

BİR YUVARLAK ÖRME MAKİNESİNİN GÜVENİLİRLİK ANALİZİ RELIABILITY ANALYSIS OF A CIRCULAR KNITTING MACHINE

Sümevra GÜLBAHAR
Erciyes Üniversitesi
Mühendislik Fakültesi
Endüstri Mühendisliği
sumeyra-kay1616@hotmail.com
ORCID: 0000-0001-7063-148X

Selda KAPAN ULUSOY
Erciyes Üniversitesi
Mühendislik Fakültesi
Endüstri Mühendisliği
skapan@erciyes.edu.tr
ORCID: 0000-0001-5604-0448

Mithat ZEYDAN
İstanbul Medeniyet Üniversitesi
Mühendislik ve Doğa Bilimleri Fakültesi
Endüstri Mühendisliği Bölümü
mithat.zeydan@medeniyet.edu.tr
ORCID: 0000-0001-9459-146X

ÖZ

Geliş Tarihi: 29.10.2022
Kabul Tarihi: 30.01.2023
Yayın Tarihi: 31.03.2023
Anahtar Kelimeler
Güvenilirlik
Homojen Olmayan
Poisson Süreci
Kuvvet Yasası
Modeli
Duruş Tahmini
Stokastik Süreçler

Keywords
Reliability
Nonhomogeneous
Poisson Process
Power Law Model
Stoppage Estimation
Stochastic Processes

Üretim sistemlerinde ürünün kalitesini etkileyen ana faktörlerden biri ürünü üreten imalat sürecinin kalitesidir. Üretim ekipmanlarının arızalanması hatalı ürün oranını artırabilmekte ve tamirde geçen süre nedeniyle ile üretim süresini azaltmaktadır. Arızaları en aza indirmek için makinelerin güvenilirliğinin modellenerek, modelden elde edilen tahminler doğrultusunda makine bakım planının belirlenmesi gerekmektedir. Bu çalışmada, Türkiye’de yatak kumaşı sektöründe faaliyet gösteren bir firmada, yuvarlak örme makinesinde kumaş üretimi esnasında meydana gelebilecek mekanik arızalar sayma süreçleri kullanılarak modellenmiştir. Çalışmada öncelikle geçmiş günlere ait üretim ve arıza kayıtları incelenerek üretimde gerçekleşen mekanik arızalar tespit edilmiş ve düzenlenmiştir. Grafikselsel yöntemler ve hipotez testleri kullanılarak yapılan trend analizleri sonucunda makinenin arızalanma davranışı için uygun modelin Homojen Olmayan Poisson Süreci (HOPS) olduğu belirlenmiştir. HOPS’un arıza yoğunluk fonksiyonu Kuvvet Yasası modeli ile ifade edilmiştir. Modelin yeterliliği R^2 ’ye dayalı uyum iyiliği testi ile gösterilmiştir. Modelden tahmin edilen güvenilirlik ölçütleri makinenin gittikçe daha sık arızalandığını ortaya çıkarmıştır. Bu durum üretim zamanı kaybı ve kalite kaybını en aza indirmek için makineye revizyon yapılması gerekliliğini göstermiştir. Bu çalışma örneğinde bakım planlanmasında güvenilirlik analizinin önemi görülmüştür.

ABSTRACT

One of the main factors affecting the quality of the product in production systems is the quality of the manufacturing process that produces the product. Failure of production equipment can increase the rate of faulty products and reduce the production time due to the time spent in repair. In order to minimize the failures, the reliability of the machines should be modeled and the machine maintenance plan should be determined in line with the predictions obtained from the model. The aim of this study is to model the mechanical failures that may occur during fabric production in a circular knitting machine in a company in the bedding fabric sector in Turkey by using counting processes. In the study, firstly, the production and failure records of the past days were examined and the mechanical failures in production were determined and arranged. As a result of trend analyzes using graphical methods and hypothesis tests, it has been determined that the appropriate model for the failure behavior of the machine is the Nonhomogeneous Poisson Process (HOPS). The failure density function of HOPS is expressed by the Power Law model. The adequacy of the model was demonstrated by the goodness-of-fit test based on R^2 . Reliability measures estimated from the model revealed that the machine was failing more and more frequently. This showed the necessity of overhauling the machine in order to minimize production time loss and quality loss. This study example demonstrates the importance of reliability analysis in maintenance planning.

DOI: <https://doi.org/10.30783/nevsosbilen.1196320>

Atıf/Cite as: Gülbahar, S., Kapan Ulusoy, S., ve Zeydan, M. (2023). Bir yuvarlak örme makinesinin güvenilirlik analizi. *Neşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi* 13(1), 291-308.

Giriş

Makinelerin plansız duruşları kapasiteyi doğrudan etkilediği için imalat sistemlerinde hayati bir öneme sahiptir. İşletmelerin daha verimli çalışabilmesi için, hata kaynaklı ve arıza kaynaklı üretim duruşlarını mümkün olan en az seviyeye indirmesi gerekir. Bundan dolayı makinelere uygulanacak bakım faaliyetleri önemini ciddi anlamda artmıştır (Çolak ve ark., 2017). Bakımın amacı, makine ve teçhizatın arıza yapmadan çalışmasını sağlamak ve ömürlerini uzatmaktır (Demirdöğen ve Küçük, 2013). Bakım planları yapılırken tahmin edilmesi gereken en önemli değişken sistemin güvenilirliğidir. Bir üretim hattının güvenilirliği, hem üretilen ürün miktarı hem de ürün kalitesiyle ilgilidir. Arızalar düşük verimle üretime, yüksek bakım maliyetlerine, kalite bozulmasına ve teslimat süresinin gecikmesine sebep olabilmektedir (Zhang ve ark., 2014). Bir imalat sisteminde arızaların sık olması güvenilirliği düşürmekte ve sonuç olarak kullanılabilirlik oranı da düşmektedir (Tsarouhas, 2012a). Bundan dolayı güvenilirlik analizi süreç kalitesinin iyileştirilmesinde önemli bir role sahiptir (Tsarouhas, 2010).

Güvenilirlik bir sistemin kendinden beklenen fonksiyonları istenen düzeyde, tanımlanan çalışma koşullarında ve istenen süre boyunca yerine getirme olasılığıdır (Meeker ve Escobar, 1998). Sistem çalışır durumda olmasına rağmen kendinden beklenen fonksiyonları istenen düzeyde yerine getiremiyorsa arızalandı demektir. Güvenilirlik analizinde sistemler tamir edilebilen ve edilemeyen olarak ikiye ayrılır ve bu iki grup tamamen farklı modeller kullanılarak analiz edilir. Bu çalışmada ele alınan sistem tamir edilebilen sistemdir. Tamir edilebilen sistem arızalandığında tüm sistem yenisi ile değiştirilmemek koşulu ile bakım uygulanarak yeniden kendinden beklenen fonksiyonları istenen düzeyde yerine getirebilen bir sistemdir. Tamir edilebilen sistemin ömrü çalıştığı ve bakımda olduğu dönemlerden oluşan stokastik bir süreçtir. Bu nedenle tamir edilebilen bir sistem için belirli bir zaman periyodundaki güvenilirliğinden bahsedilebilir ve bu güvenilirlik sistemin o periyot içinde hiç arıza yapmaması olasılığı olarak tanımlanır. Bu olasılık sistemin tüm tarihçesinden (sistemin tüm bakım kayıtlarından) etkilenmektedir. Sistemin tarihçesi H_t ile gösterilirse, $(t, t+s]$ zaman aralığındaki güvenilirliği şöyle yazılır (Ascher ve Feingold 1984):

$$R(t, t+s) \equiv \Pr\{N(t, t+s)=0 \mid H_t\} \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de $R(t, t+s)$ zaman periyodundaki güvenilirlik ve $N(t, t+s)$ zaman periyodunda ortaya çıkan arıza sayısıdır.

Tamir edilebilen sistemlerin güvenilirlik analizi sayma süreci modelleri kullanılarak yapılır. Bu amaçla en sık kullanılan sayma süreci modelleri Homojen Poisson Süreci (HPS), Yenilenme Süreci (YS) ve Homojen Olmayan Poisson Sürecidir (HOPS). HPS ve YS arıza yoğunluğunun sabit olduğu durumlarda kullanılırken HOPS arıza yoğunluk fonksiyonunun zamana göre değiştiği durumlarda kullanılır (Buğatekin, 2017). Tamir edilebilen bir sistemin güvenilirlik analizini yapabilmek için ilk adım, sistemin arızalanma davranışına uygun modelin belirlenmesidir. Bu amaçla öncelikle yapılması gereken işlem arızalar arası sürelerin (AAS) bağımsızlık ve özdeş dağılım varsayımlarını sağlayıp sağlamadığının kontrol edilmesidir. Bağımsızlık varsayımı AAS'lerin birbirinden bağımsız olduğunu, özdeş dağılım varsayımı ise AAS'lerin aynı olasılık dağılımına sahip olmasını ve dağılım parametrelerinin de aynı olmasını göstermektedir. Bu varsayımların geçerliliği farklı trend analizleri kullanılarak istatistiksel olarak incelenir. Sistemin arıza verileri her iki varsayımı da sağladığında, sistemin arızalanma davranışı HPS veya YS'den uygun olanıyla modellenenebilir. Ancak AAS'ler bağımsız ve özdeş dağılımlı olmadığında, yani trendin varlığı söz konusu olduğunda arıza süreci HOPS ile modellenenebilir (Wang ve Coit, 2005). Literatürde HOPS kullanılarak yapılan güvenilirlik analizlerine örnekler Tablo 1'de verilmiştir.

Bu çalışmada bir tekstil işletmesinde yer alan yuvarlak örme makinesinde meydana gelen mekanik arızalar uygun sayma süreci belirlenerek modellenmiştir. Modelin yeterliliği test edildikten sonra güvenilirlik ölçütleri olarak ortalama arıza sayısı ve en son arıza ile ortaya çıkacak olan bir sonraki arıza arasındaki ortalama süre tahmin edilmiştir. Hesaplanan güvenilirlik ölçütleri mevcut bakım planının değerlendirilmesinde kullanılmıştır.

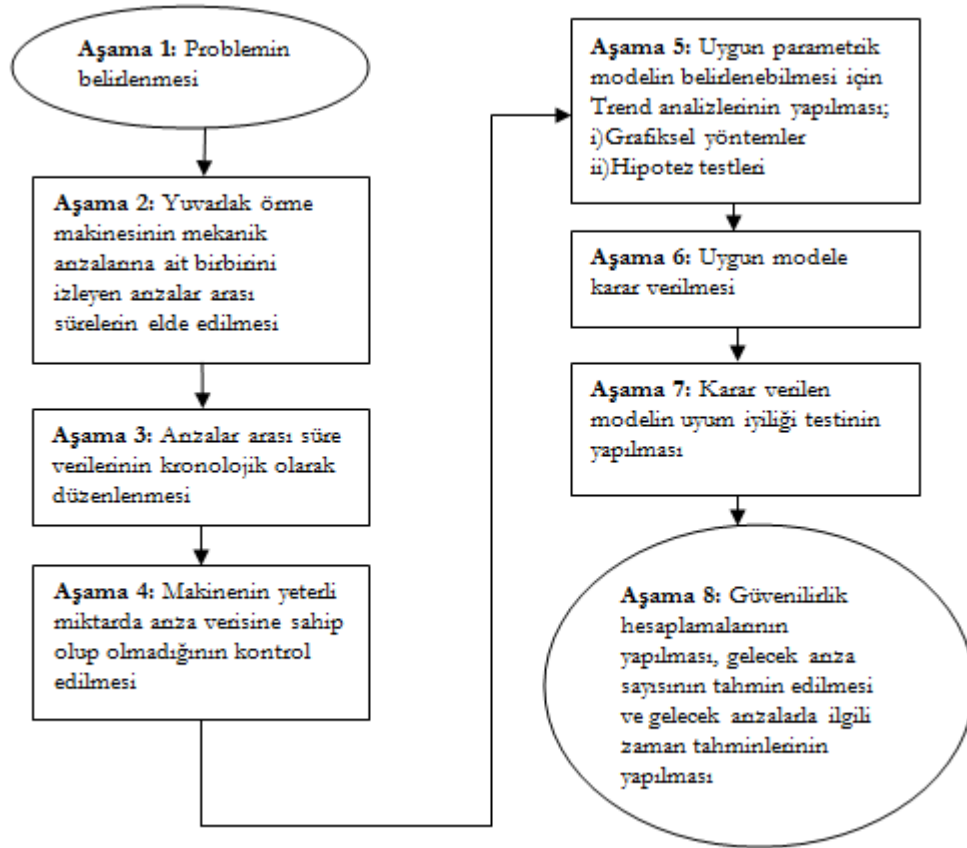
Tablo 1. Tamir Edilebilir Sistemlerde Homojen Olmayan Poisson Süreci (HOPS)'ni Kullanan Bazı Çalışmalar

Süreç Modelleri	Yıl	Yazar(lar)
	1992	Kumar U. and Klefsjö B
	1989	Hartler G.
Homojen	1989	Rigdon SE., & Basu AP.
Olmayan	2001	Saldanha PLC. et al.
Poisson Süreci	2009	Louit DM. et al.
	2014	Gonzalez CA. et al.
	2014	Block J. et al.
	2014	Van Dyck J. & Verdonck T.
	2016	Garmabaki AHS. et al.

Yöntem

Çalışmaya Ait İş Akışı

Tamir edilebilen bir sistemin güvenilirlik analizi yapılırken uygulanması gereken temel adımlar arıza verilerinin toplanması ve kronolojik olarak düzenlenmesi, uygun modelin belirlenmesi, belirlenen modelin parametrelerinin tahmin edilmesi, modelin yeterliliğinin değerlendirilmesi ve model kullanılarak güvenilirlik ölçütlerinin tahmin edilmesinden oluşmaktadır (Ascher and Feingold, 1984). Şekil 1'de bu adımların bizim problemimize uyarlanmış hali akış şeması olarak verilmiştir.



Şekil 1. Yuvarlak Örme Makinesinin Güvenilirlik Analizi

Sayma Süreçleri

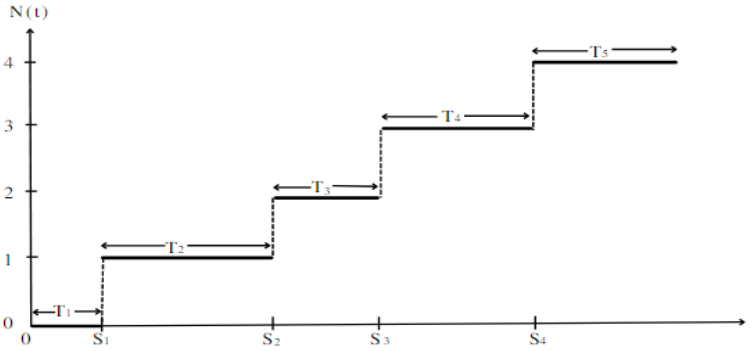
Tamir edilebilen sistemlerin güvenilirlik analizleri sayma süreçleri adı verilen stokastik modeller kullanılarak yapılır. Sayma süreçleri zaman içerisinde ortaya çıkan olayların sayısını modelleyen süreçlerdir. $N(t)$, t anına kadar (t dahil) ortaya çıkan olayların sayısı olmak üzere, $\{N(t), t \geq 0\}$ olarak gösterilen stokastik sürecin sayma süreci olabilmesi için $N(t)$ 'nin aşağıdaki koşulları sağlaması gerekmektedir (Ross, 1996):

- $N(t) \geq 0$
- $N(t)$ tam sayıdır.
- Eğer $s < t$ ise $N(s) \leq N(t)$
- $s < t$ için, $(s, t]$ arasında meydana gelen olay sayısı $[N(t) - N(s)]$ 'dir.

Güvenilirlik analizinde olaylar arızaları temsil etmektedir. Şekil 2'de, $t = 0$ zamanında devreye giren tamir edilebilir bir sistemde ortaya çıkan arızaların zamana göre grafiği çizilmiştir. Bu grafiğe zamana göre $N(t)$ grafiği (kısaca $N(t)$ - t grafiği olarak adlandırılacaktır) denir. Grafikte bir sayma sürecini tanımlayan 3 temel rastlantı değişkeni görülmektedir. Değişkenlerin tanımları şöyledir:

- $N(t)$: $(0, t]$ zaman aralığında ortaya çıkan arıza sayısı,
- T_i : $(i-1)$. ve i . arıza arasındaki süre, $i = 1, 2, \dots$
- S_n : n . arızanın ortaya çıktığı zaman, $n = 1, 2, \dots$

$N(t)$ - t grafiği merdiven şeklindedir ve uygun modelin belirlenmesinde kullanılan yöntemlerden birisidir.



Şekil 2. Sayma Süreci (Rausand ve Hoyland, 2004)

Şekil 2'deki zaman ölçeği, eğer tamir süreleri ihmal edilebilir (sistemin aktif çalışma zamanlarına kıyasla tamir sürelerinin çok kısa olduğu durum) ise takvim zamanı olarak kabul edilir. Eğer tamir süreleri ihmal edilemiyorsa zaman ölçeği makinenin aktif çalışma süresi olarak kabul edilmelidir.

Bir sayma sürecini tanımlamak için ilk önemli fonksiyon sürecin yoğunluk fonksiyonudur. Yoğunluk fonksiyonu bir zaman noktasında veya o zaman noktasını içeren çok küçük bir zaman aralığında arıza ortaya çıkma olasılığının bilgisini içermektedir (Rigdon ve Basu, 2000). Yoğunluk fonksiyonunun matematiksel ifadesi Eşitlik (2)'de verilmiştir:

$$z(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(N(t, t+\Delta t) \geq 1)}{\Delta t} \quad (2)$$

Bir sayma süreci için ikinci önemli fonksiyon ise arızaların ortaya çıkma hızı (AOÇH) fonksiyonudur. AOÇH, belli bir t zamanına kadar ortaya çıkan ortalama olay sayısı $E[N(t)]$ ile gösterildiğinde, $E[N(t)]$ 'in zamana göre 1. türevidir. AOÇH, $w(t)$ ile gösterilirse Eşitlik (3)'de belirtildiği gibi hesaplanır:

$$w(t) = \frac{dE[N(t)]}{dt} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{E[N(t+\Delta t) - N(t)]}{\Delta t} \quad (3)$$

Birinci türevin yorumuna göre $w(t)$ zamana göre ortalama arıza sayısındaki değişim miktarını vermektedir. AOÇH'nin ölçü birimi birim zamanda ortaya çıkan arıza sayısıdır.

Bir sayma süreci için aynı anda birden fazla arıza ortaya çıkmıyorsa böyle süreçlere *olağan süreçler* denir. Olağan süreçler için yoğunluk fonksiyonu ve AOÇH eşittir. Bir sistem zamana göre daha sık arızalanıyorsa bu iki fonksiyon zamana göre artan trende, daha seyrek arızalanıyorsa azalan trende sahiptir. Sistemin arızalanma eğilimi zamana göre değişmiyorsa yoğunluk fonksiyonu ve AOÇH sabit kalır.

Homojen Olmayan Poisson Süreci (HOPS)

Tamir edilebilen bir sistemin arızalanma eğilimi zamana göre değişiyorsa, güvenilirliğini modellemek için sıklıkla kullanılan model HOPS'dur. Sistem zaman içerisinde daha sık veya daha seyrek arızalanıyorsa aynı büyüklükteki zaman dilimlerinde ortaya çıkacak olay sayılarının olasılık dağılımı zamana göre değişeceği için HOPS modeline durağan olmayan Poisson süreci de denilmektedir (Kuo ve Zuo, 2003). Bu modelin temel varsayımı, arızanın giderilmesi için yapılan bakımın, sistemi bozulmadan hemen önceki haline geri getirmesidir. Güvenilirlik literatüründe bu bakım *asgari bakım* ve asgari bakım sonrasındaki sistemin durumu *eskisi kadar kötü* olarak adlandırılır.

HOPS düzenli bir sayma sürecidir, bu nedenle arıza yoğunluk fonksiyonu ve AOÇH eşittir. Sistem zamana göre daha sık arızalandığında AAS'ler azalma, daha seyrek arızalandığında ise AAS'ler artma eğilimi gösterecektir. Bu nedenle AAS'ler bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olmayacaklardır. Arıza yoğunluk fonksiyonu ve AOÇH, AAS'lerin trendinin tersi yönde trende sahip olacaktır.

HOPS'u belirleyen temel fonksiyon arıza yoğunluk fonksiyonu $z(t)$ 'dir. Literatürde en sık kullanılan $z(t)$ fonksiyonu Kuvvet Yasası fonksiyonudur (Akpınar, 2020; Lutfiah İsmail, 2014). Kuvvet Yasası fonksiyonundan sonra sıklıkla kullanılan $z(t)$ fonksiyonları doğrusal ve logaritmik doğrusal fonksiyonlardır. Diğer modeller için Rausand ve Høyland, 2004'e bakılabilir. Bu üç model dışında daha esnek modeller ise Ryan, 2003'te geliştirilmiştir.

Kuvvet Yasası modeli için $z(t)$ ve $w(t)$ fonksiyonu Eşitlik (4)'de verilmiştir.

$$z(t)=w(t)=\frac{\beta}{\theta}\left(\frac{t}{\theta}\right)^{\beta-1}, \quad \theta>0, \beta>0, t\geq 0 \quad (4)$$

Burada, θ ve β modelin sırasıyla ölçek ve şekil parametreleridir. Şekil parametresinin değeri AAS'lerin eğilimini belirler.

- Eğer $0 < \beta < 1$ ise AAS'ler artan trende sahiptir
- Eğer $\beta = 1$ ise model HPS'ne dönüşür.
- Eğer $\beta > 1$, ise AAS'ler azalan trende sahiptir

Kuvvet Yasası modelinde $1/\theta^\beta = \lambda$ dersek, $z(t)$ ve $w(t)$ fonksiyonlarının diğer parametrizasyonunu elde ederiz. Bu parametrizasyon Eşitlik (5)'de verilmiştir.

$$z(t) = w(t) = \lambda\beta t^{\beta-1}, \quad \lambda>0, \beta>0 \quad (5)$$

Kuvvet yasası modelinin parametrelerini tahmin ederken verinin gözlem planını bilmek gerekmektedir. Tamir edilebilir sistemlerde verilerin toplanmasında iki farklı gözlem planı vardır (Chen, 2004):

- **Arıza sonlu veri:** Sistem n tane arıza ortaya çıkana kadar gözlemlenir. Bu durumda arıza sayısı önceden n olarak belirlendiği için bu veri setinde rassal olan gözlem süresidir.
- **Zaman sonlu veri:** Sistem önceden belirlenen bir t süresince gözlemlenir. Gözlem süresi t önceden belirlendiği için bu veri setinde rassal olan arıza sayısı n' dir.

Bu iki gözlem planı için en çok olabilirlik fonksiyonu ve buna bağlı olarak parametrelerin en çok olabilirlik tahmin edicileri farklıdır (Rigdon ve Basu, 2000). Güvenilirlik analizi çalışmalarında genellikle çalışmanın yapılacağı zamana kadar ortaya çıkan tüm bakım verileri kullanıldığı için bu durumun gözlem planı zaman sonlu duruma uymaktadır. Zaman sonlu veri setinden hesaplanan parametrelerin en çok olabilirlik tahmin edicileri Eşitlik (6)'da verilmiştir. Eşitlikte t_0 toplam gözlem süresi ve n ise bu gözlem süresinde ortaya çıkan arıza sayısını göstermektedir.

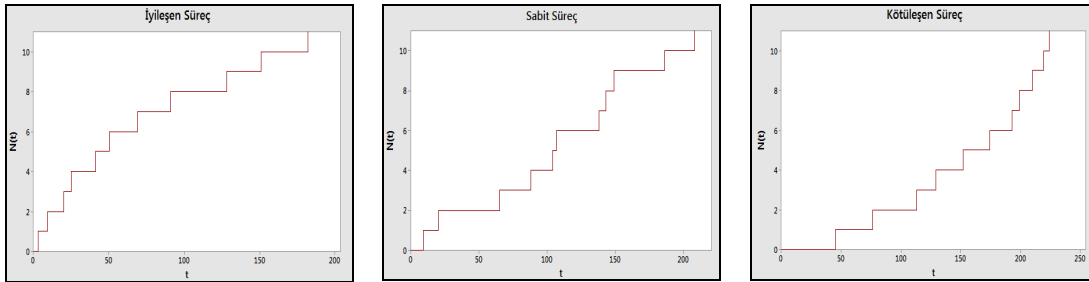
$$\hat{\beta} = \frac{n}{n \ln t_0 - \sum_{i=1}^n \ln s_i} \quad \hat{\lambda} = \frac{n}{t_0^{\hat{\beta}}} \quad (6)$$

En çok olabilirlik fonksiyonu ve hesaplamaların detayları Crowder vd. tarafından 1991'de verilmiştir.

Trend Testleri

Tamir edilebilir bir sistemin arızalanma davranışına uygun olan sayma süreci modelinin belirlenebilmesi için AAS'lere trend analizinin yapılması gerekmektedir. Trend testleri, arıza verilerinde zamanla birlikte anlamlı bir şekilde artış veya azalış olup olmadığını tespit edebilmek için kullanılmaktadır (Wang ve Coit, 2005). Trend analizi grafiksel yöntemler ve hipotez testleri ile yapılmaktadır. Grafiksel yöntemler verinin genel eğilimini ve eğer varsa olağan dışı durumları belirlemede kullanılır (Nelson, 2003). N(t)-t grafiği bu bilgileri sağlamakta güçlü bir grafikdir. N(t)-t grafiğinin şekline göre arızaların hangi ortaya çıkma eğilimine sahip olduğuna karar verilebilir. Şekil 3'de N(t)-t grafiğinin farklı formları verilmiştir.

- N(t)-t grafiği konkav ise AOÇH zamanla azalan bir fonksiyondur. Bu durumda AAS'ler zaman içinde artış göstermektedir. Yani sistem yaşlandıkça daha seyrek arızalanmaktadır (Mutlu sistem/İyileşen süreç).
- N(t)-t grafiği doğrusal ise AOÇH zaman göre sabittir ve AAS'ler de trend yoktur.
- N(t)-t grafiği konveks ise AOÇH zamanla artan bir fonksiyondur. Bu durumda AAS'ler zaman içinde azalış eğilimindedir. Yani sistem yaşlandıkça daha sık arızalanmaktadır (Üzgün sistem/Kötüleştiren süreç).



Şekil 3. İyileşen, Sabit ve Kötüleştiren Süreç için N(t)-t Grafiği (Rigdon ve Basu, 2000)

Veri yapısı içerisinde trendin varlığını tespit etmek için birçok istatistiksel test vardır. Bu testlerden en yaygın olarak kullanılanlar Askeri el Kitabı, Laplace ve Anderson-Darling testleridir. Bu testler için sıfır hipotezi H_0 :Uygun model HPS (Trend yok) ve alternatif hipotez H_1 :Monoton trendli HOPS uygun modeldir (Trend var) şeklindedir. Bu testlerden Anderson Darling testi monoton olmayan trendi yakalamakta en güçlü testtir (Kvaloy ve Lindqvist, 1998). Uygun modele karar verirken trend testleri ve N(t)-t grafiği birlikte değerlendirilmelidir. Çünkü trend olmadığı halde uygun model HPS değil de YS ise bu testler H_0 hipotezini reddedebilir. H_0 hipotezi reddedildiği halde N(t)-t grafiği yaklaşık olarak doğrusal ise YS uygun modeldir. YS'nin uygun model olup olmadığını test etmek için en çok kullanılan testler Mann-Kendall (Mann, 1945; Kendall, 1970) ve Lewis-Robinson (Lewis ve Robinson, 1974) testleridir.

Hipotez testlerinde doğru olan H_0 hipotezinin reddedilme olasılığına birinci tip hata denmektedir. Hipotezin p değeri ise gözlemlenen birinci tip hatadır. (Montgomery, 2013). Test istatistiğinin değerini tablo değeri ile karşılaştırmak yerine, gerçekleşen ve göze alınan birinci tip hatanın değeri karşılaştırılarak hipotez testinin sonucuna karar verilebilir. Genelde göze alınan birinci tip hata 0.05'dir. Bu nedenle gözlemlenen birinci tip hata yani p değeri 0,05'den küçük olduğunda H_0 reddedilir. Yukarıda adı geçen tüm hipotez testleri bu şekilde değerlendirilebilirler.

Uygulama

Problemin Tanımı

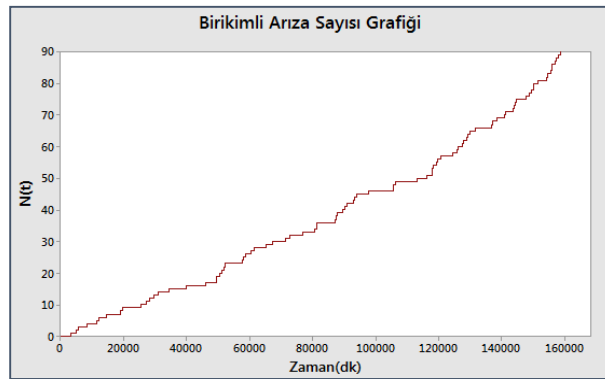
Yuvarlak örme makinelerinde üretim faaliyetlerini gerçekleştirirken farklı sebeplerden dolayı birçok duruş meydana gelmektedir. Bir makinede duruşun ne zaman olacağı tahminlenmesi, duruşa etki eden faktörlerin çokluğu ve bunların etkilerini belirlemenin güçlüğü nedeniyle kolay olmamaktadır. Bir makinede duruşun meydana gelmesi stokastik bir süreçtir. Bu anlamda arıza ve tamir verileri kullanılarak makinelerde yapılan güvenilirlik analizleri, bir makinenin hangi sıklıkta arızalandığı ve ne kadar sürede yeniden çalışır hale geldiğinin değerlendirilmesinde önemlidir.

Bu çalışmadaki amaç, bir yuvarlak örme makinesinde kumaş üretimi esnasında meydana gelebilecek mekanik arızaların sayma süreçleri kullanılarak modellenmesidir. Çalışma, Türkiye'de yatak kumaşı sektöründe faaliyet gösteren bir firmada gerçekleştirilmiştir. Fabrikada 3 vardiya olarak 24 saat boyunca çalışılmaktadır. Periyodik olarak pazar günleri makine ve ekipman parçalarının haftalık bakımları ve onarımları yapılmaktadır. Güvenilirlik modelinin oluşturulmasında yuvarlak örme makinesine ait 5,5 aylık takvim zamanına denk gelen bakım verisi kullanılmıştır. 5,5 aylık takvim zamanı makinenin bakımı için harcanan süreler çıkarıldığında 159136 dakikalık (110,5 günlük) aktif çalışma süresine denk gelmektedir. Bu süre içerisinde toplam 91 adet arıza ortaya çıkmıştır.

Trend Analizi ve Güvenilirlik Modeli

Yuvarlak örme makinesi için ilk olarak $N(t)$ -t grafiği çizilerek verinin genel eğilimi belirlenmiş ve daha sonra gözlemlenen arızalanma eğiliminin istatistiksel olarak anlamlılığının test edilmesi için hipotez testleri uygulanmıştır. Yuvarlak örme makinesinin mekanik arızalarına yönelik güvenilirliğini modellemek üzere kullanılan 2019 yılına ait 5,5 aylık AAS verileri Tablo 2'de gösterilmektedir. Verilerin ölçüğü makinenin çalışma zamanı cinsindedir. Tabloda AAS başlığı altında (t-1). ve t. arıza arasındaki süre, birikimli arıza süresi (BAAS) başlığı altında ise arızanın ortaya çıktığı çalışma saati verilmiştir. Örneğin 2. arızadan sonra makine 920 dk çalışmış ve 5603. çalışma saatinde 3.arıza ortaya çıkmıştır.

Yuvarlak örme makinesi için birikimli arıza sayısı grafiği Şekil 4'de gösterilmektedir. Grafik konveks bir yapıya sahiptir. Yani makineler yaşlandıkça daha sık arızalanmaktadır. Grafikte herhangi bir olağandışı durum görülmemektedir.



Şekil 4. Yuvarlak Örme Makinesinin Birikimli Arıza Sayısı Grafiği

Grafiksel yöntemle verilerin genel eğilimi hakkında bilgi edindikten sonra, yuvarlak örme makinesi arıza verileri için Laplace, Askeri El Kitabı ve Anderson Darling testleri uygulanmıştır. Testlerin sonuçları Tablo 3’de gösterilmektedir. Bu tablodan görüldüğü gibi, yuvarlak örme makinesi için bütün testlerin p-değeri, 0,05’den küçük olduğundan sıfır hipotezleri (H_0 :Uygun model HPS (Trend yok)) reddedilmiştir. Bu da bu makinenin arıza verilerinin bir HPS’yi takip etmediği anlamına gelir. Ancak veriler yine de trendsiz olabilir (yani uygun model YS olabilir). Dolayısıyla yuvarlak örme makinesi Mann-Kendall testine tabi tutulmuştur. Mann-Kendall testinin sonucu Tablo 4’de gösterilmektedir.

Tablo 2. Analizde Kullanılan Veriler

BAS	AAS	BAAS	BAS	AAS	BAAS	BAS	AAS	BAAS
1	2935	2935	32	1397	72758	63	1218	129018
2	1748	4683	33	4027	76785	64	311	129329
3	920	5603	34	3717	80502	65	748	130077
4	2499	8102	35	693	81195	66	1531	131608
5	3295	11397	36	174	81369	67	5211	136819
6	717	12114	37	5631	87000	68	189	137008
7	2258	14372	38	437	87437	69	1383	138391
8	4337	18709	39	300	87737	70	2611	141002
9	957	19666	40	1797	89534	71	349	141351
10	5608	25274	41	524	90058	72	2278	143629
11	1657	26931	42	940	90998	73	243	143872
12	1088	28019	43	1946	92944	74	418	144290
13	1471	29490	44	318	93262	75	400	144690
14	1417	30907	45	768	94030	76	3141	147831
15	3328	34235	46	3619	97649	77	1112	148943
16	5384	39619	47	7847	105496	78	382	149325
17	6399	46018	48	245	105741	79	716	150041
18	3289	49307	49	703	106444	80	199	150240
19	155	49462	50	6679	113123	81	1252	151492
20	954	50416	51	3087	116210	82	2921	154413
21	678	51094	52	1578	117788	83	192	154605
22	716	51810	53	322	118110	84	1210	155815
23	399	52209	54	210	118320	85	100	155915
24	5549	57758	55	1163	119483	86	234	156149
25	116	57874	56	197	119680	87	1038	157187
26	810	58684	57	923	120603	88	295	157482
27	1718	60402	58	3971	124574	89	564	158046
28	973	61375	59	1343	125917	90	764	158810
29	3920	65295	60	111	126028	91	326	159136
30	1897	67192	61	1610	127638			
31	4169	71361	62	162	127800			

Not. AAS: Arızalar Arası Süre (dk), BAS: Birikimli Arıza Sayısı (adet), BAAS: Birikimli Arızalar Arası Süre (dk)

Tablo 3. Yuvarlak Örme Makinesi için Askeri El Kitabı Testi ve Laplace Testi Sonuçları

Askeri El Kitabı Testi			Laplace Testi			Anderson Darling Testi		
Test İstatistiği	P-Değeri	Karar	Test İstatistiği	P-Değeri	Karar	Test İstatistiği	P-Değeri	Karar
138,40	0,019	H_0 red	2,97	0,003	H_0 red	5,23	0,002	H_0 red

Tablo 4. Yuvarlak Örme Makinesi için Mann-Kendall Test İstatistiği

Mann-Kendall Testi			
Hesaplanan $\pm Z$ değeri	P-Değeri % 5 anlamlılık düzeyinde	Karar	Kategori Grupları
-3,39057	0,000	H_0 red	Monotonik trend (azalan) / (Kötüleşen süreç)

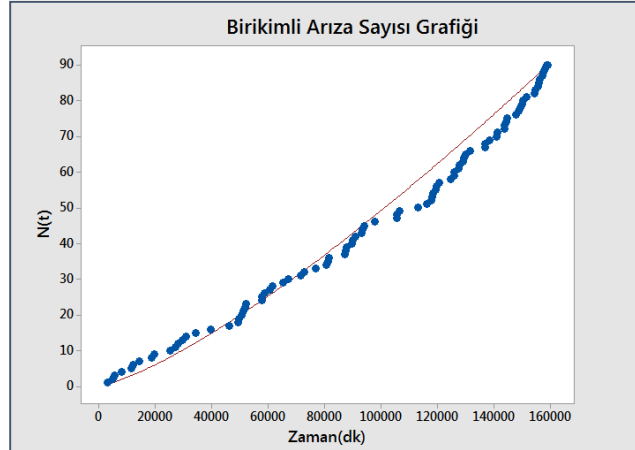
Tablo (4)'den görüldüğü gibi, Mann-Kendall testinin sıfır hipotezi (H_0 : RP/Trend yok) yuvarlak örme makinesi için reddedilmiştir. Tabloda Mann-Kendall testine göre yuvarlak örme makinesinin arızalar arası sürelerinde azalan bir trend gözlenmiştir bu da $N(t)$ -t grafiğinin sonucunu teyit etmektedir. Makine yaşlandıkça daha sık arızalanmaktadır. Bu durumda makinenin güvenilirlik tahmini için HOPS modelinin uygun olduğuna karar verilmiştir.

Birikimli arıza sayısı grafiği ve trend test sonuçlarına dayanarak AAS verilerinin modellenmesinde HOPS modelinin kullanılmasına karar verilmiştir. HOPS için yoğunluk fonksiyon farklı matematiksel formlar alabildiği için kullanılacak yoğunluk fonksiyonuna da karar verilmesi gerekmektedir. Birikimli arıza sayısının konveks olması nedeni ile HOPS'un Kuvvet Yasası yoğunluk fonksiyonuna karar verilmiştir. Kuvvet Yasası yoğunluk fonksiyonu polinom yapıda olduğu için oldukça esnek ve farklı arızalanma davranışlarını modelleyebilir. Kuvvet Yasası modelinin parametrelerini tahmin etmek için en çok olabilirlik tahmin yöntemi kullanılmıştır. Parametrelerin en çok olabilirlik tahminleri Tablo 5'de gösterilmiştir. Şekil parametresi β 'nin tahmini yaklaşık olarak 1,3'dür. β 'nin %95 güven aralığı kritik olan 1 değerini içermediği için modele göre makine yaşlandıkça daha sık arızalanmaktadır. $N(t)$ -t grafiğinden de aynı sonuç bulunmuştur. Ölçek parametresi θ yaklaşık olarak 5002 olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 5. Kuvvet Yasası Model Parametreleri Tahmini

Parametre	Tahmin	Hata	95% Güven Aralığı	
			Alt	Üst
Şekil (β)	1,30054	0,137	1,05779	1,59900
Ölçek (θ)	5001,82	1868,725	2404,98	10402,7

Modelden tahmin edilen ortalama birikimli arıza sayısı grafiği Şekil 5'de verilmiştir. Şekildeki noktalar gerçek verileri, çizgi ise modelden tahmin edilen değerleri göstermektedir. Şekil 5'den model tahminlerinin gerçek verilere oldukça yakın olduğu görülmektedir.



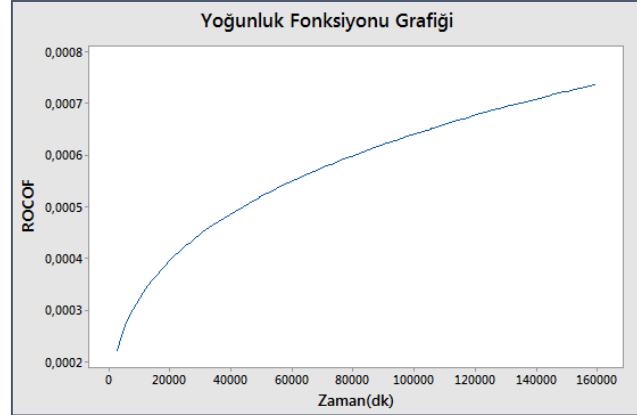
Şekil 5. Birikimli Arıza Sayısı Grafiği

Kuvvet Yasası modeli için farklı zaman dilimlerindeki AOÇH değerleri Tablo 6'da gösterilmiştir. Örneğin 5000 dakikalık çalışma süresini tamamlayan bir makine 1 dakikalık bir çalışmada ortalama 0,00026 kez mekanik arızaya maruz kalacaktır. Bu oldukça düşük bir değerdir. Tablo 6'daki değerler incelendiğinde AOÇH'un zaman içerisinde yavaş bir artış gösterdiği görülmektedir.

Tablo 6. AOÇH, (w(t))

Zaman (t) (dk)	w(t) (duruş/dk)
5000	0,0002600
10000	0,0003202
20000	0,0003944
30000	0,0004455
40000	0,0004857
50000	0,0005194

AOÇH'nin grafiği Şekil 6'da gösterilmiştir. Beklendiği gibi AOÇH zamana göre artmaktadır. Grafiğin konkav yapısı AOÇH'nin zamana göre azalarak arttığını göstermektedir.

**Şekil 6.** Yoğunluk Fonksiyonu Grafiği

Model parametrelerini kullanarak belirli bir aralıkta ortaya çıkan ortalama arıza sayısı Eşitlik (7)'deki formül ile hesaplanır (Kuo ve Zuo, 2003):

$$E[N(t)] = m(t) = \int_0^t \frac{\beta}{\theta} \left(\frac{t}{\theta}\right)^{\beta-1} dt = \frac{t^\beta}{\theta^\beta} \quad (7)$$

Burada $\hat{\beta} = 1,30054$ ve $\hat{\theta} = 5001,82$ parametre tahminlerini yerine koyduğumuzda $m(t) = \frac{t^{1,30054}}{5001,82^{1,30054}}$ olur. Tablo 7'de farklı zaman periyotlarında ortaya çıkan ortalama arıza sayıları verilmiştir. Örneğin t = 0'dan t = 10000. dk ya kadar (10000. dk dahil) ortalama arıza sayısı, $m(10000) = 2,5$ adet olacaktır.

Tablo 7. Ortalama Arıza Sayıları

Süre(dk)	Ortalama arıza sayısı(adet)
5000	1
10000	2,5
20000	6,1
30000	10,3
40000	14,9
50000	20

Makinenin belli bir zaman periyodundaki güvenilirliği Eşitlik (8) kullanılarak hesaplanır. HOPS modeli için herhangi bir $(t_1, t_2]$ aralığında ortaya çıkan arızaların sayısı $\int_{t_1}^{t_2} w(t)dt$ ortalamalı bir Poisson dağılımına sahip olduğu için, bu zaman periyodunda hiç arıza olmaması olasılığı (yani sistemin güvenilirliği) şöyle hesaplanır:

$$R(t_1, t_2) = P[N(t_2) - N(t_1) = 0] = \frac{(\int_{t_1}^{t_2} w(t) dt)^0 e^{-\int_{t_1}^{t_2} w(t) dt}}{0!} = e^{-\int_{t_1}^{t_2} w(t) dt} = e^{-[\int_0^{t_2} w(t) dt - \int_0^{t_1} w(t) dt]} = e^{-[m(t_2) - m(t_1)]} \quad (8)$$

Örneğin, (0,1000) aralığında güvenilirlik Eşitlik (9)'daki gibi hesaplanır:

$$R(0,1000) = e^{-[m(1000) - m(0)]} = e^{-(0,1-0)} = 0,9048 \quad (9)$$

Burada $m(t) = (1,546E-05)(t)^{1,30054}$ dir. Farklı zaman aralıkları için güvenilirlik düzeyleri Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8. Farklı Zaman Aralıkları için Güvenilirlik Düzeyleri

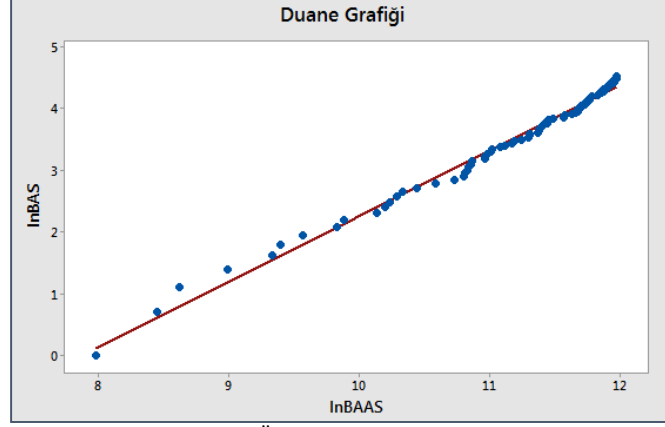
Zaman Aralığı (t ₁ ,t ₂)	R(t ₁ ,t ₂)
0-1000	0,9048
1500-2500	0,8187
3500-4500	0,7408

Tablo 8' de zaman aralıkları eşit olsa da güvenilirlik değerleri zamanla azalmaktadır. Bu durumun başlıca sebebi AAS'lerin azalan bir trend göstermesidir. Yani sistemin zaman içerisinde daha sık arızalanmasıdır.

Kuvvet Yasası Modelinin Uyum İyiliği Testi

Yuvarlak örme makinesinin mekanik arızaları için oluşturulan Kuvvet Yasası modeli Şekil 5'in ışığında yeterli görünmektedir. Ancak bunu mümkünse istatistiksel hipotez testleri ile de teyit etmek gerekir (Köle ve Gökpinar, 2014). Modelin veriye uygunluğu uyum iyiliği testleri ile belirlenir. Uyum iyiliği testleri, verilerin varsayılmış bir modelden ne kadar saptığını bir ölçü birimi yardımı ile ölçerek ve bu farkı yokluk hipotezi (H₀) altındaki dağılımdan elde edilen değerle kıyaslar (Yıldırım, 2013). En çok kullanılan uyum iyiliği testleri Ki-kare testi, Cramer-Von Mises testi, Kolmogorov-Smirnov testi, Anderson-Darling testi ve R²'ye dayalı uyum iyiliği testleridir (Cirrone ve ark., 2004). Bu testlerden R²'ye dayalı uyum iyiliği testi hariç diğerleri parametrik olmayan testlerdir (Du, 2008). Parametrik testlerin uygulanabilmesi için örneklerin geldikleri yığınların dağılımlarının bilinmesi gereklidir (Yıldırım, 2013). Parametrik test varsayımlarının sağlanamadığı durumlarda parametrik olmayan testler tercih edilmelidir. Ayrıca parametrik testler, nonparametrik testlere göre istatistiksel gücü yüksek olan testlerdir (Uzgören ve Elevli, 2010).

N(t)-t grafiğine ek olarak, arızaların ortaya çıkmasında belirgin bir iyileşme veya bozulma eğilimi varsa Duane Grafiği, HOPS Kuvvet Yasası modelinin verilerle tutarlı olup olmadığına dair görsel bir kontrol sağlayacaktır (Tobias, 2022). Gaudoin ve diğerleri tarafından geliştirilen ve Duane grafiğinde yer alan regresyon doğrusunun belirlilik katsayısına dayalı olan R² uyum iyiliği testi, Kuvvet Yasası modeli için oldukça basit ve güçlü bir testtir (Gaudoin ve ark., 2003). Bu nedenle bu çalışmada Kuvvet Yasası modelinin uygunluğunun araştırılmasında R²'ye dayalı uyum iyiliği testi kullanılmıştır.



Şekil 7. Yuvarlak Örme Makinesi için Duane Grafiği

Kuvvet Yasası modelinin uyum iyiliği testi için çizilen Duane grafiği Şekil 7’de gösterilmiştir. Şekil 7, log-log skala üzerinde birikimli arıza sayılarının (BAS), birikimli arızalar arası süreler (BAAS) karşı grafiği olup, regresyon doğrusu üzerindeki tahmin değerleri t zamanındaki ortalama birikimli arıza sayısını gösterir. Tablo 9’da basit doğrusal regresyon analizi tahmin sonuçları gösterilmektedir. Hesaplanan R^2 değeri 0,991 olmak üzere regresyon eşitliği $\ln BAS = -8,367 + 1,062 \ln BAAS$ olarak elde edilmiştir. Regresyon parametresinin $1,062 > 1$ olması, makinelerin güvenilirliğinin kötüye gittiği anlamına gelmektedir. Duane grafiğinin noktaları yaklaşık olarak düz bir çizgi etrafında dağılmıştır. Bu da Kuvvet Yasası modelinin uygun olduğunu işaret etmektedir (Kuo ve Zuo, 2003). Belirlilik katsayısı oldukça yüksek olmakla birlikte ($R^2 = 0,991$), 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. $n=91$ (yaklaşık olarak 90 alınmıştır) ve $\alpha = 0,05$ için, R_{α}^2 kritik değerleri tablosundan bulunan değer 0,925’dir (Gaudoin ve ark., 2003). $R^2=0,991 > R_{0,05}^2=0,925$ olduğundan 0,05 anlam düzeyinde sıfır hipotezi reddedilemez ve verilere Kuvvet Yasası modelinin uygun olduğuna karar verilir.

Tablo 9. Regresyon Analizi Sonuçları

Model	Standartlaştırılmamış Katsayılar			
	B	Std. Hata	t	Anlamlılık düzeyi
Sabit	-8,367	0,122	-68,33	0,000
lnBAAS	1,062	0,0109	97,57	0,000

Not. Bağımlı değişken: lnBAS

Bulgular

Yuvarlak örme makinesinin bir sonraki arızasının ne zaman ortaya çıkacağı ilgilenilen ilk güvenilirlik ölçütüdür. Gelecek arızanın ortaya çıkacağı zamanın tahmini Eşitlik (10)’da verilmiştir (Jones, 1995).

$$\hat{t}_{n+1} = \left(t_n^{\hat{\beta}} + \frac{1}{\hat{\lambda}} \right)^{\frac{1}{\hat{\beta}}} \quad (10)$$

$$= \left(159136^{1,30054} + \frac{1}{1,546E-05} \right)^{\frac{1}{1,30054}} = (5887172,9)^{0,768911} = 160493,83 \text{ dk} \quad (11)$$

Buna göre Eşitlik (11)’den hesaplanan bir sonraki arızanın ortaya çıkma zamanının tahmini $\hat{t}_{n+1} = 160493,83$ aktif çalışma dakikasdır. Makine bu süreye ulaşmadan önleyici bakıma alınırsa makinenin arızası engellenmiş olacaktır. Tablo 10’da 92. – 103. arızalar için arızalar arası sürelerin tahminleri verilmiştir. Arızalar arası süreler

Eşitlik (10) kullanılarak hesaplanan arızaların ortaya çıkma zamanlarından bulunmuştur. Örneğin 92. ve 93. arızalar arasındaki süre $\hat{X}_{93} = \hat{t}_{93} - \hat{t}_{92}$ olarak hesaplanır. Yuvarlak örme makinesi gittikçe daha sık arızalandığı için arızalar arasındaki süreler azalmaktadır. 1 günlük aktif çalışma zamanı $24*60 = 1440$ dakikadır. Tablo 10'da verilen arızalar arası süreler bu değerle karşılaştırıldığında makinenin yaklaşık olarak her gün bozulduğu sonucuna ulaşılır.

Tablo 10. Gelecek Arızalar Arası Sürelerin Tahmini

BAS	Tahmini Arızalar Arası Süre
92	1357,83
93	1354,386
94	1350,988
95	1347,636
96	1344,327
97	1341,06
98	1337,836
99	1334,653
100	1331,509
101	1328,405
102	1325,338
103	1322,309

Bir sonraki dönem için arıza sayılarının tahmini değeri, ilgilenilen ikinci güvenilirlik ölçütüdür. Verilerde en son arıza makinenin çalışma süresi cinsinde 159136. dakikada ortaya çıkmıştır. Bu zamandan itibaren yine makinenin çalışma süresi cinsinden gelecek 10 günlük süre periyodunda ortaya çıkacak olan ortalama arıza sayısının hesaplanması Eşitlik (12) - Eşitlik (14) arasında gösterilmiştir.

$$\int_{t_1}^{t_2} w(t)dt = m(t_2) - m(t_1) \text{ ise gelecek dönemde 10 günlük periyotta} \quad (12)$$

$$10 \text{ gün} = 10 * 1440 = 14400 \text{ dk, } 159136 + 14400 \quad (13)$$

$$\int_{159136}^{173536} w(t)dt = m(173536) - m(159136) = 100,7 - 90 = 10,7 \text{ adet} \quad (14)$$

Yapılan tahmin çalışması sonucunda; Eşitlik (14)'den elde edilen gelecek 10 günlük aktif çalışma süresinde ortaya çıkması muhtemel arıza sayısı 10,7 adettir. Bu sayıyı üste yuvarlarsak ortalama 11 kez arıza verecektir. Bu tahmin de yukarıda vardığımız sonucu desteklemektedir. Makine yaklaşık olarak günde bir kere bozulmaktadır. Bunun nedeni yapılan bakımın *asgari tamir* olmasıdır. Bu sonuçlar makineye revizyon yapılması gerektiğini göstermektedir.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Yapılan bu çalışmada bir yuvarlak örme makinesinin mekanik arızalarının güvenilirlik analizi yapılmıştır. Sistemin güvenilirliğini analiz etmek için HOPS'nin özel bir durumu olan Kuvvet Yasası modeli arıza verilerini değerlendirmede kullanılmıştır. İşletmenin geçmiş yıllarına ait verileri dikkate alınarak, değişik zaman periyotlarında beklenen arıza sayıları için tahminleme yapılmış ve sonuçlar elde edilmiştir. Yapılan tahminler makineye uygulanan tamirin asgari tamir olduğunu göstermektedir. Makineye her pazar günü uygulanan temizlik ve yağlamayı içeren bakımın yeterli olmadığı görülmektedir. Makineye revizyon yapılması makinenin durumu *yeni gibi iyi* haline getirecektir. HOPS modeli anlatılırken de belirtildiği gibi, arızalarda sadece arızanın sebep olduğu parça veya parçalar değiştirilmektedir. Bu nedenle her tamirden sonra makinenin durumu *eski kadar kötü* olmaktadır. Gittikçe sıklaşan arızalar hem üretim süresinin kaybına hem de hatalı ürün oranının

artmasına sebep olabilmektedir. Bu durumu düzeltebilmek için makineye zaman zaman revizyon uygulanması gerekmektedir. Revizyon süresinin belirlenmesi için arıza maliyetlerinin ve tamir sürelerinin kaydedilmesi gerekmektedir. Karşılaşılan maliyetler ve istenen güvenilirlik düzeyi belirlenerek optimum revizyon süresi tahmin edilmelidir. Revizyon süresinin belirlenmesi gerekli veriler toplanarak bir sonraki çalışmada yapılacaktır. Bu değerlendirmeler sonucunda, işletmenin tahmin yöntemi sonuçlarından faydalanarak makine duruşları meydana gelmeden önce üretimini aksatmadan faaliyetlerini sürdürebilmesi öngörülmüştür. Farklı zaman periyotları için arıza sayıları ve bir sonraki arıza süresi tahminlerine dayanarak bakımın planlanması makinelerin güvenilirlik düzeylerini arttıracaktır. Güvenilirlik analizinin sonucuna göre hazırlanan bir bakım planı arızalar nedeni ile ortaya çıkan üretim süresi kaybı ve kalite kayıplarını en aza indirecektir. Yapılan çalışma örneğinde tamir edilebilen bir sistemin güvenilirliğinin modellenmesinin önemi görülmektedir. Ancak güvenilirlik analizinin yapılabilmesi için bakım verilerinin düzenli ve doğru olarak tutulması gerekmektedir. Maliyet ve güvenilirlik göze alınarak optimum revizyon süresinin belirlenebilmesi için arıza ile ilgili tüm maliyetlerin ve bakım sürelerinin de kaydedilmesi gerektiğinin altı çizilmelidir. Kısa vadede geliştirilen modelin bir pilot çalışma olarak kabul edilip daha fazla veri ile modelleme yapılması halinde işletme genelinde bakım planlamasının düzenlenmesinde başarılı sonuçlar vereceği düşünülmektedir. Ayrıca veri madenciliği teknikleri ile modelin doğruluğunun başarı oranının arttırılacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

- Akpınar, A. (2020). *Homojen olmayan poisson süreci ile bir bankaya ait atm makinasının güvenilirliğinin test edilmesi*. [Yüksek Lisans Tezi, Fırat Üniversitesi, Elazığ]. Ulusal Tez Merkezi.
- Ascher, H., & Feingold, H. (1984). *Repairable systems modelling, inferences, misconceptions and their causes*. Marcel Decker.
- Block, J., Ahmadi, A., Tyrberg, T., & Kumar, U. (2014). Fleet-level reliability of multiple repairable units: a parametric approach using the power law process. *International Journal of Performability Engineering*, 10(3), 239-250. <http://www.ijpe-online.com/EN/10.23940/ijpe.14.3.p239.mag>
- Buğatekin, A. T. (2017). Homojen olmayan poisson süreci ile bir makinenin güvenilirliğinin test edilmesi. *Fırat Üniversitesi Mühendislik Bilimleri Dergisi*, 29(1), 207-211. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/fumbd/issue/29393/314657>
- Chen, Z. (2004). *Bayesian and empirical bayes approaches to power law process and microarray*. [University of South Florida Ph. D. Thesis, United States of America].
- Cirrone, G. A. P., Donadio, S., Guatelli, S., Mantero, A., Mascialino, B., Parlati, S., ...& Viarengo, P. (2004). A goodness-of-fit statistical toolkit. *IEEE Transactions on Nuclear Science*, 51(5), 2056-2063. <https://doi.org/10.1109/TNS.2004.836124>
- Crowder, M. J., Kimber, A. C., Sweeting, T. J., & Smith, R. L. (1991). *Statistical analysis of reliability data*. Routledge.
- Çolak, M., Çetin, T., & Atılgan, A. (2017). Mobilya endüstrisinde tamir bakımın önemi ve bir uygulama. *Akademia Mühendislik ve Fen Bilimleri Dergisi*, 2(3), 60-70.
- Demirdöğen, O., & Küçük, O. (2013). *Üretim işlemler yönetimi*. Detay Yayıncılık.
- Du, J. (2008). *Evaluation of equipment reliability, availability and maintainability in an oil sands processing plant*. [University of British Columbia Doctoral dissertation, Kanada].
- Garmabaki, A. H. S., Ahmadi, A., Block, J., Pham, H., & Kumar, U. (2016). A reliability decision framework for multiple repairable units. *Reliability Engineering & System Safety*, 150, 78-88. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2016.01.020>
- Gaudoin, O., Yang, B., & Xie, M. (2003). A simple goodness-of-fit test for the power-law process, based on the Duane plot. *IEEE Transactions on Reliability*, 52(1), 69-74. <https://doi.org/10.1109/TR.2002.805784>

- Gonzalez, C. A., Torres, A., & Rios, M. A. (2014, 10-13 September). *Reliability assessment of distribution power repairable systems using HOPS*. In 2014 IEEE PES Transmission & Distribution Conference and Exposition, Latin America (PES T&D-LA).
- Hartler, G. (1989). The nonhomogeneous Poisson process-a model for the reliability of complex repairable systems. *Microelectronics Reliability*, 29(3), 381-386. [https://doi.org/10.1016/0026-2714\(89\)90624-0](https://doi.org/10.1016/0026-2714(89)90624-0)
- Jones, R. B. (1995). *Risk based management: a reliability centered approach*. Gulf Professional Publishing.
- Kendall, M. G. (1970). *Rank correlation methods*. Griffin.
- Köle, C., & Gökpınar, F. (2014). Üstel dağılıma uygunluk için bazı uyum iyiliği testlerinin 1. tip hata ve güçleri bakımından kıyaslanmaları. *Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 16(3), 318-326. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sdufenbed/issue/20799/222088>
- Kumar, U., & Klefsjö, B. (1992). Reliability analysis of hydraulic systems of LHD machines using the power law process model. *Reliability Engineering & System Safety*, 35(3), 217-224. [https://doi.org/10.1016/0951-8320\(92\)90080-5](https://doi.org/10.1016/0951-8320(92)90080-5)
- Kuo, W., & Zuo, M. J. (2003). *Optimal reliability modelling, principles and applications*. John Wiley and Sons, Inc.
- Kvaloy, J. T., & Lindqvist, B. H. (1998). TTT-based tests for trend in repairable systems data. *Reliability Engineering & System Safety*, 60(1), 13-28. [https://doi.org/10.1016/S0951-8320\(97\)00099-9](https://doi.org/10.1016/S0951-8320(97)00099-9)
- Lewis, P. A., & Robinson, D. W. (1974). *Testing for a monotone trend in a modulated renewal process*. In: Proschan F, Serfling RJ, editors. *Reliability and Biometry*. Philadelphia: SIAM.
- Louit, D. M., Pascual, R., & Jardine, A. K. (2009). 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), 1618-1628. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2009.04.001>
- Lutfiah İsmail, A. T. (2014). Testing the performance of the power law process model considering the use of regression approach. *International Journal of Software Engineering and Applications*, 5(5), 35-46. <https://doi.org/10.5121/ijsea.2014.5503>
- Mann, H. (1945). Nonparametric tests against trend. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 13(3), 245–259. <https://doi.org/10.2307/1907187>
- Meeker, W.Q., & Escobar, L.A. (1998). *Statistical methods for reliability data*. John Wiley and Sons, Inc.
- Montgomery, D. C. (2013). *Applied statistics and probability for engineers*. John Wiley and Sons, Inc.
- Nelson, W. B. (2003). *Recurrent events data analysis for product repairs, disease recurrences, and other applications*. Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Rausand, M., & Høyland, A. (2004). *System reliability theory: models, statistical methods, and applications*. John Wiley and Sons, Inc.
- Rigdon, S. E., & Basu, A. P. (1989). The power law process: a model for the reliability of repairable systems. *Journal of Quality Technology*, 21(4), 251-260. <https://doi.org/10.1080/00224065.1989.11979183>
- Rigdon, S. E., & Basu, A. P. (2000). *Statistical methods for the reliability of repairable systems*. John Wiley and Sons, Inc.
- Ross, S. M. (1996). *Stochastic processes*. John Wiley and Sons, Inc.
- Ryan, K. J. (2003). Some flexible families of intensities for non-homogeneous poisson process models and their bayes inference. *Qual. Reliab. Engng. Int*, 19, 171–181. <https://doi.org/10.1002/qre.520>
- Saldanha, P. L. C., De Simone, E. A., & E Melo, P. F. F. (2001). An application of non-homogeneous poisson point processes to the reliability analysis of service water pumps. *Nuclear engineering and design*, 210(1-3), 125-133. [https://doi.org/10.1016/S0029-5493\(01\)00412-5](https://doi.org/10.1016/S0029-5493(01)00412-5)

- Tobias, P. (2022). *Statistical Methods Group*, SEMATECH. <https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/apr/section2/apr223.htm>
- Tsarouhas, P. H., & Arvanitoyannis, I. S. (2010). Assessment of operation management for beer packaging line based on field failure data: a case study. *Journal of Food Engineering*, 98(1): 51-59. <https://doi.org/10.1016/j.jfoodeng.2009.12.007>
- Tsarouhas, P. (2012a). Reliability, availability and maintainability analysis in food production lines: a review. *International Journal of Food Science & Technology*, 47(11), 2243-2251. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2621.2012.03073.x>
- Uzgören, N., & Elevli, S. (2010). Homojen olmayan poisson süreci: bir maden makinesinin güvenilirlik analizi. *Journal of the Faculty of Engineering & Architecture of Gazi University*, 25(4), 827-837. <https://dergipark.org.tr/pub/gazimmfd/issue/6686/88607>
- Van Dyck, J., & Verdonck, T. (2014). Precision of power-law HOPS estimates for multiple systems with known failure rate scaling. *Reliability Engineering & System Safety*, 126, 143-152. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2014.01.019>
- Yıldırım, N. (2013). *Normal dağılım için uyum iyiliği testleri ve bir simülasyon çalışması*. [Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi, Ankara]. Ulusal Tez Merkezi.
- Zhang, D., Zhang, Y., Yu, M., & Chen, Y. (2014). Reliability defects identification of serial production systems: application to a piston production line. *Arabian Journal for Science and Engineering*, 39(12), 9113-9125. <https://doi.org/10.1007/s13369-014-1426-7>
- Wang, P., & Coit, D. W. (2005, 24-27 January). *Repairable systems reliability trend tests and evaluation*. In Annual Reliability and Maintainability Symposium, Proceedings.

Teşekkür

Çalışmada kullanılan verilerin temini ve çalışmanın yürütülmesinde desteklerinden dolayı Tekstil firmasına ve fabrika müdürü Ömer Karamahmut'a teşekkür ederiz.

EXTENDED SUMMARY

In the textile industry, quality control is of great importance at every stage of production. Unplanned downtimes are one of the most challenging forecasts that affect the efficiency of the production process. Unplanned downtimes are when equipment is scheduled for production but not operating due to unplanned events. It is often caused by power outages, equipment failures, *mechanical and electronic failures*, unscheduled maintenance, lack of operators or materials, and operating system failures. Frequent stoppages of machines due to unplanned downtimes in fabric production cause loss of production and high costs. Unplanned downtimes, which have a stochastic behavior structure, are not easily predicted and have a great negative impact on production efficiency. In this sense, reliability analyzes made on machines using fault and repair data are important in evaluating how often a machine failing and how long it takes to become operational again.

The aim of this study is to model the mechanical failures that may occur during fabric production in a circular knitting machine in a company in the bedding fabric sector in Turkey by using counting processes. The system discussed in this study is a repairable system. It is a system that can perform the expected functions at the desired level by applying maintenance, provided that the whole system is not replaced with a new one when the repairable system fails. Reliability analysis of repairable systems is done using *Counting Process* models. The most commonly used counting process models for this purpose are Homogeneous Poisson Process (HPS), Renewal Process (YS) and Non-homogeneous Poisson Process (HOPS). The first step in performing a reliability analysis of a repairable system is to determine the model suitable for the failure behavior of the system. For this purpose, the first thing to do is to check whether the time between failures (AAS) provides *independence and identical distribution* assumptions. If there is a trend in the AASs, the assumption of independent and identical distribution will not be satisfied. Whether there is a trend in AASs is determined by trend analysis. When the failure data of the system satisfies both assumptions, the failure behavior of the system can be modeled with the appropriate one from HPS or YS. However, the failure process can be modeled with HOPS when the AASs are not independent and identically distributed, that is, the presence of a trend.

Trend tests are used to detect whether there is a significant increase or decrease in failure data over time. Trend analysis is done with graphical methods and hypothesis tests. Graphical methods are used to determine the general trend of the data and, if any, anomalies. There are many statistical tests to detect the presence of a trend within the data structure. The most commonly used of these tests are the Military-Handbook, Laplace and Anderson-Darling tests. For these tests, the null hypothesis is H_0 : appropriate model HPS (No trend) and alternative hypothesis H_1 : appropriate model HOPS with monotone trend (trend is present). While deciding on the appropriate model, trend tests and graphical methods should be evaluated together. Because although there is no trend, if the appropriate model is YS rather than HPS, these tests may reject the H_0 hypothesis. If the H_0 hypothesis is rejected, if the graph of the number of failure versus time is approximately linear, YS is the appropriate model. Mann-Kendall and Lewis-Robinson tests are the most used tests to test whether the YS is a suitable model.

In the study, firstly, the production and failure records of the past days were examined and the mechanical failures in production were determined and arranged. For the related analysis were used 5,5-month failure data of the circular knitting machine. During this period, a total of 91 failures occurred. For the circular knitting machine, firstly, the general trend of the data was determined by graphical methods and then hypothesis tests were applied to test the statistical significance of the observed failure trend. As a result of trend analyzes using graphical methods and hypothesis tests, it has been determined that the appropriate model for the failure behavior of the machine is the Nonhomogeneous Poisson process (HOPS). The failure density function of HOPS is expressed by the Power Law model. Because the Power Law density function is polynomial, it is very flexible and can model different failure behaviors. The maximum likelihood estimation method was used to estimate the parameters of the power law model. According to the maximum likelihood estimates of the parameters, the machine fails more frequently as it ages. The adequacy of the model was demonstrated by the goodness-of-fit test based on R^2 . Goodness of fit test based on R^2 is a parametric test. Parametric tests are tests with higher statistical power than nonparametric tests. After evaluating the adequacy of the model, reliability measures were estimated using the model. Reliability measures estimated from the model revealed that the machine was failing more and more frequently. This showed the necessity of overhauling the machine

in order to minimize production time loss and quality loss. As a result of these evaluations, it is foreseen that the enterprise will be able to continue its activities without interrupting its production before machine downtimes occur by utilizing the results of the estimation method. Planning the maintenance based on the number of failures for different time periods and forecasts of the next downtime will increase the reliability levels of the machines. It is thought that if the model developed in the short term is accepted as a pilot study and modeled with more data, it will yield successful results in the organization of maintenance planning throughout the enterprise. In addition, this study example demonstrates the importance of reliability analysis in maintenance planning.