



Paper Type: Original Article

# Proposing a Framework for Reliability Estimation Using a Proportional Hazards Model Based on Diesel Engine Condition Monitoring Data

Seyyed Mohammad Reza Miraei<sup>1</sup>, Saeed Ramezani<sup>1</sup>, Hamzeh Soltanali<sup>1\*</sup> 

<sup>1</sup> Department of Industrial Engineering, Faculty of Engineering, Imam Hossein University, Tehran, Iran; mohammadrezamiraei@ihu.ac.ir; ramezani.sr@gmail.com; soltanali.hamzeh@yahoo.com.

## Citation:

Received: 23 October 2023

Revised: 03 January 2024

Accepted: 05 February 2024

Miraei, S. M. R., Ramezani, S., & Soltanali, H. (2024). Proposing a framework for reliability estimation using proportional hazards model based on diesel engine condition monitoring data. *Journal of Quality Engineering and Management*, 14(1), 1-17.

## Abstract


**Purpose:** This study aims to improve diesel engine reliability estimation by using a risk-based model that incorporates key environmental factors, especially wear particles in engine oil, for more accurate analysis than traditional time-based methods.

**Methodology:** The Proportional Hazards Model (PHM) was used to assess engine reliability based on oil wear particle counts. The Harrell and Lee test checked model assumptions, and the Wald test validated coefficients. Reliability was then compared across two engine groups under different conditions.

**Findings:** The study's results showed that incorporating risk factors, such as the level of wear particles in engine oil, increases the accuracy of reliability estimation for diesel engines. Specifically, it was found that engine age, maintenance status, and operational conditions significantly impact reliability, such that worn-out engines reach lower levels of reliability more quickly. The proposed model, by providing a more precise analysis, can serve as an effective tool for optimizing maintenance scheduling and preventing unexpected failures in industrial systems.

**Originality/Value:** This research's primary distinction lies in integrating qualitative data on the internal condition of the engine (wear particles in oil) with advanced PHM models. This approach has been less addressed in previous studies. This approach, by linking condition-based data analysis with reliability analysis, opens new horizons for condition-based maintenance planning.

**Keywords:** Reliability, Proportional hazards model, Condition monitoring of diesel engines, Oil analysis, Weibull distribution, Operational condition assessment of diesel engines.

 Corresponding Author: soltanali.hamzeh@yahoo.com

 10.48313/jqem.2024.214729



Licensee System Analytics. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>).



## ارایه چارچوبی برای محاسبه قابلیت اطمینان با استفاده از مدل خطرات نسبی

### با محوریت داده‌های پایش وضعیت موتور دیزل

سید محمد رضا میرایی<sup>۱</sup>، سعید رضائی<sup>۱</sup>، حمزه سلطانه‌لی<sup>۱\*</sup>

<sup>۱</sup> گروه مهندسی صنایع، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه امام حسین (ع)، تهران، ایران.

#### چکیده

**هدف:** این مطالعه با هدف بهبود برآورد قابلیت اطمینان موتورهای دیزل، از طریق یک مدل مبتنی بر ریسک انجام شده که عوامل محیطی کلیدی به‌ویژه ذرات فرسایشی موجود در روغن موتور را برای تحلیلی دقیق‌تر نسبت به روش‌های سنتی مبتنی بر زمان لحاظ می‌کند. روش‌شناسی پژوهش: مدل خطرات نسبی<sup>۱</sup> برای ارزیابی قابلیت اطمینان موتور بر اساس ذرات فرسایشی موجود در روغن به‌کار گرفته شد. آزمون *Lee و Harrell* برای بررسی مفروضات مدل و آزمون *Wald* برای اعتبارسنجی ضرایب استفاده شد. در نهایت، قابلیت اطمینان بین دو گروه موتور با شرایط عملیاتی متفاوت مقایسه شد.

**یافته‌ها:** نتایج تحقیق نشان داد که لحاظ کردن فاکتورهای ریسک، مانند سطح ذرات فرسایشی در روغن موتور، موجب افزایش دقت در برآورد قابلیت اطمینان موتورهای دیزل می‌شود. به‌طور خاص مشخص شد که سن، وضعیت تعمیرات و شرایط عملیاتی تأثیر معناداری بر قابلیت اطمینان دارند به‌گونه‌ای که موتورهای فرسوده سریع‌تر به سطح پایین‌تری از قابلیت اطمینان می‌رسند. مدل پیشنهادی با فراهم‌سازی تحلیلی دقیق‌تر، می‌تواند ابزار موثری برای بهینه‌سازی زمان‌بندی تعمیرات و پیشگیری از خرابی‌های ناگهانی در سیستم‌های صنعتی باشد. **اصالت/ارزش افزوده علمی:** تمایز اصلی این تحقیق در تلفیق داده‌های کیفی مرتبط با وضعیت داخلی موتور (ذرات فرسایشی در روغن) با مدل‌های آماری پیشرفته *PHM* است که در تحقیقات پیشین کمتر مورد توجه قرار گرفته‌اند. این رویکرد با ایجاد پیوند بین تحلیل داده‌های شرایط عملکردی و تحلیل قابلیت اطمینان، افق‌های جدیدی در برنامه‌ریزی نگهداری مبتنی بر وضعیت فراهم می‌کند.

کلیدواژه‌ها: قابلیت اطمینان، مدل خطرات نسبی، پایش وضعیت موتور دیزل تحلیل روغن، توزیع ویبول، ارزیابی وضعیت عملیاتی موتور دیزل.

#### ۱- مقدمه

در بسیاری از صنایع مانند صنایع اتومبیل، هسته‌ای و هوایی، سیستم‌ها قابلیت تعمیرپذیری دارند و اغلب در معرض نیاز به تعمیر و نگهداری ناقص قرار می‌گیرند. در کشورهای پیشرفته که از نظر فنی، تکنولوژیکی یا سیاسی محدودیت چندانی در تامین ماشین‌آلات و قطعات ندارند، فناوری‌های

<sup>۱</sup> Proportional Hazards Model (PHM)

پیشرفته نگهداری و تعمیرات به شکل گسترده‌ای در صنایع به کار گرفته می‌شوند؛ اما در بسیاری از کشورهایی که با محدودیت‌های تجهیزاتی یا ساخت مواجه‌اند، استفاده از روش‌های نوین نگهداری و تعمیرات کم‌تر مورد توجه قرار می‌گیرد [1].

موفقیت سازمان‌ها در ارائه خدمات و بهبود کیفیت آن‌ها به عوامل متعددی بستگی دارد. در این راستا، داشتن یک سیستم نگهداری و تعمیرات موثر که به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی در عملکرد هر سازمان محسوب می‌شود، ضروری است. نگهداری و تعمیرات به‌عنوان یکی از پایه‌های اصلی بهره‌وری شناخته می‌شود و می‌تواند به‌عنوان یک فرهنگ که هدف آن بهبود شرایط موجود است، معرفی گردد. این فرهنگ به کارکنان می‌آموزد که چگونه بهترین مسیر را برای دستیابی به حداکثر بازدهی انتخاب کنند. اولین و مهم‌ترین گام برای اجرای موفقیت‌آمیز نگهداری و تعمیرات پیشگیرانه، برنامه‌ریزی و اجرای فعالیت‌های نگهداری و تعمیرات بر اساس وضعیت تجهیزات است. از طریق روش‌های ارزیابی وضعیت، می‌توان معایب و مشکلات احتمالی و بالقوه تجهیزات را تشخیص داد [1]. ارزیابی قابلیت اطمینان چنین سیستم‌هایی به‌طور کلی با مشاهده شکست‌های آن‌ها انجام می‌شود که می‌تواند عواقب شرایط بد محیطی باشد. بنابراین مدل‌سازی ریاضی داده‌های خطا همراه با دیگر عوامل خطر ضروری می‌شود. تحقیقاتی موجود عمدتاً دو نوع مدل برای مقابله با چنین شرایطی ارائه می‌دهند.

۱. مدل‌های نگهداری ناقص (کلاسیک)<sup>۱</sup>

۲. مدل‌های خطر متناسب (مبتنی بر فاکتور ریسک)<sup>۲</sup>

مدل‌های مورد اشاره دودسته اصلی از مدل‌ها برای مدل‌سازی قابلیت اطمینان و تحلیل داده‌های طول عمر هستند و ابزارهای مهمی در مدل‌سازی و تحلیل مسایل عملی صنعتی به شمار می‌روند. در برخی موارد، برای افزایش دقت و صحت تحلیل قابلیت اطمینان، از ترکیب دو مدل مختلف استفاده می‌شود. این مدل‌ها شامل مدل‌های نگهداری ناقص، مانند توزیع ویبول<sup>۳</sup>، هستند که تنها مدت‌زمان وقوع خرابی را مدنظر قرار می‌دهند؛ اما برای تحلیل دقیق‌تر خرابی، ضروری است که عوامل ریسک (پارامترهای خطر) نیز در نظر گرفته شوند؛ در غیر این صورت، پیش‌بینی قابلیت اطمینان سیستم به‌درستی انجام نمی‌شود. برای این منظور، مدل‌های خطر متناسب که اثرات عوامل ریسک، مانند شرایط محیطی و ذرات فرسایشی در روغن را به‌عنوان متغیرهای کمکی در کنار داده‌های خرابی در نظر می‌گیرند، می‌توانند به بهبود دقت پیش‌بینی عمر سیستم کمک کنند. با استفاده از این مدل‌ها، ارتباط بین عوامل ریسک و خرابی سیستم شناسایی شده و امکان پیش‌بینی بهتر و برنامه‌ریزی بهینه برای نگهداری سیستم فراهم می‌شود [2].

رگرسیون کاکس برخلاف مدل‌های پارامتری، نیازی به فرض توزیع مشخصی برای زمان شکست ندارد و به تحلیل بقا بر اساس داده‌های واقعی می‌پردازد. این ویژگی انعطاف‌پذیری بیشتری برای در نظر گرفتن عوامل چندگانه تأثیرگذار بر قابلیت اطمینان موتورهای دیزل، به‌ویژه در محیط‌های پیچیده و چالش‌برانگیز فراهم می‌کند. نتیجه این رویکرد دقیق‌تر در پیش‌بینی قابلیت اطمینان، امکان برنامه‌ریزی بهینه‌تر برای نگهداری و تعمیرات را فراهم کرده و به کاهش هزینه‌های عملیاتی و افزایش عمر مفید تجهیزات منجر می‌شود. از جمله نوآوری این تحقیق می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

۱. ارائه رویکردی جدید برای مقایسه قابلیت اطمینان بین دو گروه از موتورهای دیزل با شرایط نگهداری متفاوت (موتورهای با سن و کارکرد بالا در مقابل موتورهای جدید و موتورهای که تعمیرات اساسی را به‌تازگی تجربه کرده‌اند).
۲. کاهش عدم قطعیت در محاسبه قابلیت اطمینان از طریق در نظر گرفتن داده‌های واقعی و ریسک‌های عملیاتی که در روش‌های قبلی محاسبه نمی‌شدند.

<sup>1</sup> Traditional imperfect maintenance

<sup>2</sup> Proportional Hazard Models (PHM)

<sup>3</sup> Weibull distribution

## ۲- پیشینه تحقیق

## ۲-۱- استفاده از مدل‌های کلاسیک

قم قلعه و همکاران [3] قابلیت اطمینان را به حوزه مهندسی معدن معرفی کرد. در دهه بعد، کومار و همکاران [4] یک فرآیند یکپارچه برای تحلیل قابلیت اطمینان ناوگان بارگیری که شامل سه دستگاه *LHD* است، ارائه کردند. لو و لویس [5] برای محاسبه قابلیت اطمینان و متوسط زمان بین خرابی‌ها، از توزیع ویبول و گراف ویبول استفاده نمودند. دولاس و دشموک [6] در مقاله‌ای به تحلیل قابلیت اطمینان سیستم خنک‌کننده موتور دیزل با استفاده از کمپرسور پرداختند. آن‌ها از داده‌های زمان تا خرابی سیستم خنک‌کننده و روش تحلیلی حداقل مربعات با استفاده از توزیع ویبول و نرم‌افزار *Minitab 16.1R* برای تخمین پارامتر استفاده کردند [6]. بهاردواج و همکاران [7] در تحقیق خود به بررسی قابلیت اطمینان موتور لوکوموتیو دیزل با استفاده از توزیع ویبول با استفاده از نرم‌افزار *PTC Windchill-11* پرداخته است. ناجی و همکاران [8] به تجزیه و تحلیل قابلیت اطمینان یک موتور دیزل دریایی *FBM* مدل ۳۸ با استفاده از توزیع ویبول پرداختند. گو و همکاران [9] به بررسی قابلیت اطمینان تجهیزات کنترل ایمنی و اضطراری در معادن بر اساس تابع توزیع سه پارامتری ویبول، همراه با ویژگی‌های عمر مفید تجهیزات سیلندر قدرت و شیر برقی پنوماتیک موجود در سیستم‌های ایمنی معدن را تجزیه و تحلیل می‌کنند.

مطالعات موجود در حوزه نگهداری و تعمیرات به‌طور معمول عوامل مهمی مانند شرایط محیطی، استفاده نادرست، فشار زیاد بر تجهیز، استفاده از روغن نامناسب و عدم هم‌محوری مناسب پس از تعمیر را نادیده گرفته‌اند. این عوامل می‌توانند بر میزان ذرات فرسایشی موجود در روغن موتور (موتور دیزل) تاثیرگذار باشند. تاکنون، تحقیقات بیشتر بر جنبه‌های زمانی (پارامتریک) خرابی تمرکز داشته‌اند. برای بررسی دقیق‌تر تاثیرات عوامل مختلف بر تجهیزات، نیاز به روش‌های تحلیلی جامع‌تری وجود دارد که شامل اندازه‌گیری وضعیت، شناسایی نقاط ضعف و ارائه راهکارهای بهینه می‌شود. این روش‌ها به بهبود نگهداری و تعمیرات کمک کرده و از خرابی‌های غیرمنتظره جلوگیری می‌کنند. روانکار در تجهیزات مانند خون در بدن عمل می‌کند؛ علاوه بر حذف آلودگی‌ها، مواد موردنیاز قطعات مانند عوامل ضدسایش، مقاوم به فشار و محافظ در برابر خوردگی را تامین می‌کند.

## ۲-۲- استفاده از مدل‌های مبتنی بر ریسک

مدل کاکس، توسط کاکس [10] معرفی شد. پیش‌بینی می‌شد که این مدل در حوزه‌های قابلیت اطمینان و علوم پزشکی کاربرد گسترده‌ای خواهد داشت و واقعا چنین اتفاقی رخ داد. ابتدا، این مدل توسط پژوهشگران به‌منظور پزشکی و اندازه‌گیری تاثیر شرایط مختلف بر سلامت و فرآیند بهبود بیماران استفاده شد. از این مدل در ابتدا برای مدل‌سازی فرآیند خرابی در اجرا راکتور آب سبک استفاده شد. جاردین و همکاران [11] برای تجزیه و تحلیل داده‌های خرابی کشتی و هواپیما، از یک مدل استفاده نمودند که برای محاسبه تابع مخاطره یک سیستم، به‌صورت یک تابعی از شاخص‌های شرایط سیستم عمل می‌کرد. تحلیل و مدل‌سازی مخاطرات در حوزه حمل‌ونقل دریایی و هوایی از اهمیت بالایی برخوردار است. بررسی و پیش‌بینی خرابی‌ها و حوادث احتمالی در این صنایع می‌تواند بهبود ایمنی و عملکرد سیستم‌ها را بهبود بخشد. در این راستا، به‌منظور ارزیابی مخاطرات و تجزیه و تحلیل داده‌های خرابی در صنایع حمل‌ونقل، از یک مدل محاسبه مخاطره استفاده نمودند. این مدل، تابعی است که براساس شاخص‌های شرایط سیستم، میزان مخاطره را برای سیستم مورد بررسی محاسبه می‌کند. در واقع، با ارتباط دادن وزن‌دهی مناسب به شاخص‌های مختلف، مدل قادر است تاثیر هر شاخص بر مخاطره را تعیین نماید.

این تابع مخاطره به‌صورت تحلیلی یا احتمالی محاسبه می‌شود و امکان پیش‌بینی خرابی‌ها و حوادث آتی را فراهم می‌کند. برای ارتقای دقت و صحت مدل، از داده‌های خرابی کشتی و هواپیما استفاده کردند. این داده‌ها شامل اطلاعاتی درباره شرایط و وقایع قبل از خرابی، جزئیات فنی سیستم‌ها، عوامل احتمالی مخاطره‌زا و نتایج نهایی خرابی بودند. با استفاده از این داده‌ها، مدل قادر به ارزیابی مخاطرات و تحلیل میزان خطرات مربوط به شرایط خاص سیستم‌ها شد [11].

استفاده از مدل محاسبه مخاطره در این تحقیق، به محققان و متخصصان حوزه حمل‌ونقل امکان می‌دهد تا درک بهتری از ریسک‌ها و مخاطرات مرتبط با عملکرد سیستم‌ها داشته باشند. این اطلاعات می‌تواند به طراحی بهتر سیستم‌های ایمن‌تر و بهبود روش‌ها و فرآیندهای پیشگیری و مدیریت مخاطرات کمک کند [11]. کومار و کلفسجو [4] یک بررسی جامع از مدل نرخ مخاطرات متناسب را ارائه دادند که به‌طور کامل مورد مرور قرار

گرفت. هدف اصلی این مدل، در نظر گرفتن تاثیر شرایط محیطی در تحلیل قابلیت اطمینان بود. پس از معرفی اساس مدل، کومار و کلفسجوروش‌های تخمین پارامترهای رگرسیون و تعیین تابع نرخ مخاطره پایه را به طور جامع شرح دادند. علاوه بر این، در مطالعه خود، دو نوع آزمون ترسیمی و تحلیلی را برای ارزیابی نیکویی برازش مدل معرفی کردند.

در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲، قدرتی و همکاران [12-16] به طور نخستین، از مدل خطرات متناسب در مدیریت قطعات یدکی ماشین‌آلات معدنی بهره‌برداری نمودند. این مدل، به منظور تحلیل و ارزیابی خطرات مرتبط با قطعات یدکی ماشین‌آلات معدنی به کار می‌رود. علاوه بر این، برآبادی [13] در تحلیل قابلیت اطمینان ناوگان استخراجی معدن بوکسیت، از مدل نرخ مخاطرات متناسب لایه‌بندی شده استفاده کرد. این مدل، جهت تخمین نرخ مخاطرات و ارزیابی قابلیت اطمینان ناوگان استخراجی به کار گرفته شد.

در این تحقیق، وانگ و همکاران [14] از یک نرم‌افزار مدل‌سازی خطرات متناسب به عنوان ابزار اصلی خود استفاده نمودند. این نرم‌افزار به منظور ارزیابی مزایای بالقوه یک سیاست تعمیر و نگهداری مبتنی بر شرایط برای موتورهای دیزلی خودروهایی نظامی به کار گرفته شد. در این مطالعه، محققان با استفاده از این نرم‌افزار، مدل‌های خطرات مرتبط با شرایط مختلف موتورهای دیزلی را بررسی کردند و مزایای احتمالی اجرای سیاست تعمیر و نگهداری مبتنی بر شرایط را برآورد کردند.

فرولی و همکاران [15]، تمرکز اصلی این پژوهشگران بر روی ارزیابی قابلیت اطمینان تجهیزات معدنی بود. با هدف دستیابی به این هدف، آن‌ها از یک مدل خطرات متناسب استفاده کردند. این مدل، به عنوان یک روش تحلیلی کمی، قابلیت اطمینان تجهیزات را با توجه به خطرات مرتبط با آن‌ها بررسی می‌کند. در این رویکرد، خطرات متعددی که ممکن است بر تجهیزات معدنی تاثیر بگذارند، شناسایی و ارزیابی می‌شوند و سپس با استفاده از این مدل، میزان خطر و تاثیر آن‌ها بر قابلیت اطمینان تجهیزات مورد بررسی قرار می‌گیرد.

وانگ و همکاران [14] ابتدا به محاسبه قابلیت اطمینان بلبرینگ و یاتاقان پرداخته و سپس عمر مفید باقی مانده آن‌ها را محاسبه می‌کنند. در این تحقیق، ابتدا معیارهای قابلیت اطمینان بلبرینگ و یاتاقان بررسی شده‌اند. برای این منظور، به تحلیل و بررسی داده‌های مربوط به خرابی و عملکرد بلبرینگ و یاتاقان پرداخته شده است. این تجزیه و تحلیل شامل بررسی عوامل مختلف موثر بر قابلیت اطمینان، مانند وضعیت عملیاتی، شرایط محیطی، بار و تنش‌های مورد نیاز و سایر عوامل مهم مرتبط با سیستم بلبرینگ و یاتاقان است. در مطالعه انجام شده توسط نوری قراحسنلو و همکاران [16]، تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های زمانی و شرایط محیطی که به عنوان فاکتورهای ریسک مدنظر قرار می‌گیرند، قابلیت اطمینان سیستم لودر معدن مولیبدن-مس در منطقه آذربایجان را محاسبه نمایند.

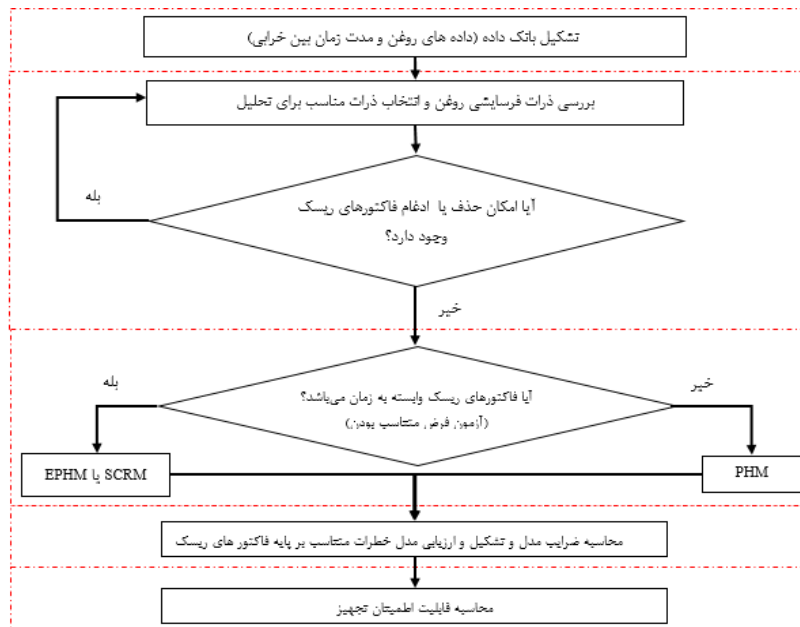
برای بهبود دقت و قابلیت پیش‌بینی قابلیت اطمینان سیستم لودر، محققان به دنبال مشخص کردن تاثیر فاکتورهای ریسک مربوط به زمان و شرایط محیطی بر عملکرد سیستم بودند. با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از معدن مولیبدن-مس آذربایجان و با بهره‌گیری از مدل خطرات متناسب، توانستند قابلیت اطمینان سیستم لودر را به صورت دقیق‌تری محاسبه کنند [16]. قم قلعه و همکاران [3] به تخمین عمر مفید باقی مانده تجهیزات معدن مس سونگون طی ۴ سناریو تصادفی با استفاده از مدل خطرات متناسب و بیول پرداختند. نوری قراحسنلو و همکاران [17] بازه‌های نگهداری و تعمیرات پیشگیرانه<sup>۱</sup> برای رسیدن به قابلیت اطمینان ۸۰٪ در تجهیزات معدن با استفاده از مدل خطرات متناسب به دست آوردند. دیاموتن و همکاران [18] به محاسبه قابلیت اطمینان تجهیزات هوانوردی (با در نظر گرفتن عواملی همچون خستگی و خرابی ناشی از سن هواپیما) با استفاده از مدل خطرات متناسب و بیول پرداختند.

<sup>1</sup> Preventive maintenance

## ۳- روش تحقیق

چارچوب اجرای تحقیق به شرح زیر انجام شده است:

۱. مرحله اول: شناسایی و تعیین مرزهای سیستم بر اساس فرضیات و داده‌های در دسترس
۲. مرحله دوم: جمع‌آوری داده‌ها و استخراج اطلاعات موردنیاز در قالب داده‌های زمانی و فاکتورهای ریسک
۳. مرحله سوم: ارزیابی فرض متناسب بودن
۴. مرحله چهارم: تخمین پارامتر تابع برازش و قابلیت اطمینان



شکل ۱- چارچوب تخمین قابلیت اطمینان با استفاده از فاکتورهای ریسک [3].

Figure 1- Estimating reliability using risk factors [3].

## ۳-۱- شناسایی و مرزبندی سیستم

این مرحله از تحقیق جز مهم‌ترین بخش این تحقیق به شمار می‌رود، زیرا هرگونه اشتباه در مرزبندی بانک داده‌ها منجر به بروز نتایج نادرست خواهد شد. مرزبندی به ترتیب در سطوح مختلفی از واحد، جز زیرسیستم تا خود سیستم انجام می‌شود. در هر سیستم، این سطوح بسته به اطلاعات موجود، دیدگاه‌های متخصصان، پیکربندی سیستم، مشاهدات میدانی و گاه پیشنهادها سازنده تعیین می‌شود. هر سیستم از چند زیرسیستم، هر زیرسیستم از چند جز و هر جز از چند واحد تشکیل می‌شود. در کارهای تحقیقاتی، سطح اطلاعات موجود عمدتاً تعیین‌کننده مرزهاست. برای مثال، اگر در یک ناوگان باربری اطلاعات خرابی کامیون‌ها ثبت شده باشد، کل ناوگان باربری به‌عنوان سیستم و هر کامیون به‌عنوان یک زیرسیستم تحلیل خواهد شد.

## ۳-۲- تشکیل بانک داده

در فعالیت‌های صنعتی با توجه به گستردگی تجهیزات و نحوه ثبت وقوع حوادث طی بازه عملکرد تجهیزات، مشخص کردن داده‌های خرابی، مستلزم شناخت خرابی و انواع آن است. طبق تعریف لدبرو، شکست عبارت است از ناتوانی سیستم در انجام کار مورد انتظاری که استعداد انجام آن را دارد، ولی به دلایل نامعین در حال حاضر از انجام آن عاجز است [3]. ۱۹۲ نمونه به ازای ۸ مدل تجهیز با موتورهای دیزلی مشابه، برای آنالیز روغن تجهیزات از بین تمامی داده‌های آنالیز روغن استخراج شده است. این داده‌ها پس از بررسی‌های لازم و پاک‌سازی از اطلاعات نامعتبر و نامرتبط، به شکل نهایی خود درآمده‌اند. داده‌های ارایه‌شده شامل اطلاعات کلیدی هر نمونه، از جمله شماره گروه، تاریخ نمونه‌گیری، زمان کارکرد روغن،

شاخص ویسکوزیته روغن، میزان آلاینده‌ها (برحسب PPM) و عملکرد تجهیز (در دسترس بودن یا در دسترس نبودن تجهیز) در زمان نمونه‌گیری است. این اطلاعات به ما امکان می‌دهد تا با تحلیل دقیق‌تر داده‌ها، ارتباط بین شرایط روغن و عملکرد تجهیزات را بررسی کرده و به نتایج قابل‌اعتمادی در خصوص قابلیت اطمینان تجهیزات دست یابیم. داده‌های آنالیز روغن به‌عنوان متغیر ریسک در مدل کاکس انتخاب می‌شوند زیرا اطلاعات حیاتی در مورد وضعیت و کارایی موتور ارائه می‌دهند.

آنالیز روغن می‌تواند نشانه‌هایی از فرسایش قطعات موتور، آلودگی‌ها و شرایط عملیاتی نامطلوب را نشان دهد که بر قابلیت اطمینان عملکرد موتور تاثیر می‌گذارد. به‌عنوان مثال، وجود ذرات فلزی در روغن می‌تواند نشان‌دهنده فرسایش داخلی باشد و تغییرات در خواص فیزیکی و شیمیایی روغن می‌تواند به تشخیص مشکلات احتمالی قبل از وقوع خرابی کمک کنند؛ بنابراین، این داده‌ها برای پیش‌بینی زمان وقوع خرابی و ارزیابی ریسک بسیار مفید هستند و با استفاده از این داده‌ها و روش‌های آماری پیشرفته، می‌توان به تحلیل‌های دقیق‌تری دست پیدا کرد که به بهبود عملکرد و نگهداری تجهیزات کمک می‌کند [19]. در جدول ۱، وقوع رویداد خرابی با مقدار صفر و سالم بودن دستگاه در بازه نمونه‌گیری با مقدار یک نمایش داده شده است و واحد اندازه‌گیری ذرات فرسایشی روغن برحسب PPM و مدت‌زمان بین نمونه‌گیری‌ها برحسب ساعت می‌باشد.

جدول ۱- نمونه داده‌های جمع‌آوری شده.

Table 1- Sample data collected.

گروه	تاریخ نمونه‌گیری	رویداد خرابی	مدت‌زمان بین نمونه‌گیری	Fe	Cr	Pb	...
1	1398/01/19	0	1182	24.3	0.6	0.6	...
1	1398/01/19	0	1149	9	0.1	0	...
1	1398/01/19	1	881	8.8	0.2	0.5	...
1	1398/01/19	0	535	20.7	0.5	0.7	...
...	...	...	...	...	...	...	...

پس از بررسی، مشخص شد که متغیرهای ریسک شامل نقره (Ag)، باریم (Ba)، قلع (Sn) و تیتانیوم (Ti) و وانادیوم (V) تاثیر کمی دارند و بنابراین از داده‌ها حذف شدند تا تحلیل‌های بعدی بر روی متغیرهای بااهمیت بیشتر متمرکز شوند. در مرحله بعد، داده‌های باقی‌مانده نرمال‌سازی شدند تا مقادیر در بازه‌ای یکنواخت، معمولاً بین صفر تا یک، قرار گیرند. برای این کار، از روش *Minimax* استفاده شد که مقادیر کوچک‌ترین متغیر را به صفر و بزرگ‌ترین را به یک تبدیل کرده و مقادیر دیگر را به تناسب بین این دو قرار می‌دهد.

### ۳-۳- ارزیابی فرض متناسب بودن

پس از واردکردن داده‌ها در نرم‌افزار *Stata* و اجرا کردن اولیه مدل خطرات متناسب، در این مرحله، برای اطمینان از عدم وابستگی به زمان فاکتورهای ریسک مشهود، باید فرض متناسب بودن نرخ مخاطره (PH) در هر دو سمت مورد ارزیابی قرار گیرد. برای ارزیابی فرض متناسب بودن درباره هر یک از فاکتورهای ریسک، می‌توان از آزمون‌های تحلیلی و ترسیمی استفاده کرد. آزمون‌های تحلیلی با ارایه آماره‌های استاتیکی<sup>۱</sup> (آماره‌های استاتیکی در مدل‌های خطرات متناسب برای ارزیابی فرضیه‌ها و اطمینان از تطبیق صحیح مدل با فاکتورهای ریسک استفاده می‌شوند.) و مقدار *p-value*، به ارزیابی فرض متناسب بودن پرداخته و این آزمون‌ها می‌توانند ارزیابی راحت‌تری را با استفاده از منطق ریاضی ارائه دهند. یکی از آزمون‌های تحلیلی پرکاربرد در این زمینه، آزمون هارل و لی است که حالت تغییر یافته‌ای از آزمون شونفلد است و به‌عنوان آزمون "باقیمانده‌های شونفلد" معروف است. استفاده از *p-value* در این روش، نتایج را جذاب‌تر می‌کند و امکان ارزیابی را با استفاده از منطق ریاضی فراهم می‌کند. اگر *p-value* معنادار بزرگ‌تر از ۰/۱ باشد، این نشان می‌دهد که فرض متناسب بودن قابل قبول است؛ اما اگر *p-value* کوچک‌تر از ۰/۱ باشد، این نشان می‌دهد که فرض متناسب

<sup>۱</sup> Statistical statistics

بودن رد شده است، به عبارت دیگر، آزمون فرض صفر نشان می‌دهد که در صورت برقراری فرض متناسب بودن، باقیمانده‌های شونتفلد همبستگی با زمان نخواهند داشت ( $H_0: \rho = 0$ ) و در صورت رد فرض صفر، فرض متناسب بودن نیز رد خواهد شد [3].

برای داده‌های جمع‌آوری شده ابتدا مدل را اجرا می‌کنیم و سپس تست فرض متناسب بودن را اجرا می‌کنیم که جزئیات تست فرض متناسب بودن به شرح شکل ۲ می‌باشد.

	rho	chi2	df	Prob>chi2
Fe	-0.07830	0.91	1	0.3390
Cr	-0.13658	2.75	1	0.0975
Pb	-0.10411	0.73	1	0.3933
Cu	0.25298	5.98	1	0.0144
Al	0.03346	0.09	1	0.7609
Ni	0.18290	3.94	1	0.0472
Si	-0.01747	0.03	1	0.8704
B	0.07238	0.50	1	0.4794
Na	-0.03826	0.13	1	0.7200
Mg	0.06203	0.20	1	0.6586
Ca	0.11521	1.11	1	0.2914
P	-0.06362	0.30	1	0.5850
Zn	-0.06357	0.39	1	0.5348
Mo	0.10670	0.77	1	0.3812
PQ	0.07938	0.39	1	0.5316
Vis40	-0.05028	0.19	1	0.6603
Global test		14.12	16	0.5897

شکل ۲- ارزیابی فرض متناسب بودن برای ۱۶ متغیر.

Figure 2- Evaluation of the proportionality assumption for 16 variables.

در شکل ۲ تمامی متغیرها مقدار  $p\_value$  آن‌ها به جز متغیرهای کروم و مس و نیکل، بالای ۰٫۱ می‌باشد و اگر این مقدار زیر ۰٫۱ باشد متغیر ریسک وابستگی با سایر متغیرها دارد و باید از لیست متغیرهای مورد مطالعه حذف شود تا انحرافی در نتایج رخ ندهد و نتیجه نهایی این آزمون باید بین ۰٫۵ و ۱ باشد که مقدار این آزمون در خروجی بالا مقدار ۰٫۵۸۹۷ را به ازای ۱۶ متغیر ریسک به ما نشان می‌دهد. پس از حذف متغیرها ارزیابی فرض متناسب بودن به شرح شکل ۳ می‌باشد.

	rho	chi2	df	Prob>chi2
Fe	-0.09006	0.87	1	0.3521
Pb	0.01264	0.01	1	0.9178
Al	-0.00557	0.00	1	0.9598
Si	-0.02083	0.03	1	0.8696
B	0.07838	0.57	1	0.4522
Na	-0.04746	0.21	1	0.6449
Mg	0.03686	0.06	1	0.8028
Ca	0.11550	0.89	1	0.3450
P	-0.02815	0.06	1	0.8005
Zn	-0.04867	0.22	1	0.6401
Mo	0.09850	0.62	1	0.4292
PQ	0.05897	0.25	1	0.6198
Vis40	-0.07244	0.35	1	0.5546
Global test		6.04	13	0.9448

شکل ۳- ارزیابی فرض متناسب بودن برای ۱۳ متغیر باقیمانده.

Figure 3- Assessment of the proportionality assumption for the remaining 13 variables.

اکنون تمامی متغیرها مقدار  $p\_value$  آن‌ها بالای ۰٫۱ می‌باشد و به این معنی می‌باشد که تمام متغیرهای باقیمانده فرض متناسب بودن را برآورده می‌کنند و نتیجه نهایی این آزمون باید بین ۰٫۵ و ۱ باشد که مقدار این آزمون در خروجی بالا مقدار ۰٫۹۴۴۸ را به ازای ۱۳ متغیر ریسک به ما نشان می‌دهد که این افزایش دقت تقریباً ۴۰ درصدی به دلیل حذف متغیرهایی است که مقدار  $p\_value$  آن‌ها در مرحله قبل زیر ۰٫۱ بود.

### ۳-۴- تخمین پارامترهای تابع برازش شده و محاسبه قابلیت اطمینان

پس از حذف متغیرهایی که فرض متناسب بودن را برآورده نمی‌کردند اکنون نوبت به محاسبه و صحت‌سنجی ضرایب مدل می‌باشد. ابتدا برای هر گروه به تفکیک، ضرایب را محاسبه کرده و سپس با استفاده از آزمون والد اقدام به حذف ضرایبی که نسبت به مدل پایه (مدل بدون فاکتور ریسک) تاثیری در بقای تجهیز (قابلیت اطمینان) ندارند، می‌کنیم.

ضرایب گروه اول و دوم به ترتیب به شرح شکل ۴ و شکل ۵ می‌باشد.

No. of subjects = 104		Number of obs = 104			
No. of failures = 55		LR chi2(13) = 14.97			
Time at risk = 91,380		Prob > chi2 = 0.3095			
Log likelihood = -183.54692					
_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
Fe	-3.485921	1.967847	-1.77	0.076	-7.342831 .3709888
Pb	-1.670313	2.508974	-0.67	0.506	-6.587811 3.247186
Al	-2.806484	4.016173	-0.70	0.485	-10.67804 5.065072
Si	-3.899677	1.467042	-2.66	0.008	-6.775026 -1.024327
B	.2096002	1.059045	0.20	0.843	-1.86609 2.28529
Na	-.2137847	.8848919	-0.24	0.809	-1.948141 1.520572
Mg	6.893188	4.848616	1.42	0.155	-2.609924 16.3963
Ca	-5.13233	6.607017	-0.78	0.437	-18.08184 7.817184
P	.0064617	3.149737	0.00	0.998	-6.166909 6.179833
Zn	4.613946	4.470113	1.03	0.302	-4.147314 13.37521
Mo	.3079463	.9497656	0.32	0.746	-1.55356 2.169453
PQ	3.262796	3.222684	1.01	0.311	-3.053548 9.57914
Vis40	.841287	1.096215	0.77	0.443	-1.307254 2.989828

شکل ۴- ضرایب فاکتورهای ریسک برای گروه اول تجهیزات.

Figure 4- Risk factor coefficients for the first group of equipment.

No. of subjects = 88		Number of obs = 88			
No. of failures = 22		LR chi2(13) = 25.19			
Time at risk = 81,775		Prob > chi2 = 0.0218			
Log likelihood = -66.182039					
_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
Fe	16.87736	5.553653	3.04	0.002	5.992402 27.76232
Pb	-12.51109	5.864278	-2.13	0.033	-24.00486 -1.017319
Al	34.02559	15.52025	2.19	0.028	3.606463 64.44472
Si	-22.38074	10.09793	-2.22	0.027	-42.17232 -2.589173
B	11.62826	10.81929	1.07	0.282	-9.577155 32.83368
Na	-.5287486	2.332444	-0.23	0.821	-5.100256 4.042758
Mg	-2.136069	1.671006	-1.28	0.201	-5.411181 1.139042
Ca	-2.886509	3.016856	-0.96	0.339	-8.799439 3.02642
P	-2.909174	4.364553	-0.67	0.505	-11.46354 5.645192
Zn	3.864843	5.322524	0.73	0.468	-6.567112 14.29668
Mo	-1.309782	1.951618	-0.67	0.502	-5.134883 2.515319
PQ	-18.10287	6.447628	-2.81	0.005	-30.73999 -5.465749
Vis40	.5942784	1.808688	0.33	0.742	-2.950685 4.139242

شکل ۵- ضرایب فاکتورهای ریسک برای گروه دوم تجهیزات.

Figure 5- Risk factor coefficients for the second group of equipment.

در خروجی به دست آمده باید مقدار  $Prob > chi2$  و مقدار ستون  $P > |Z|$  (مقدار  $p\_value$  متغیرهای ریسک) باید زیر  $0.1$  باشد که برعکس فرض صفر و فرض یک تست باقیمانده شونفلد در اینجا باید مقدار  $p\_value$  چه برای مدل و چه برای متغیرها زیر  $0.1$  باشد تا مدل و متغیرها نسبت به مدل پایه تفاوت معنی داری در محاسبه بقا داشته باشند.

پس از محاسبه ضرایب هر گروه متوجه می‌شویم که  $Prob > chi2$  (کادر قرمز رنگ موجود در شکل‌های ۴ و ۵) مقدار احتمال مربوط به آماره تست نسبت احتمال ( $0.3095$ ) برای گروه اول و ( $0.0218$ ) برای گروه دوم که این مقادیر نشان می‌دهند که برای گروه اول این مقدار بیش از  $0.1$  می‌باشد و مدل به طور کلی برای گروه اول معنادار نیست. اکنون برای حذف و صحت‌سنجی ضرایب آزمون والد را انجام می‌دهیم تا ضرایب باقیمانده نسبت به مدل پایه تفاوت معنی داری در بقای تجهیز ایجاد کنند.

در این قسمت نیز می‌توان با استفاده از نظر خبرگان اقدام به حذف متغیرها نمود یا هنگام اجرای مدل تعدادی متغیر ثابت به نرم‌افزار داد تا تحت هر شرایطی این متغیرها را از مدل حذف نکند؛ اما ما در این قسمت آزمون والد را بدون هیچ محدودیتی اجرا می‌کنیم که خروجی آن به شرح شکل ۶ برای گروه اول و شکل ۷ برای گروه دوم می‌باشد.

No. of subjects = 104		Number of obs = 104			
No. of failures = 55					
Time at risk = 91,380					
Log likelihood = -185.58634		LR chi2(3) = 10.89			
		Prob > chi2 = 0.0124			
_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
Fe	-2.966235	1.672315	-1.77	0.076	-6.243911 .3114415
Si	-3.35619	1.227852	-2.73	0.006	-5.762735 -.9496446
PQ	2.872568	1.060498	2.71	0.007	.7940293 4.951107

شکل ۶- ضرایب فاکتورهای ریسک برای گروه اول تجهیزات پس از آزمون والد.

Total 6- Risk factor coefficients for the first group of equipment after the parent test.

No. of subjects = 88		Number of obs = 88			
No. of failures = 22					
Time at risk = 81,775					
Log likelihood = -67.742644		LR chi2(5) = 22.07			
		Prob > chi2 = 0.0005			
_t	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
Fe	17.07569	4.990924	3.42	0.001	7.293661 26.85772
Pb	-13.23703	5.327193	-2.48	0.013	-23.67814 -2.795925
Al	33.29791	14.04704	2.37	0.018	5.766227 60.8296
Si	-21.5282	9.008329	-2.39	0.017	-39.1842 -3.872201
PQ	-18.48348	6.382832	-2.90	0.004	-30.9936 -5.973364

شکل ۷- ضرایب فاکتورهای ریسک برای گروه دوم تجهیزات پس از آزمون والد.

Figure 7- Risk factor coefficients for the second group of equipment after the parent test.

پس از حذف متغیرها و اجرای مدل مقدار  $Prob > chi2$  برای هر دو گروه به زیر ۰/۱ رسید و مقدار  $p\_value$  متغیرها نیز به زیر ۰/۱ رسید و تفاوت معنی داری بین مدل پایه و مدل فعلی ایجاد شد.

۱-۳-۴- تئوری محاسبات قابلیت اطمینان

قابلیت اطمینان: قابلیت اطمینان به توانایی سیستم در انجام کار موردنظر در زمان و شرایط مشخص اشاره دارد و خرابی به عنوان عدم توانایی قطعه یا ابزار در انجام وظایف تعریف می شود. داده های خرابی شامل زمان بین خرابی ها و زمان تا وقوع خرابی هستند. در مباحث تعمیرپذیری، زمان های مرتبط با انجام تعمیرات نیز بررسی می شود. تعریف ریاضی قابلیت اطمینان  $R(t)$  به تفصیل آمده است.

$$R(t) = P(T > t), \quad (1)$$

$$R(t) = 1 - F(t) = 1 - \int_0^t f(t) dt, \quad (2)$$

که در آن

۱.  $R(t)$ : قابلیت اطمینان سیستم

۲.  $F(t)$ : تابع توزیع احتمال خرابی سیستم

۳.  $f(t)$ : تابع چگالی احتمال

باتوجه به مفهوم فوق، می توان قابلیت اطمینان را به عنوان توانایی سیستم در انجام کار موردنظر در زمان مشخص و تحت شرایط مشخص تعریف کرد. همچنین، اطلاعات خرابی که غالباً به شکل زمانی ارائه می شوند، در مفاهیم مرتبط با قابلیت اطمینان و تعمیرپذیری استفاده می شوند [3].

در رابطه (۲)، فرمول  $R(t)$  برای تعریف قابلیت اطمینان استفاده می شود. این فرمول نشان می دهد که قابلیت اطمینان سیستم، برابر با تفاضل یک و احتمال تجمعی خرابی تا زمان  $t$  است [19].

مدل خطرات متناسب در تجزیه و تحلیل داده‌های قابلیت اطمینان، معمولاً با یک مشکل مواجه می‌شویم که تمام بخش‌های داده‌ها در شرایط یکسان جمع‌آوری نشده‌اند. به عبارتی دیگر، ممکن است یک قطعه تجهیزات در شرایط مختلفی استفاده شده باشد و شرایطی نظیر سن یا وضعیت تغییر متفاوتی داشته باشد. این عوامل به‌طور واضح بر ویژگی‌های قابلیت اطمینان تجهیزات تأثیر می‌گذارند؛ بنابراین، جداسازی اثرات این عوامل به‌منظور برآورد تأثیر آن‌ها امری ضروری است.

برای جداسازی اثرات این عوامل، نیازمند شناسایی و کمی‌سازی آن‌ها با استفاده از متغیرهای عددی هستیم که به‌طور معمول به‌عنوان متغیرهای کمکی، متغیرهای هم‌زمان، تشخیصی یا توضیحی شناخته می‌شوند. این متغیرها می‌توانند ثابت باشند (مانند طرح یا مواد استفاده‌شده) یا ممکن است در طول زمان تغییر کنند (مثلاً عامل تنش انباشته در یک جز). استفاده از این متغیرهای عددی به ما امکان می‌دهد تا تأثیر عوامل مختلف را به‌طور جداگانه شناسایی کرده و برآورد کنیم. این روش می‌تواند برای بررسی تأثیرات تغییرات متغیرهای شرایطی بر قابلیت اطمینان تجهیزات مورد استفاده قرار گیرد [4] گونه‌های متفاوتی از استفاده از این مدل در تحقیقات مختلف مطرح شده است. با این حال همگی آن‌ها شامل یک تابع نرخ خرابی پایه به همراه جز دیگری است که عهده‌دار تبیین ارتباط داده‌ها با تابع مذکور است. در صورتی که تابع نرخ خرابی پایه را ناشناس (فرض اصلی مدل خطرات متناسب که در نرم‌افزار با استفاده از برآوردگر برسلوتخمین زده شده است). فرض کنیم تابع نرخ خرابی توأم به‌صورت رابطه (۳) خواهد بود:

$$h(t, Z(t)) = h_0(t, Z(t)) * \exp\left(\sum_{i=1}^m y_i Z_i(t)\right). \quad (3)$$

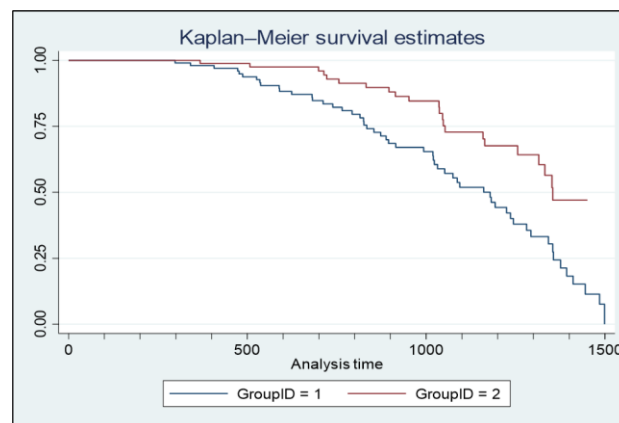
هر یک از  $Z_i(t)$  فاکتورهای ریسک و یا متغیرهای تشخیص خرابی، معرف یکی از پارامترهای اندازه‌گیری شده در زمان  $t$  در پروسه پایش وضعیت (مثلاً ارتعاش در یک شفت و یا میزان آهن در روغن و ...) است. این اطلاعات از وضعیت دستگاه را همگام نیز می‌نامند. مقادیر  $y_i$  متناظر با هر یک از همگام‌ها نشان‌دهنده درجه تأثیر این عوامل هستند. در تحقیق فعلی تابع قابلیت اطمینان گروه اول به شرح زیر می‌باشد:

$$R(t, x) = (R_0(t)) \frac{\exp((17.07 \times X_{Fe}) + (-13.23 \times X_{Pb}) + (33.29 \times X_{Al}) + (-21.52 \times X_{Si}) + (-18.48 \times X_{Pq}))}{1}$$

و تابع قابلیت اطمینان گروه دوم نیز به شرح زیر می‌باشد:

$$R(t, x) = (R_0(t)) \frac{\exp((-2.96 \times X_{Fe}) + (-3.35 \times X_{Si}) + (2.87 \times X_{Pq}))}{1}$$

پس از محاسبه و صحت‌سنجی ضرایب اکنون نوبت به رسم نمودار قابلیت اطمینان (شکل ۸) و سپس محاسبه قابلیت اطمینان تجهیزات دو گروه می‌رسد که خلاصه‌ای از آن به شرح جدول ۲ می‌باشد (ریز تغییرات قابلیت اطمینان به‌صورت کامل در پیوست آمده است).



شکل ۸- نمودار قابلیت اطمینان برای دو گروه تجهیزات.

Figure 8- Reliability diagram for two equipment groups.

جدول ۲- تغییرات قابلیت اطمینان در زمان (برحسب ساعت).  
Table 2- Reliability changes over time (in hours).

بازه قابلیت اطمینان	مدل خطر متناسب	
	اول	دوم
گروه	830	1159
	1090	1352
	1345	-

بر اساس داده‌های ارائه شده در جدول فوق، تجهیزات گروه اول پس از ۸۳۰ ساعت به قابلیت اطمینان ۷۵٪ دست می‌یابند، در حالی که تجهیزات گروه دوم پس از ۱۱۵۹ ساعت به همین سطح از قابلیت اطمینان می‌رسند که نشان از وضعیت بهتر تجهیزات گروه دوم تجهیزات می‌باشد چراکه تجهیزات گروه دوم عمدتاً سن پایین‌تری نسبت به تجهیزات گروه اول داشته یا این که به تازگی تعمیرات اساسی<sup>۱</sup> را پشت سر گذاشته‌اند و این امر در مدل اجزا شده مشهود می‌باشد. باتوجه به اینکه بازه زمانی ذخیره‌سازی داده‌های مربوط به ساعت کاری روغن بیش از ۱۵۰۰ ساعت نیست، تجهیزات گروه دوم، همان‌طور که در تصویر شماره ۸ نشان داده شده است، پس از ۱۵۰۰ ساعت به قابلیت اطمینان ۴۷٪ دست می‌یابند و در این بازه زمانی به سطح قابلیت اطمینان ۲۵٪ نمی‌رسند. برای مطالعات دقیق‌تر در حوزه تخمین مقادیر می‌توان به ویلک و همکاران [20] و کالفلیش [21] مراجعه کرد. در نرم‌افزارهای نگهداری و تعمیر نظیر *SAS* و *S-plus* نیز امکاناتی برای تخمین تابع مدل خطرات متناسب، هم به صورت پارامتریک، نظیر تحلیل ویبول و هم به صورت غیرپارامتریک در نظر گرفته شده است [19]. جان اوکیگلی<sup>۲</sup> در کتاب خود تحت عنوان رگرسیون خطرات متناسب<sup>۳</sup> به تفصیل به بررسی آنالیز بقا، روش تخمین پارامترها و شرح مدل خطرات متناسب پرداخته است [22].

#### ۴- مزایا و چالش‌های مدل خطرات متناسب

##### ۴-۱- مزایا

انعطاف‌پذیری در تابع خطر پایه *PHM*<sup>۴</sup>: نیازی به فرضیات خاص در مورد شکل یا ماهیت تابع خطر پایه ندارد و هر نوع تابع توزیع را می‌توان به عنوان تابع خطر پایه استفاده کرد. این امر به معنای قابلیت استفاده این روش برای تجزیه و تحلیل قابلیت اطمینان تجهیزات در حوزه‌های مختلف مهندسی است. همچنین، این روش دارای ویژگی‌های جهانی بودن، انعطاف‌پذیری و سادگی است.

مدل کردن مستقیم نرخ شکست *PHM*: به طور مستقیم نرخ شکست را مدل می‌کند و این باعث می‌شود که تفسیر قوی‌تری داشته باشد. ارتباط بین میزان خرابی و اطلاعات نظارت بر وضعیت ایجاد می‌شود که این امر امکان استفاده بهتر از اطلاعات نظارت بر وضعیت را برای به‌روزرسانی وضعیت تجهیزات فراهم می‌کند. همچنین، تاثیر متغیرهای کمکی مختلف بر میزان کل شکست به راحتی قابل ارزیابی است.

مدل سازی تاثیر عوامل مختلف *PHM*: می‌تواند تاثیر چندین عامل داخلی و خارجی بر خرابی تجهیزات را مدل کند، از جمله عوامل محیطی، عوامل پیری و عوامل تخریب. به این ترتیب، *PHM* زمانی قابل اجرا است که خرابی تجهیزات به عوامل موثر متعدد و مرتبط باشد.

دقت پیش‌بینی با محدودیت داده‌ها: در مقایسه با سایر روش‌های مبتنی بر داده، *PHM* می‌تواند با استفاده از تعداد کمی از داده‌های تخریب شده به نتایج مدل سازی خوبی دست یابد. با افزایش تعداد رویدادهای جمع‌آوری شده و داده‌های نظارت بر وضعیت، دقت پیش‌بینی وضعیت تجهیزات بهبود می‌یابد. از این رو، *PHM* به عنوان یک روش قدرتمند در تحلیل و پیش‌بینی خرابی تجهیزات استفاده می‌شود و با مزایای فوق قابلیت اطمینان، انعطاف‌پذیری و دقت را در تجزیه و تحلیل قابلیت اطمینان تجهیزات فراهم می‌کند [23].

<sup>1</sup> Overhaul

<sup>2</sup> John o'quigley

<sup>3</sup> Proportional hazards regression

<sup>4</sup> Proportional Hazard Model (PHM)

## ۴-۲- چالش‌ها

مشکلات و چالش‌هایی که در حال حاضر برای PHM وجود دارند، به شرح زیر هستند:

فرض تناسب: استفاده از PHM نیازمند برآورد فرضیه تناسب است که به صورت یک مدل ثابت مشخص می‌شود. این فرضیه تناسب باید تاثیر فرآیند تخریب را بر روی نرخ شکست تجهیزات را برآورد کند که این نیاز ممکن است نسبتاً پیچیده باشد.

تعیین متغیرهای کمکی PHM: قادر است تاثیرات چندین متغیر کمکی را به طور هم‌زمان در نظر بگیرد. با این حال، اگر یک متغیر کمکی حذف شود یا دقت اندازه‌گیری متغیر کمکی متفاوت باشد، نتایج تخمین پارامترها ممکن است نادقیق باشد. همچنین، برای اینکه PHM به درستی عمل کند، باید به صورت صحیح با همبستگی بین متغیرهای کمکی مرتبط در فرآیند تخریب تجهیزات مورد نظر روبرو شود.

آمیختگی داده‌ها: ادغام صحیح اطلاعات از منابع داده مختلف، مانند سیگنال‌های ارتعاشی، سیگنال‌های جریان و سیگنال‌های روغن، برای سیستم‌های پیچیده چالشی است. در سیستم‌های پیچیده، فرآیندهای چندمتغیره وجود دارند. برای تضمین دقت پیش‌بینی وضعیت سیستم، باید تحقیقات بیشتری در مورد روش‌های مناسب برای آمیختگی داده‌ها و ایجاد یک ساختار ترکیبی منطقی انجام شود.

پیچیدگی محاسباتی: محاسبه PHM در صورتی که فرآیند تخریب سیستم دارای متغیرهای کمکی متعددی باشد، مشکلاتی ایجاد می‌کند. محاسبه داده‌های با ابعاد بالا چالش‌هایی همراه دارد و بار محاسباتی را افزایش می‌دهد.

مشکلات حاصل از جمع‌آوری داده‌ها: جمع‌آوری هم‌زمان داده‌های رویداد و داده‌های نظارت بر وضعیت در کاربردهای عملی مشکل است، به خصوص برای سیستم‌های با قابلیت اطمینان بالا و تجهیزات حیاتی که ممکن است به خرابی نیافتند. این مسئله باعث کاهش تعداد نمونه‌های غیر موفق می‌شود و مانعی برای روش‌های مبتنی بر داده محسوب می‌شود [24].

## ۵- نتیجه‌گیری

در این مقاله، برای ارزیابی فرض متناسب بودن از آزمون هارل و لی که یک شکل اصلاح شده از GOF آزمون شوتنفلد به نام "آزمون باقی‌مانده‌های شوتنفلد" است، استفاده شده است. این روش جذاب‌تر است زیرا نتایج را بر اساس مقادیر  $p\_value$  ارائه می‌دهد و ارزیابی آسان‌تری با استفاده از منطق ریاضی فراهم می‌کند. پس از ارزیابی‌ها و باقی‌ماندن متغیرهای کمکی (فاکتورهای ریسک) مناسب اقدام به محاسبه ضرایب مدل شد و ضرایب به دست آمده از طریق آزمون والد اعتبارسنجی شدند. پس از این مرحله اقدام به محاسبه قابلیت اطمینان و رسم نمودارهای آن شد و جدول ریز تغییرات قابلیت اطمینان دو گروه در پیوست موجود است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در نظر گرفتن فاکتورهای ریسک می‌تواند منجر به محاسبه دقیق‌تر قابلیت اطمینان موتورهای دیزل شود. این امر به ویژه برای بهبود برنامه‌ریزی در زمینه نگهداری و تعمیرات بسیار موثر است. در این پژوهش، تغییرات قابلیت اطمینان در دو گروه مختلف موتور دیزل بررسی شد. گروه اول شامل تجهیزاتی بود که به دلیل سن بالا و کارکرد طولانی‌تر، دچار فرسودگی و نیاز به تعمیرات بیشتر بودند، در حالی که گروه دوم شامل تجهیزاتی بود که یا نسبتاً جدید بودند یا به تازگی تعمیرات اساسی را گذرانده بودند. نتایج تحلیل‌ها نشان داد که گروه اول پس از ۷۹۰ ساعت کارکرد به سطح ۸۰٪ قابلیت اطمینان می‌رسد، در حالی که گروه دوم که شامل موتورهای جدیدتر یا تعمیر شده بود، برای رسیدن به همین سطح از قابلیت اطمینان، نیاز به ۱۰۵۰ ساعت کارکرد داشت. این تفاوت در زمان دستیابی به قابلیت اطمینان ۸۰٪ به وضوح نشان‌دهنده تاثیرات قابل توجه سن، ساعت کارکردی و وضعیت تعمیرات اساسی بر قابلیت اطمینان تجهیزات است. این یافته‌ها تاکید می‌کنند که عوامل مختلف مانند سن تجهیزات و میزان تعمیرات انجام شده، نقش حیاتی در تعیین قابلیت اطمینان دارند و لازم است این عوامل در برنامه‌ریزی برای نگهداری و تعمیرات در نظر گرفته شوند. به طور کلی، این نتایج می‌توانند به بهبود استراتژی‌های نگهداری و تعمیرات کمک کنند و از خرابی‌های غیرمنتظره جلوگیری نمایند.

## ۱-۵- پیشنهادها

۱. ارزیابی هزینه اثربخشی روش‌های پایش وضعیت در مقایسه با روش‌های سنتی نگهداری: تحلیل هزینه-اثربخشی روش‌های پایش وضعیت و مقایسه آن‌ها با روش‌های سنتی نگهداری و تعمیرات برای بهبود بهره‌وری و کاهش هزینه‌ها
۲. تحلیل استفاده از مدل‌های ترکیبی برای بهبود پیش‌بینی‌های قابلیت اطمینان: بررسی امکان ترکیب مدل‌های مختلف پیش‌بینی، مانند PHM و مدل‌های یادگیری ماشین، برای افزایش دقت و قابلیت اطمینان پیش‌بینی‌ها، استفاده از دیگر مدل‌های بقا برای تجهیزات و مقایسه آن‌ها با یکدیگر
۳. بررسی امکان ترکیب داده‌های تاریخی و داده‌های آنلاین پایش وضعیت برای بهبود دقت پیش‌بینی‌های قابلیت اطمینان
۴. در نظر گرفتن میزان فرسایش ذرات موجود در روغن باتوجه به سن و سوابق تعمیراتی تجهیز به‌عنوان یکی از فاکتورهای ریسک
۵. مطالعه و تحلیل عمر مفید قطعات مختلف موتور دیزل با استفاده از داده‌های ذرات فرسایشی
۶. مقایسه روش تحلیل ذرات فرسایشی با سایر روش‌های پایش سلامت موتور مانند آنالیز ارتعاشات یا تحلیل گازهای خروجی
۷. بررسی تاثیر نوع و کیفیت روغن موتور بر تولید ذرات فرسایشی و قابلیت اطمینان موتور. مطالعه تاثیر افزودنی‌های روغن موتور و توسعه فرمولاسیون‌های جدید روغن می‌تواند به بهبود طول عمر و عملکرد موتور کمک کند.

## منابع

- [1] Lorna Wong, E., Jefferis, T., & Montgomery, N. (2010). Proportional hazards modeling of engine failures in military vehicles. *Journal of quality in maintenance engineering*, 16(2), 144–155. <https://doi.org/10.1108/13552511011048896>
- [2] Sharma, G., Sahu, P. K., & Rai, R. N. (2022). Imperfect maintenance and proportional hazard models: A literature survey from 1965 to 2020. *Life cycle reliability and safety engineering*, 11(1), 87–103. <https://doi.org/10.1007/s41872-021-00181-0>
- [3] Qaleh, A. Q., Kakaei, R., Ataei, M., Qarahasanloo, A. N., & Barabadi, A. (2022). The impact of environmental conditions on estimating the remaining useful life of reliability in the Sun Copper Mine. *Mining engineering*, 17(55), 47-61. (In Persian). [https://elmnet.ir/doc/2661604-81032?elm\\_num=1](https://elmnet.ir/doc/2661604-81032?elm_num=1)
- [4] Kumar, D., & Klefsjö, B. (1994). Proportional hazards model: A review. *Reliability engineering & system safety*, 44(2), 177–188. [https://doi.org/10.1016/0951-8320\(94\)90010-8](https://doi.org/10.1016/0951-8320(94)90010-8)
- [5] Lowe, P. H., & Lewis, W. (1983). Reliability analysis based on the Weibull distribution: An application to maintenance float factors. *The international journal of production research*, 21(4), 461–470. <https://doi.org/10.1080/00207548308942382>
- [6] Dolas, D. R., & Deshmukh, S. (2015). Reliability analysis of cooling system of diesel engine. *Universal journal of mechanical engineering*, 3(2), 57–62. [https://www.hrpub.org/journals/article\\_info.php?aid=2415](https://www.hrpub.org/journals/article_info.php?aid=2415)
- [7] Bhardwaj, S., Bhardwaj, N., & Kumar, V. (2019). The study of reliability of diesel locomotive engine using weibull distribution. *International journal of agricultural and statistical sciences*, 15(2), 549–554. <https://B2n.ir/uh3573>
- [8] Nnaji, O. E., Nkoi, B., Lilly, M. T., & Le-ol, A. K. (2020). Evaluating the reliability of a marine diesel engine using the Weibull distribution. *Journal of newviews in engineering and technology (JNET)*, 2(2), 1–9. <https://www.rsujnet.org/wp-content/uploads/2023/03/JNET2020201.pdf>
- [9] Zhang, J., Liwen, G. U. O., Peiyang, S. U., & Jia, J. I. A. (2022). Evaluating the reliability of emergency control equipment based on the Weibull distribution. <http://dx.doi.org/10.21203/rs.3.rs-1476973/v1>
- [10] Cox, D. R. (1972). Regression Models and Life-Tables. *Journal of the royal statistical society: Series B (methodological)*, 34(2), 187–202. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x>
- [11] Jardine, A. K. S., Anderson, P. M., & Mann, D. S. (1987). Application of the Weibull proportional hazards model to aircraft and marine engine failure data. *Quality and reliability engineering international*, 3(2), 77–82. <https://doi.org/10.1002/qre.4680030204>
- [12] Ghodrati, B. (2006). Weibull and exponential renewal models in spare parts estimation: A comparison. *International journal of performability engineering*, 2(2), 135–147. <https://doi.org/10.23940/ijpe.06.2.p135.mag>
- [13] Ghodrati, B., Kumar, U., & Kumar, D. (2003). Product support logistics based on product design characteristics and operating environment. *Annual international logistics conference and exhibition: 12/08/2003-14/08/2003*. Society of Logistics Engineers. <https://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2:1000685>
- [14] Ghodrati, B., & Kumar, U. (2004). Operating Environment Based Maintenance and Spare Parts Planning: A Case Study. In *Advanced reliability modeling* (pp. 125–132). World Scientific. [https://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/9789812702685\\_0017](https://www.worldscientific.com/doi/abs/10.1142/9789812702685_0017)
- [15] Ghodrati, B., & Kumar, U. (2005). Operating environment-based spare parts forecasting and logistics: A case study. *International journal of logistics research and applications*, 8(2), 95–105. <https://doi.org/10.1080/13675560512331338189>
- [16] Ghodrati, B., Benjevic, D., & Jardine, A. (2012). Product support improvement by considering system operating environment: A case study on spare parts procurement. *International journal of quality & reliability management*, 29(4), 436–450. <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/02656711211224875/full/html>
- [17] Barabadi, A., Barabady, J., & Markeset, T. (2011). A methodology for throughput capacity analysis of a production facility considering environment condition. *Reliability engineering & system safety*, 96(12), 1637–1646. <https://doi.org/10.1016/j.ress.2011.09.001>

- [18] Wang, L., Zhang, L., & Wang, X. (2015). Reliability estimation and remaining useful lifetime prediction for bearing based on proportional hazard model. *Journal of central south university*, 22(12), 4625–4633. <https://doi.org/10.1007/s11771-015-3013-9>
- [19] Furuly, S., Barabadi, A., & Barabady, J. (2013). Reliability analysis of mining equipment considering operational environments: A case study. *International journal of performability engineering*, 9(3), 287. <https://www.ijpe-online.com/EN/Y2013/V9/I3/287>
- [20] Gharahasanlou, A. N., Ataei, M., Khaloukakai, R., Fatourchi, S., & Barabadi, R. (2019). The impact of environmental conditions on the reliability of mining equipment: a case study of the Azerbaijan molybdenum-copper mine. *Analytical and numerical methods of mining engineering*, 9, 129-141. (In Persian). [https://elmmet.ir/doc/1973608-11561?elm\\_num=1](https://elmmet.ir/doc/1973608-11561?elm_num=1)
- [21] Nouri Qarahasanlou, A., Ataei, M., & Shakoor Shahabi, R. (2021). Expected proportional hazard model in preventive maintenance. *Journal of mining and environment*, 12(3), 753–767. <https://doi.org/10.22044/jme.2021.10812.2051>
- [22] Diamoutene, A., Noureddine, F., Kamsu-Foguem, B., & Barro, D. (2021). Reliability analysis with proportional hazard model in aeronautics. *International journal of aeronautical and space sciences*, 22(5), 1222–1234. <https://colab.ws/articles/10.1007%2Fs42405-021-00371-1>
- [23] Ramazani, S., & Sadighi, M. (2014). *The practical handbook of maintenance management*. Shahid Dastwara University.
- [24] Vlok, P. J., Coetzee, J. L., Banjevic, D., Jardine, A. K. S., & Makis, V. (2002). Optimal component replacement decisions using vibration monitoring and the proportional-hazards model. *Journal of the operational research society*, 53(2), 193–202. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jors.2601261>
- [25] Kalbfleisch, J. D., & Prentice, R. L. (2002). *The statistical analysis of failure time data*. John Wiley & Sons. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/book/10.1002/9781118032985>
- [26] O'Quigley, J. (2008). *Proportional Hazards Regression*. Springer New York, NY. <https://link.springer.com/book/10.1007/978-0-387-68639-4>
- [27] Duan, C., & Song, L. (2023). A Study of Proportional Hazards Models: Its Applications in Prognostics. In *Maintenance management-current challenges, new developments, and future directions*. IntechOpen. <https://www.intechopen.com/chapters/83047>

## پیوست

تغییرات قابلیت اطمینان برای دو گروه تجهیزات به شرح زیر است:

جدول الف-۱- تغییرات قابلیت اطمینان گروه اول.

**Table A1- Table 1- Changes in reliability of the first group.**

قابلیت اطمینان	زمان	ردیف	قابلیت اطمینان	زمان	ردیف
0.8757	633	26	1.0000	282	1
0.8757	677	27	0.9907	298	2
0.8638	681	28	0.9907	332	3
0.8520	682	29	0.9813	341	4
0.8520	683	30	0.9813	348	5
0.8520	684	31	0.9813	371	6
0.8520	689	32	0.9813	376	7
0.8520	701	33	0.9813	395	8
0.8390	712	34	0.9712	407	9
0.8259	739	35	0.9712	437	10
0.8259	764	36	0.9712	438	11
0.8125	765	37	0.9610	473	12
0.8125	770	38	0.9610	476	13
0.8125	787	39	0.9507	477	14
0.8125	788	40	0.9403	487	15
0.7980	793	41	0.9403	501	16
0.7980	799	42	0.9299	526	17
0.7833	815	43	0.9299	532	18
0.7686	825	44	0.9193	535	19
0.7540	826	45	0.9088	537	20
0.7393	834	46	0.9088	561	21
0.7245	854	47	0.8980	589	22
0.7096	873	48	0.8871	590	23
0.7096	881	49	0.8871	592	24
0.7096	885	50	0.8757	624	25

جدول الف-۱- ادامه.

Table A1-Continued.

قابلیت اطمینان	زمان	ردیف	قابلیت اطمینان	زمان	ردیف
0.4150	1193	76	0.6937	888	51
0.4150	1223	77	0.6779	895	52
0.4150	1224	78	0.6779	911	53
0.3908	1225	79	0.6620	915	54
0.3664	1236	80	0.6620	919	55
0.3421	1244	81	0.6620	936	56
0.3421	1266	82	0.6620	954	57
0.3421	1280	83	0.6620	970	58
0.3158	1281	84	0.6446	993	59
0.2893	1293	85	0.6446	997	60
0.2893	1308	86	0.6265	1019	61
0.2893	1321	87	0.6086	1020	62
0.2580	1342	88	0.5908	1023	63
0.2580	1345	89	0.5732	1032	64
0.2263	1354	90	0.5732	1043	65
0.1953	1356	91	0.5732	1051	66
0.1619	1376	92	0.5546	1052	67
0.1267	1393	93	0.5363	1075	68
0.0933	1411	94	0.5181	1087	69
0.0933	1424	95	0.4987	1094	70
0.0603	1445	96	0.4987	1133	71
0.0339	1485	97	0.4785	1161	72
0.0000	1499	98	0.4785	1163	73
			0.4573	1179	74
			0.4361	1182	75

جدول الف-۲- تغییرات قابلیت اطمینان گروه دوم.

Table A2- Changes in reliability of the second group.

قابلیت اطمینان	زمان	ردیف	قابلیت اطمینان	زمان	ردیف
0.9624	722	26	1.0000	259	1
0.9624	726	27	1.0000	294	2
0.9522	756	28	0.9942	368	3
0.9522	790	29	0.9942	378	4
0.9410	832	30	0.9942	391	5
0.9410	851	31	0.9942	415	6
0.9410	863	32	0.9942	419	7
0.9410	874	33	0.9942	420	8
0.9270	896	34	0.9942	444	9
0.9116	914	35	0.9942	466	10
0.9116	918	36	0.9878	507	11
0.9116	947	37	0.9878	508	12
0.8956	952	38	0.9878	531	13
0.8956	954	39	0.9878	537	14
0.8956	959	40	0.9878	568	15
0.8956	973	41	0.9878	571	16
0.8956	974	42	0.9878	584	17
0.8956	975	43	0.9878	593	18
0.8956	977	44	0.9878	595	19
0.8956	995	45	0.9878	656	20
0.8956	1002	46	0.9878	666	21
0.8956	1006	47	0.9878	688	22
0.8956	1016	48	0.9807	699	23
0.8956	1018	49	0.9807	707	24
0.8956	1026	50	0.9723	714	25

جدول الف-٢- ادامه.

Table A2-Continued.

قابلیت اطمینان	زمان	ردیف	قابلیت اطمینان	زمان	ردیف
0.6886	1283	68	0.8746	1036	51
0.6481	1315	69	0.8535	1037	52
0.6481	1326	70	0.8322	1046	53
0.6031	1332	71	0.8105	1048	54
0.6031	1341	72	0.7867	1053	55
0.6031	1343	73	0.7867	1063	56
0.5394	1352	74	0.7867	1109	57
0.4740	1354	75	0.7867	1143	58
0.4740	1355	76	0.7560	1159	59
0.4740	1366	77	0.7257	1164	60
0.4740	1367	78	0.7257	1169	61
0.4740	1374	79	0.7257	1175	62
0.4740	1392	80	0.7257	1181	63
0.4740	1406	81	0.7257	1218	64
0.4740	1409	82	0.7257	1246	65
0.4740	1417	83	0.6886	1256	66
			0.6886	1278	67