability", http://www.acq.osd.mil/sse/docs/RAM_Guide_080305.pdf, 2005.
27. Özmen A., Zaman Serisi analizinde Box Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi, T.C. Anadolu Üniversitesi Yayınları No:201, Eskişehir, 1986.
28. Gujarati D. N., **Temel Ekonometri**, Literatür Yayıncılık, İstanbul, 1999,
29. Cirrone G.A.P., Donadio S., Guatelli S., Mantero A., Mascialino B., Parlati S., Pia M.G., Pfeiffer A., Ribon A. And Viarengo P., "A Goodness-of-Fit Statistical Toolkit", **IEEE Transactions on Nuclear Science**, Vol.51, No.5, pp. 2056-2063, 2004.
30. Du J., "Evaluation of Equipment Reliability, Availability, Maintainability in an OilSands Processing Plant", **M.Sc. Thesis**, The University of British Columbia, 2008.
31. Gaudoin O., Yang B. and Xie M., "A simple Goodness-of-Fit Test for the Power-Law Process Based on the Duane Plot", **IEEE Transaction on Reliability**, Vol.52, No.1, pp. 69-74, 2003.
32. Xie M., Yang B. And Gaudoin O., eRegression Goodness-Of-Fit Test for Software Reliability Model Validation, <http://www.chillarege.com/fastabstracts/issre2001/2001107.pdf>, 2001.

