

## استفاده از مدل شکنندگی در تخمین عمر مفید باقیمانده (مطالعه موردی: سیستم بارگیری معدن مس سونگون)

آوات قم‌قلعه<sup>۱</sup>، محمد عطایی<sup>۲</sup>، رضا خالوکاکایی<sup>۳</sup>، عباس برآبادی<sup>۴</sup> و علی نوری قراحسنلو<sup>۵\*</sup>

اطلاعات مقاله	چکیده
دریافت مقاله: ۱۳۹۸/۰۹/۱۷	
پذیرش مقاله: ۱۳۹۹/۰۴/۱۱	
<b>واژگان کلیدی:</b> ماشین‌آلات سنگین، قابلیت اطمینان، عمر مفید باقیمانده، مدل شکنندگی.	<p>ایده عمر مفید باقیمانده (RUL)، مفهوم جدیدی است که پیش‌بینی از مقدار عمر مفید باقیمانده را قبل از وقوع خرابی برای یک سیستم براساس شرایط حاضر و پروفیل عملیاتی گذشته ارائه می‌دهد. در این مقاله، RUL براساس قابلیت اطمینان تخمین زده شده، برای تقارب به نتایج واقعی‌تر، تأثیر شرایط محیط عملیاتی در قالب فاکتورهای ریسک در تحلیل‌ها وارد می‌شود. این شرایط محیطی گاهی ملموس و مشهود است و گاهی امکان تعیین و وارد کردن آن‌ها در تحلیل وجود ندارد و تحت عنوان «فاکتورهای ریسک نامشهود» با استفاده از مدل شکنندگی تحلیل می‌شوند. تحلیل RUL مطالعه موردی از سیستم بارگیری (شاول کوماتسو ۱۲۵۰) معدن مس سونگون براساس اطلاعات یک بازه هشت‌ماهه نشان داد مدل ویبول نرخ مخاطره متناسب مرکب (W-MPHM) بهترین برازش بر داده‌ها را دارد. در این مدل، چهار فاکتور ریسک شیف، نوع سنگ، نوع باربر و بارندگی با ضرایب نرخ مخاطره ۲/۶۶، ۳/۷۹، ۰/۲۰۴ و ۱/۱۸ به‌عنوان مؤثرترین فاکتورها به دست آمد. RUL سیستم در دو سناریوی بعد طی حدود ۴۰ ساعت صفر شد. همچنین مقایسه این W-MPHM با مدل نمای نرخ مخاطره متناسب (Ex-PHM) در طول ۸۰ ساعت کارکرد نشان داد تقعر منحنی قابلیت اطمینان در مدل دوم بیشتر از مدل اول بوده، در واقع سرعت افت قابلیت اطمینان در شروع بازه بیشتر است. این موضوع نشان‌دهنده تأثیر فاکتورهای ریسک نامشهود در تحلیل عملکرد سیستم بوده، صرف‌نظر از آن، ناریبی قابل توجهی در نتایج به دنبال خواهد شد.</p>

### مقدمه

یکی از پیامدهای وقوع خرابی در سیستم‌های تولیدی و در فرایندهای صنعتی، افت تولید و در نتیجه، عدم تحقق ظرفیت پیش‌بینی‌شده و تعویق تحویل کالا به مشتری و در درازمدت، کاهش سهم بازار است. توسعه فناوری و پیچیدگی سیستم‌های امروزی، دشواری‌های دستیابی به

کارکرد<sup>۲</sup> بهینه برای سیستم‌های صنعتی را دوچندان کرده است. کارکرد سیستم‌های صنعتی به‌طور پیچیده مرتبط با شاخص‌های عملکردی سیستم، مانند قابلیت اطمینان<sup>۳</sup>، دسترسی<sup>۴</sup>، تعمیرپذیری<sup>۵</sup> و پشتیبانی تعمیرات<sup>۶</sup> (RAMS) است. عمر باقیمانده مفید (RUL)<sup>۷</sup> نیز از جمله ابزاری است که اخیراً برای پیش‌آگاهی<sup>۸</sup> از رفتار سیستم به کار گرفته

۵. استادیار، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی، قزوین، ایران

2. Performance
3. Reliability
4. Availability
5. Maintainability
6. Maintenance supportability
7. Remaining Useful Life
8. Prognostic

\* پست الکترونیک نویسنده مسئول: Alinoormine@gmail.com

۱. دانشجوی دکتری مهندسی استخراج معدن، دانشکده معدن، نفت و ژئوفیزیک، دانشگاه صنعتی شاهرود، سمنان، ایران
۲. استاد، دانشکده معدن، نفت و ژئوفیزیک، دانشگاه صنعتی شاهرود، سمنان، ایران
۳. استاد، دانشکده معدن، نفت و ژئوفیزیک، دانشگاه صنعتی شاهرود، سمنان، ایران
۴. استاد، عضو هیئت علمی دانشگاه شمالگان ترومسو، نروژ

هرچند در همه مقالات ارائه شده، هدف، تخمین مدت زمان تا وقوع خرابی است، در برخی موارد روش‌های ارائه شده به قدری پیچیده شده که عملاً استفاده از آن‌ها در حل مطالعات واقعی، امکان‌پذیر نیست.

اساس RUL استفاده از قابلیت اطمینان در تخمین عمر است. قابلیت اطمینان به عنوان توانایی یک آیتم در اجرای فعالیت خواسته و تحت شرایط مشخص برای یک بازه زمانی مشخص تعریف می‌شود. قابلیت اطمینان آیتم مرتبط با زمان‌های سرپایی بین خرابی‌های رخ داده است [۱۲]. کومار و همکارانش (۱۹۸۹) برای نخستین بار در زمینه مهندسی معدن، فرایند منسجمی برای تحلیل قابلیت اطمینان ناوگان بارگیری متشکل از سه دستگاه LHD اجرا کردند [۱۳]. در سال‌های اخیر، حسینی و همکاران [۱۴-۱۷]، نوری و همکاران با استفاده از این روش به تحلیل قابلیت اطمینان [۱۸-۲۲].

وجه مشترک تحقیقات انجام شده تا این مرحله درباره قابلیت اطمینان، صرف نظر کردن از شرایط محیطی است که در این مقاله از آن‌ها با عنوان فاکتورهای ریسک مشهود<sup>۴</sup> یاد شده، سهم عمده تحلیل‌ها بر دوش روش‌های کلاسیک است. در سال ۱۹۹۳ کومار و کلفسجو در مقاله‌ای برای نخستین بار به مروری نسبتاً کامل درباره مدل نرخ مخاطرات متناسب<sup>۵</sup> (PHM) پرداختند [۲۳]. در سال ۱۹۹۵ نیز کومار مدل PHM را برای سیستم‌های تعمیرپذیر گسترش داد [۱]. تحقیقات کومار و وستبرگ در سال ۱۹۹۶ نیز بر روی ماشین LHD ادامه داشت و طی آن، فرض ثابت بودن فاکتورهای کمکی در طول زمان برای مدل PHM مورد ارزیابی قرار گرفت [۲]. برآبادی در سال ۲۰۱۱ از مدل نرخ مخاطرات متناسب لایه‌بندی شده در تحلیل قابلیت اطمینان ناوگان استخراجی معدن بوکسیت استفاده کرد [۳]. ویجایا در سال ۲۰۱۲ رساله دکتری خویش را در زمینه روش‌های بهبود قابلیت دسترسی دستگاه لقی‌گیر ارائه کرد [۴]. در سال‌های اخیر نیز نوری و همکاران در رابطه با تحلیل ناوگان استخراجی معدن سونگون، از مدل PHM و بسط‌های آن نظیر SCRM استفاده کرده‌اند [۲۰، ۲۴، ۲۵ و ۲۶]. در سال ۲۰۱۸ منیری و همکاران از PHM برای تحلیل سیستم بارگیری

شده است. پیش‌آگاهی در RUL داشتن تخمینی از ریسک و زمان تا وقوع یک حالت خاص (یا حالت‌های مختلف) از خرابی در آینده یا پیش‌بینی عمر مفید سیستم است. در گذشته، RUL براساس مقدار عمر تصادفی باقیمانده پس از گذشت مدت زمان t از شروع به کار به عنوان «متوسط عمر باقیمانده (MRL)»<sup>۱</sup> در نظر گرفته می‌شد. این تابع نخستین بار توسط واتسون و ولز برای تحلیل خرابی‌ها در بازه عمر نوزادی (نمودار وانی) مطرح شد [۱]. در دهه بعدی لیم و پارک به بررسی تغییرات روند در تابع MRL پرداختند. در این تحقیق، فرض نمایی بودن نمودار MRL در برابر افزایشی یا کاهش‌ی بودن بررسی شد [۲]. سه سال بعد، همین محققان به بسط بیشتر در رابطه با تغییرات روند در نمودار MRL پرداخته، مجموعه‌ای از آزمون‌ها برای ارزیابی این تغییرات با در نظر گرفتن داده‌های کامل و سانسور شده ارائه کردند [۳]. در سال ۱۹۹۹ لیو و چو رفتار توابع پیوسته (ویبول و لاگ‌نرمال) و گسسته (ساندرز و بیرینگ بایوم، گاوسین معکوس و نرخ مخاطره وانی) MRL را در رابطه با نرخ مخاطره مورد مطالعه قرار دادند [۴]. لایی و همکاران در سال ۲۰۰۱ توابع توزیع نرخ مخاطره وانی شکل و کاربردهای آن در قابلیت اطمینان و MRL را مطالعه کردند [۵].

خیائو و همکارانش در سال ۲۰۱۱ مروری بر پیشینه تخمین RUL با روش‌های آماری داشتند [۶]. قدرتی و همکارانش برای نخستین بار در سال ۲۰۱۲ مبحث RUL را در زمینه سیستم‌های معدنی مطرح کردند [۷]. والیس و همکاران در سال ۲۰۱۵ از اطلاعات تست روغن برای تحلیل RUL استفاده نمودند [۸]. خراسگنی و همکارانش روشی مرکب از برنامه تخمین با برنامه پیش‌بینی برای محاسبه RUL به عنوان توزیع تصادفی در طول عمر سیستم پیشنهاد کردند [۹]. خی و همکارانش معتقدند فرایند تنزیل در برخی سیستم‌های سودمند، نظیر کوره‌های ذوب و موتورهای توربوفن، مرتبط با تأثیرات حافظه‌ای<sup>۲</sup> است [۱۰]. در مقاله ارائه شده توسط وو و همکارانش در سال اخیر، از نوعی خاص از روش شبکه‌های عصبی تحت عنوان مدل حافظه طولانی کوتاه-مدت وانیلی<sup>۳</sup> برای تخمین RUL موتورهای توربوفن هواپیماها بهره بردند [۱۱].

4. Observed risk factors (or covariates)  
5. Proportional hazard model

1. Mean residual life function  
2. Memory effects  
3. Vanilla Long Short-Term Memory (vanilla-LSTM)

نامشهود؛

۴. تعیین رفتار عملکردی براساس قابلیت اطمینان؛
  ۵. تخمین عمر مفید باقیمانده.
- در ادامه، به شرح جزئیات هریک از مراحل پرداخته شده است.

## ۲-۱- شناسایی و مرزبندی سیستم

نخستین مرحله الگوریتم که توسط نگارنده پیشنهاد گردیده، طبق شکل (۱) شناسایی سیستم است. این مرحله، مهم‌ترین قسمت تحقیق است که در صورت مرزبندی اشتباه بانک داده، اشتباه بوده، در نتیجه، نتایج اشتباه به دست خواهد آمد. مرزبندی با سطوح مختلفی از قلم<sup>۴</sup>، جزء<sup>۵</sup> و زیرسیستم<sup>۶</sup> گرفته تا خود سیستم به ترتیب انجام می‌شود. در هر سیستم، این سطوح بسته به اطلاعات موجود، دیدگاه‌های متخصصان، پیکربندی سیستم، مشاهدات میدانی و گاه پیشنهادهای سازنده مشخص می‌شود [۸]. هر سیستم از چند زیرسیستم، هر زیرسیستم از چند جزء و هر جزء از چند قلم تشکیل می‌شود که در کارهای تحقیقاتی عمدتاً سطح اطلاعات موجود تعیین‌کننده مرزهاست. برای مثال، اگر درباره یک ناوگان باربری اطلاعات در سطح خرابی کامیون‌ها ثبت شده باشد، کل ناوگان باربری به عنوان سیستم و هر کامیون به عنوان یک زیرسیستم تحلیل خواهد شد.

## ۲-۲- 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 لدبروک<sup>۷</sup>، شکست عبارت است از ناتوانی سیستم در انجام کار موردانتظاری که استعداد انجام آن را دارد، ولی به دلایل نامعین در حال حاضر از انجام آن عاجز است [۵]. نحوه گردآوری داده را می‌توان در دو دسته کمی (جمع‌آوری داده به شکل اعداد) و کیفی (جمع‌آوری داده به شکل کلمات و عکس‌ها) طبقه‌بندی کرد که داده‌های نوع اول، کاربرد بیشتری در زمینه تحلیل عملکرد سیستم دارند. منابع به‌کاررفته در جمع‌آوری این داده‌ها را نیز می‌توان اسناد، مدارک آرشیو، ملاقات‌ها و مصاحبه‌ها،

معدن مس سونگون استفاده کردند [۲۷].

با این حال، خود روش‌های رگرسانی مبتنی بر فاکتورهای ریسک مشهود نیز دارای نواقص عمده‌ای هستند که تا نون پوشیده مانده است. این موضوع ناشی از وجود ناهمگنی<sup>۱</sup> در داده‌های خرابی است که قادر به ایجاد انحراف شدید در نتایج به‌دست‌آمده می‌باشد. این ناهمگنی می‌تواند ریشه‌های مختلفی داشته باشد، از جمله مشکل در نحوه ثبت داده‌ها، وجود پارامترهای مؤثر در عملکرد که اصلاً اطلاعات ثبت‌شده ندارند، مانند نحوه تأثیر استراتژی‌های کلبی یک شرکت بر سیستم یا تأثیر آن در پروژه، عدم توانایی در کمی‌سازی برخی عوامل و عدم مشاهده برخی اقلام کلیدی از طرف محقق و غیره. در واقع این ناهمگنی، همان تأثیرات پنهانی است که از آن‌ها با عنوان فاکتورهای ریسک نامشهود<sup>۲</sup> یاد شده است و برای تحلیل آن‌ها در این مقاله از مدل شکنندگی<sup>۳</sup> استفاده می‌شود. ساختار مقاله بدین صورت است که در ابتدا الگوریتم تخمین RUL براساس فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود ارائه شده است. سپس رویکردی پیشنهادی برای ارزیابی مطالعه موردی از سیستم بارگیری معدن مس سونگون به کار گرفته شده تا توانایی این رویکرد در مقابله با شرایط واقعی سنجیده شود. در نهایت نتایج به‌دست‌آمده از مقاله ارائه شده است. نوآوری و دستاوردهای اصلی این مقاله را می‌توان به صورت زیر خلاصه کرد:

- پیشنهاد رویکردی منسجم برای تخمین RUL بر مبنای قابلیت اطمینان؛
- بررسی تأثیر شرایط محیط در قالب فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود در قابلیت اطمینان؛
- وارد کردن تأثیرات فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود بر RUL.

## تئوری و متدولوژی تحقیق

در شکل (۱) تئوری تحقیق در الگوریتمی شامل پنج مرحله ارائه شده است:

۱. شناسایی و مرزبندی سیستم؛
۲. تشکیل بانک داده و تعیین فاکتورهای ریسک مشهود؛
۳. بررسی همگنی داده برای تعیین فاکتورهای ریسک

<sup>5</sup>. Component

<sup>6</sup>. Subsystem

<sup>7</sup>. J. Ladbrook

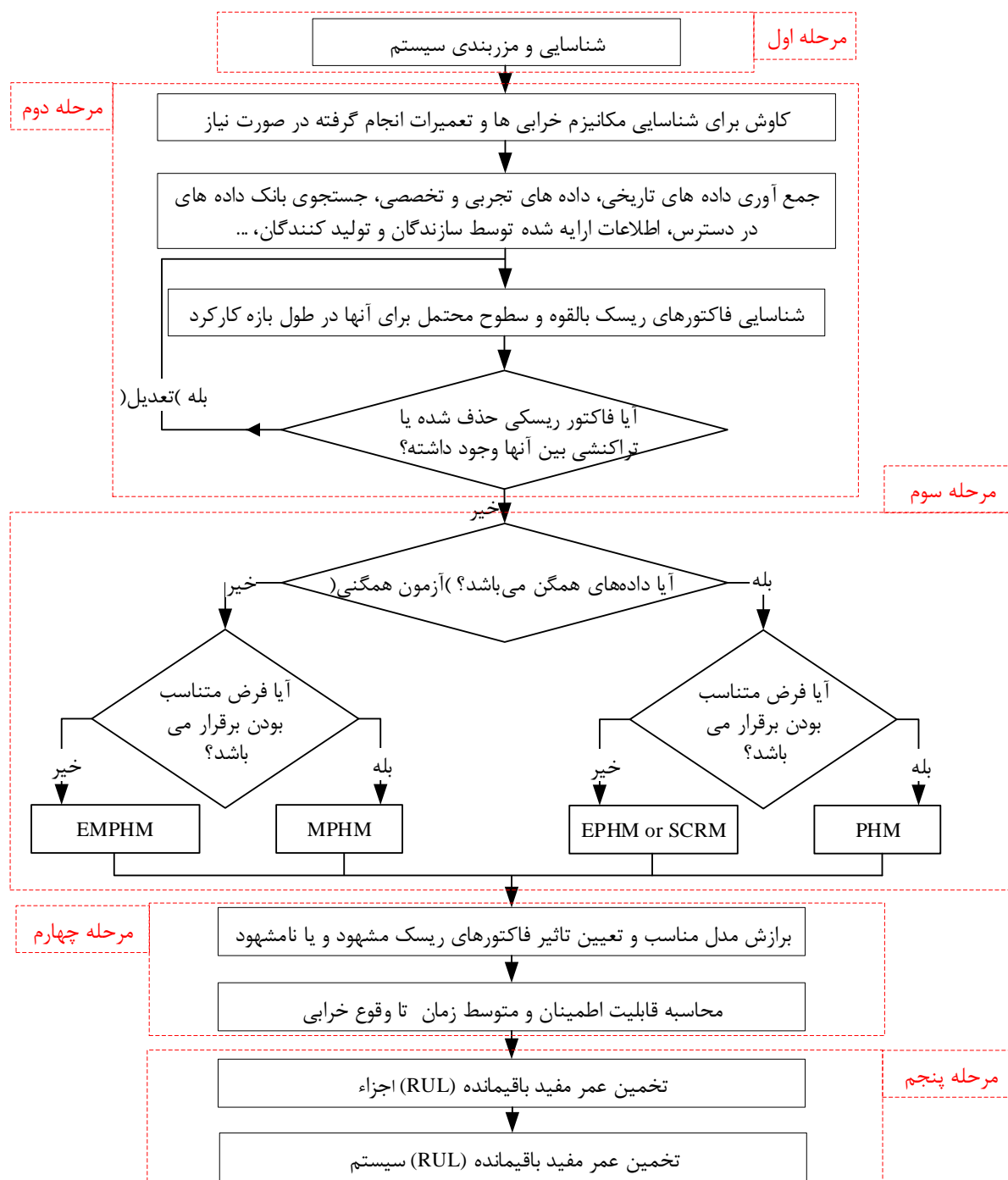
<sup>1</sup>. Heterogeneity

<sup>2</sup>. Un-observed risk factors

<sup>3</sup>. Frailty model

<sup>4</sup>. Item

مشاهدات مستقیم، مشاهدات مشترک و آثار مصنوعی بیان کرد [۶].



شکل ۱- تخمین عمر مفید باقیمانده مبتنی بر فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود با مدل شکنندگی

یا تعمیرناپذیر بودن سیستم / جزء زمان بین خرابی ها<sup>۲</sup> (TBF) یا زمان تا وقوع خرابی ها<sup>۳</sup> (TTF) محاسبه می شود [۸].

همچنین داده های مرتب شده باید برحسب نوع خرابی، یعنی کامل<sup>۴</sup> (۱) یا معلق<sup>۵</sup> (۰) (داده سانسور شده<sup>۶</sup> و داده

داده های مورد نیاز برای تحلیل قابلیت اطمینان، به ویژه RUL عبارت اند از: نوع خرابی، زمان وقوع خرابی و داده های مربوط به فاکتورهای ریسک [۷].

پس از جمع آوری داده ها در مرحله بعد خرابی ها به ترتیب زمان وقوع خرابی<sup>۱</sup> مرتب شده، سپس با توجه به تعمیرپذیر

4. Complete failure data

5. Suspended data

6. Censored data

1. Chronological

2. Time between failure

3. Time to failure

(LR)<sup>۶</sup> استفاده شده است. این آزمون فرض متقابل، عدم حضور ناهمگنی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. اگر تابع نرخ مخاطره اساسی ویبول یا مدل فرایند قانون توانی (PLP) باشد، نرخ درست‌نمایی پیشینه به‌صورت زیر خواهد بود [۲۸] و [۲۹]:

$$R = 2 \left( \ln L(\hat{\lambda}, \hat{\beta}, \hat{\eta}, \hat{\theta}) - \ln L(\hat{\lambda}_0, \hat{\beta}_0, \hat{\eta}_0, 0) \right) \quad (1)$$

در این رابطه،  $\hat{\lambda}$  و  $\hat{\beta}$  پارامترهای تابع اساسی،  $\hat{\eta}$  ضریب رگرسیون برای فاکتورهای ریسک مشهود و  $\theta$  به‌عنوان درجه ناهمگنی تعریف می‌شود [۲۸]. این پارامترها از طریق پیشینه‌سازی تابع درست‌نمایی کامل تخمین زده می‌شوند. از آنجا که  $\hat{\eta} = 0$  در درون فضای پارامتر قرار ندارد ( $\hat{\eta} < 0$  مجاز نیست)،  $R$  دارای توزیع کای-دوی  $\chi_1^2$  (مجانِب نرمال) نیست. در حقیقت، مجانب  $\hat{\eta}$  دارای توزیع کای-دو با درجه آزادی یک ( $\chi_1^2$ ) با جرم احتمال  $0.5$  در  $R=0$  است؛ یعنی در سطح اطمینان  $5\%$  فرض صفر: عدم وجود ناهمگنی، رد خواهد شد اگر  $R > 2.706$ . علاوه بر این تحت استراتژی کمینه تعمیرات مدل PLP را می‌توان به‌عنوان تابع شدت به کار برد [۲۸ و ۳۰].

#### ۲-۴- ارزیابی فرض متناسب بودن فاکتورهای مشهود

در این مرحله، طبق الگوریتم باید برقراری فرض متناسب بودن نرخ مخاطره (PH) در هر دو سمت مورد ارزیابی قرار گیرد تا از عدم وابستگی به زمان فاکتورهای ریسک مشهود اطمینان حاصل شود. برای این منظور، می‌توان از آزمون‌های تحلیلی و ترسیمی استفاده کرد که آزمون‌های تحلیلی با ارائه آماره استاتیک و  $p$ -value به ارزیابی فرض PH برای هر یک از فاکتورهای ریسک می‌پردازد. یکی از آزمون‌های تحلیلی پرکاربرد در این زمینه، آزمون هارل و لی<sup>۹</sup> بوده که حالت تغییر یافته از آزمون شوئنفلد (سال ۱۹۸۲) و معروف به آزمون «باقیمانده‌های شوئنفلد» است. این روش به‌خاطر ارائه نتایج براساس  $p$ -value جذاب‌تر است و ارزیابی راحت‌تری با استفاده از منطق ریاضی ارائه می‌دهد. یک  $p$ -value معنادار بزرگ‌تر از  $0.1$  نشان‌دهنده قابل قبول بودن فرض PH است، در حالی که یک  $p$ -value

بریده‌شده<sup>۱</sup> بودن نیز مشخص می‌شوند. غیر از داده‌های زمانی (از جنس زمان) توصیف شرایط محیطی و وارد کردن تأثیر شرایط محیطی، نیازمند فاکتورهای ریسک است. بدین منظور، ابتدا تمامی فاکتورهای ریسک مؤثر (تا جای ممکن) در خرابی‌ها مشخص شده، سپس براساس اطلاعات موجود و نظر متخصصان فاکتورهای واقعاً مؤثر حفظ یا اینکه تراکنش بین فاکتورها بررسی می‌شود. منظور از تراکنش این است که دو فاکتور با یکدیگر هم‌پوشانی یا وابستگی با خرابی‌ها نداشته باشند. در این صورت باید برخی فاکتورهای ریسک حذف، ادغام یا نرمالیزه شده، تا این وابستگی و تراکنش از داده‌ها حذف شود. در نهایت، داده‌های خرابی با فاکتورهای ریسک مشهود تلفیق شده، براساس تقدم وقوع مرتب می‌شوند.

#### ۲-۳- ارزیابی فرض همگنی<sup>۲</sup>

همان‌طور که اشاره شد، برخی فاکتورهای ریسک به‌صورت ناخواسته از تحلیل‌ها کنار گذاشته می‌شوند. گاهی نیز از همان ابتدا امکان وارد کردن آن‌ها به علت عدم مشاهده یا عدم امکان ثبت در تخمین شاخص‌های عملکردی سیستم وجود ندارد. این فاکتورهای ریسک که به‌عنوان فاکتورهای ریسک نامشهود در نظر گرفته شده‌اند، سبب ناهمگنی در داده‌ها می‌شوند که در صورت صرف‌نظر از آن‌ها انحراف در محاسبات ایجاد خواهد شد. از این رو در مرحله نخست از آزمون همگنی استفاده می‌شود که در صورت ناهمگنی داده‌ها از مدل نرخ مخاطره متناسب مرکب<sup>۳</sup> (MPHM) برای داده‌ها با نرخ مخاطره متناسب (فرض متناسب برقرار بوده و فاکتورهای ریسک وابسته به زمان نیستند) یا از نرخ مخاطره متناسب مرکب توسعه‌یافته<sup>۴</sup> (EMPHM) برای داده‌ها با نرخ مخاطرات نامتناسب استفاده خواهد شد. در صورت همگن بودن نتیجه آزمون نیز از مدل نرخ مخاطرات متناسب (PHM) برای فاکتورهای ریسک مستقل از زمان و از مدل نرخ مخاطرات متناسب توسعه‌یافته (EPHM) یا مدل رگرسیون لایه‌بندی‌شده کاکس<sup>۵</sup> (SCRM) برای فاکتورهای ریسک وابسته به زمان استفاده می‌شود.

روش‌های مختلف برای آزمون همگنی ارائه شده که از میان آن‌ها، در این مقاله از آزمون نرخ درست‌نمایی پیشینه

6. A likelihood ratio test

7. Asymptotically

8. Probability mass

9. Harrel and Lee

1. Truncated data

2. Heterogeneity

3. Mixed proportional hazard model

4. Extension mixed proportional hazard model

5. Stratified Cox regression model

مدل نیز اگر ضریب شکنندگی  $(\alpha_j)$  یک باشد، مدل‌ها تبدیل به مدل نرخ مخاطره متناسب توسعه یافته (EPHM) و مدل نرخ مخاطره متناسب (PHM) خواهند شد. در مدل PHM نیز اگر به زیرنویس تابع نرخ مخاطره اساسی  $(\lambda_0(t))$  یک  $s$  افزوده شود، به معنی نرخ مخاطره اساسی در لایه  $s$  خواهد بود و در این حالت، مدل PHM تبدیل به مدل رگرسیون لایه‌بندی شده کاکس (SCRM) می‌شود. در ادامه، مدل EMPHM که دربرگیرنده سایر مدل‌ها نیز هست، مورد بحث قرار می‌گیرد. اگر برای توصیف رفتار فاکتورهای ریسک مشهود در این مدل از تابع نمایی و  $P_1$  نشان‌دهنده فاکتورهای ریسک مستقل از زمان و  $P_2$  فاکتورهای وابسته به زمان را توصیف کند، رابطه کلی به رابطه (۳) تبدیل خواهد شد [۳۷]:

$$\lambda_j(t; z; z(t)|\alpha) = \alpha \cdot \lambda_0(t) \exp\left[\sum_{i=1}^{p_1} \eta_i z_i + \sum_{j=1}^{p_2} \delta_j z_j(t)\right] \quad (3)$$

که در این رابطه،  $\eta_i$  نشان‌دهنده ضرایب تأثیر فاکتور ریسک مستقل از زمان  $(Z_i)$ ،  $\delta_j$  نشان‌دهنده ضرایب تأثیر فاکتور ریسک وابسته به زمان  $(Z_j(t))$  است. در این مدل برای برقراری ارتباط بین نرخ مخاطره و تابع قابلیت اطمینان  $(R(t; z; z(t)|\alpha))$  از تابع شرطی قابلیت اطمینان  $(R(t; z; z(t)|\alpha))$  مشروط به شکنندگی با ضریب  $(\alpha)$  استفاده می‌شود:

$$R(t; z; z(t)|\alpha) = \exp\left(-\int_0^t \lambda_j(u; z; z(t)|\alpha) du\right) = \exp\left(-\alpha \int_0^t \frac{f(u; z; z(t))}{R(t; z; z(t))} du\right) = \{R(t; z; z(t))\}^\alpha \quad (4)$$

تابع قابلیت اطمینان غیرشرطی (جامعه) را نیز می‌توان با انتگرال‌گیری از مقدار  $(\alpha)$  نامشهود تخمین زد. اگر تابع چگالی احتمال  $\alpha$  با  $g(\alpha)$  بیان شود، تابع قابلیت اطمینان غیرشرطی یا جامعه به صورت رابطه (۵) خواهد بود [۶۶]:

$$R_\theta(t; z; z(t)) = \int_0^\infty \{R(t; z; z(t))\}^\alpha g(\alpha) d\alpha \quad (5)$$

در این رابطه پانویس  $\theta$  برای  $R$  برای تأکید بر وابسته بودن شکنندگی به واریانس  $\theta$  به کار رفته است. اگر برای توصیف شکنندگی از تابع چگالی احتمال گاما  $g(\alpha)$  با میانگین ۱ واریانس  $\theta$  به صورت رابطه (۶) استفاده شود:

$$g(\alpha) = \frac{\alpha^{\frac{1}{\theta}-1} e^{-\frac{\alpha}{\theta}}}{\Gamma\left(\frac{1}{\theta}\right) \theta^{\frac{1}{\theta}}} \quad (6)$$

کوچک‌تر از ۰/۰۵ برای یک فاکتور ریسک نشان می‌دهد فرض PH ارضا نشده است [۳۱]. به عبارت دیگر، آزمون فرض صفر آزمون بیان می‌دارد که در صورت برقراری فرض PH باقیمانده‌های شوئنفلد همبستگی با زمان نخواهند داشت ( $H_0: \rho=0$ ) و در صورت رد فرض صفر، فرض PH نیز رد خواهد شد [۳۲].

## ۲-۵- مدل شکنندگی

مدل شکنندگی، در واقع همان مدل قابلیت اطمینان همراه با ناهمگنی نامشهود<sup>۱</sup> یا شکنندگی است. این ناهمگنی گاهی به عنوان فاکتورهای ریسک نامشهود (مانند تأثیرات مدیریت در روند پیشرفت کار یا برند یک سیستم) نیز مطرح بوده که صرف‌نظر از آن‌ها مطابق فاکتورهای ریسک مشهود (مانند جنس سنگ یا شرایط آب‌وهوایی) سبب انحراف در نتایج خواهد شد [۲۸ و ۳۳]. برای کمی ساختن ناهمگنی و وارد کردن آن در تحلیل‌ها، نرخ مخاطره شرطی  $(\lambda_f(t; z; z(t)|\alpha))$  مدل شکنندگی به صورت پارامتر  $\alpha$  در تابع نرخ مخاطره ضرب می‌شود [۳۴-۳۶].

$$\lambda_j(t; z; z(t)|\alpha) = \alpha \cdot \lambda_0(t) \psi(z, z(t); \eta; \delta) \quad (2)$$

در این رابطه،  $\lambda_0(t)$  نرخ مخاطره اساسی دلخواه و تنها وابسته به زمان،  $Z$  بردار ردیفی دربرگیرنده فاکتورهای ریسک مشهود مربوط به سیستم،  $\eta$  بردار ستونی دربرگیرنده پارامترهای رگرسیون برای تعیین میزان تأثیر هر فاکتور ریسک،  $\alpha$  تابع شکنندگی مستقل از زمان برای سیستم  $Z$  و نشان‌دهنده میزان تأثیر یک یا یک دسته فاکتورهای ریسک نامشهود است. در این رابطه، تابع نرخ مخاطره اساسی را می‌توان به صورت نامعین یا با استفاده از توابع معین نظیر ویبول یا فرایند پواسون ناهمگن (NHPP) مدل کرد. برای مقادیر  $1 > \alpha_j$  می‌توان گفت که شکنندگی به دلایل غیرقابل توضیح، افزایش ریسک خرابی را به دنبال خواهد داشت و برای  $1 < \alpha_j$  برعکس است.  $Z(t)$  بردار ردیفی دربرگیرنده فاکتورهای ریسک مشهود وابسته به زمان و  $\eta$  بردار ستونی دربرگیرنده ضرایب رگرسیون فاکتورهای ریسک مشهود است. نرخ مخاطره متناسب مرکب توسعه یافته (EMPHM) در نظر گرفته می‌شود. در این رابطه، اگر از فاکتور ریسک وابسته به زمان  $(z(t); \delta)$  صرف‌نظر شود، مدل تبدیل به مدل نرخ مخاطره متناسب مرکب (MPHM) خواهد شد. در این دو

<sup>۱</sup>. Unobservable heterogeneity

از آنجا که برای MTTF داریم:

$$MTTF = \int_0^{\infty} t f(t) dt = \int_0^{\infty} R(t) dt \quad (12)$$

بنابراین رابطه با توجه به (۱۲) فرمول عمر مفید باقیمانده  $RUL(t)$  به صورت رابطه (۱۳) است:

$$MTTF(t_0) = \frac{MTTF - \int_0^{t_0} R(t) dt}{R(t_0)} = \frac{\int_0^{\infty} R(t) dt - \int_0^{t_0} R(t) dt}{R(t_0)} = \frac{\int_{t_0}^{\infty} R(t) dt}{R(t_0)} \quad (13)$$

در صورت ترکیب رابطه (۱۳) و (۷) عمر مفید باقیمانده مفید براساس فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود عبارت است از:

$$MTTF(t_0; z; z(t)) = \frac{\int_{t_0}^{\infty} R_{\theta}(t; z; z(t)) dt}{R_{\theta}(t_0; z; z(t))} = \frac{\int_{t_0}^{\infty} [1 - \theta \ln \{R(t; z; z(t))\}]^{-1/\theta} dt}{[1 - \theta \ln \{R(t_0; z; z(t))\}]^{-1/\theta}} \quad (14)$$

### مطالعه موردی

مجتمع معدن مس سونگون در ۸۵ کیلومتری شمال غرب شهرستان اهر و ۳۵ کیلومتری شمال ورزقان، با مختصات طول جغرافیایی ۴۶ درجه و ۴۲ دقیقه و ۲۰ ثانیه و عرض جغرافیایی ۳۸ درجه و ۴۱ دقیقه و ۳۰ ثانیه قرار دارد. زمستان‌های سرد و یخبندان و تابستان‌های معتدل، از خصوصیات آب‌وهوایی منطقه سونگون است. میانگین حداکثر درجه حرارت در تابستان ۳۳ درجه سانتی‌گراد و در زمستان ۲۰ درجه سانتی‌گراد ثبت شده است. مقدار حداکثر بارندگی در محل ۴۰۰ میلی‌متر در سال و مقدار رطوبت نسبی در سال بین ۵۲ تا ۸۵ درصد متغیر است. در این معدن انواع شرکت‌های عظیم عمرانی- معدنی مانند مبین، آجین، ندا و نوآوران مشغول فعالیت‌های معدنی و گاه عمرانی هستند که هر یک از این شرکت‌ها دامنه بسیار گسترده‌ای از تجهیزات عمرانی را شامل می‌شوند. در این مقاله، هدف، تحلیل عمر مفید باقیمانده یک دستگاه از سیستم بارگیری (لودر، بیل مکانیکی یا شاول) در معادن است.

### ۳-۱- مرزبندی سیستم بارگیری

نقطه شروع تحلیل در شکل (۱) تعریف مرز سیستم است. مرز سیستم براساس اجزای داخلی سیستم تعریف می‌شود

در این رابطه،  $\Gamma(\cdot)$  تابع گاما و در صورت انتگرال‌گیری از رابطه (۵) با در نظر گرفتن رابطه (۶) تابع قابلیت اطمینان مدل EMPHM به صورت زیر است:

$$R_{\theta}(t; z; z(t)) = [1 - \theta \ln \{R(t; z; z(t))\}]^{-1/\theta} \quad (7)$$

برای دستیابی به تابع نرخ مخاطره غیرشرطی نیز می‌توان از رابطه (۸) استفاده کرد [۶۶]:

$$\lambda_{\theta}(t; z; z(t)) = -\frac{d}{dt} R_{\theta}(t; z; z(t)) [R_{\theta}(t; z; z(t))]^{-1} \quad (8)$$

در نتیجه، برای تابع نرخ مخاطره مدل EMPHM خواهیم داشت [۳۷]:

$$\lambda_{\theta}(t; z; z(t)) = \lambda(t; z; z(t)) [1 - \theta \ln \{R(t; z; z(t))\}]^{-1} \quad (9)$$

### ۲-۵- تخمین عمر مفید باقیمانده مبتنی بر قابلیت اطمینان

عمر مفید باقیمانده برای اجزا و قطعات، زمان باقیمانده کارکرد صحیح قبل از وقوع خرابی در آنهاست. زیونگری و همکاران، عمر باقیمانده را از زمان جاری تا انتهای عمر مفید هر قطعه تعریف می‌کنند [۳۸]. مفهوم RUL به طور وسیع و گسترده در تحقیقات قابلیت اطمینان-آمار پایه و عملیاتی همراه با برنامه‌های کاربردی مهم استفاده می‌شود. RUL تخمینی است که به عنوان یک فاکتور کلیدی برای عملیات نگهداری مبتنی بر شرایط شناخته می‌شود [۳۹-۴۱]. محاسبه RUL نقش مهمی در محصولاتی دارد که دارای اثر بازیافتی و استفاده مجدد بوده یا از نظر استراتژیک در مصرف انرژی و نیز مصرف مواد اولیه مهم هستند [۴۲]. طول عمر محصولاتی که مورد استفاده مجدد قرار می‌گیرند باید به اندازه کافی زیاد باشد تا مجدداً قابل استفاده شوند. همین امر، اهمیت برآورد RUL، CBM (نگهداری مبتنی بر شرایط) را خاطر نشان می‌سازند. عمر مفید باقیمانده یا متوسط عمر باقیمانده<sup>۱</sup> (L) را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد. اگر  $MTTF(t_0)$  متوسط زمان موردانتظار تا خرابی در سیستم با عمر  $t_0$  باشد، خواهیم داشت [۷]:

$$L(t) = E(T - t | T \geq t) = MTTF(t_0) = \int_{t_0}^{\infty} (t - t_0) f(t | t_0) dt \quad t \geq 0 \quad (10)$$

با استفاده از رابطه (۱۰) خواهیم داشت:

$$MTTF(t_0) = \int_{t_0}^{\infty} t \times \frac{f(t)}{R(t_0)} dt - \int_{t_0}^{\infty} t_0 \times \frac{f(t)}{R(t_0)} dt \quad (11)$$

<sup>2</sup>. Boundaries

<sup>1</sup>. Mean residual life

در طول زمان بین خرابی برحسب میلی‌متر، متوسط میزان دما در طول زمان بین خرابی برحسب درجه سلسیوس و وضعیت آب‌وهوا را نشان می‌دهد.

جدول ۱- فاکتورهای ریسک سیستم بارکننده

نوع فاکتور	فاکتور ریسک	طبقه‌بندی	مقدار کمی اصلاحی
گسسته	نوبت ( $Z_1$ )	صبح	a
		ظهر	b
		شب	c
	نوع دامپ‌تراک ( $Z_3$ )	۳۲	۰
		۱۰۰	۱
		۳۲ و ۱۰۰	۲
	وضعیت آب‌وهوایی ( $Z_6$ )	آفتابی و بدون ابر	۴
		نیمه‌ابری	۳
		ابری	۲
		مه شدید	۱
	نوع سنگ ( $Z_2$ )	کانسنگ، اکسید و سولفور	۳
		متزونیت و اسکارن	۲
تراکیت		۱	
پیوسته	میزان بارش ( $Z_4$ )	برحسب میلی‌متر	
	دما ( $Z_5$ )	برحسب درجه سلسیوس	

### ۳-۳- بررسی وابستگی فاکتورهای ریسک مشهود سیستم بارگیری

پس از تشکیل بانک داده و استخراج تمام فاکتورهای ریسک، برخی از آن‌ها به‌علت تأثیرات کمتر یا عدم دستیابی به داده، از محاسبات حذف شدند. در این بخش، طبق الگوریتم شکل ۱ باید تراکنش و وابستگی بین فاکتورهای ریسک بررسی شود. بدین منظور، ماتریس وابستگی برای فاکتورهای ریسک تشکیل شد. در این ماتریس که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، از بوت استریپینگ<sup>۲</sup> در نرم‌افزار SPSS برای اطمینان بیشتر از نتایج به‌دست‌آمده استفاده گردید. در آمار، بوت استریپینگ یک روش محاسباتی-آماري-کامپیوتری برای تعیین میزان دقت برآوردگرهای حاصل از داده‌های نمونه است [۴۳].

تا از هم‌پوشانی با سیستم‌های مجاور جلوگیری گردد. ذکر این نکته ضروری است که تنها خرابی‌های داخل مرزها در محاسبات وارد خواهند شد. همچنین مرزبندی، تأثیر مستقیم در جمع‌آوری داده خواهد داشت؛ بنابراین باید مرزبندی انجام‌گرفته تا حد امکان در سازگاری با داده‌های موجود (ثبت شده) نیز باشد. در این معدن با توجه به نوع اطلاعات موجود، سطح سیستم ما به‌عنوان دستگاه در نظر گرفته شد. از سوی دیگر، یکی از مهم‌ترین اولویت‌ها در انتخاب سیستم، سرپا بودن آن و امکان تحلیل RUL برای آن است. بیشتر دستگاه‌های موجود در معدن سونگون مدت بسیار طولانی در این مجموعه بوده یا از سایر پروژه‌های معدنی توسط پیمانکاران وارد مجموعه شده‌اند؛ بنابراین چند سال است که عمر مفید آن‌ها گذشته و اصلاً قابل تحلیل نیستند. از این رو مهم‌ترین چالش پس از جمع‌آوری داده از شرکت‌های پیمانکاری مختلف و بررسی اولیه داده‌ها تنها سیستم‌های بارگیری نو موردنظر بوده که از این بین نیز با توجه به محدودیت در تحلیل‌ها از بابت بانک داده تنها یک مورد بیل مکانیکی PC-1250 امکان بررسی داشت. بنابراین به‌طور خلاصه سیستم موردتحلیل ما یک دستگاه بارگیری از شرکت آجین انتخاب شد.

### ۳-۲- جمع‌آوری داده‌های سیستم بارگیری

با توجه به تحلیل عمر مفید باقیمانده براساس قابلیت اطمینان با در نظر گرفتن فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود، باید داده‌های خرابی از جنس زمان و اطلاعات شرایط محیطی جمع‌آوری شود. بدین منظور، داده‌ها در یک بازه ۸ ماهه برای بیل مکانیکی از منابع مختلف همچون اسناد ثبت‌شده (گزارش‌های گروه نت، مکانیک، روزانه)، مدارک آرشیوی (گزارش‌های قبلی، دفترچه ماشین‌آلات)، ملاقات و مصاحبه‌ها و مشاهدات مستقیم در جدول ۱ گردآوری شدند. درنهایت، داده‌های زمان در قالب زمان بین خرابی‌ها (TBFs)<sup>۱</sup> و شرایط محیطی در قالب فاکتورهای ریسک پیوسته و گسسته استخراج گردیدند.

در نمونه‌ای از داده‌های سیستم بیل مکانیکی آورده شده است. در این جدول ستون اول، شماره خرابی، ستون دوم، مدت زمان بین خرابی برحسب ساعت، ستون سوم، وضعیت خرابی از نظر خرابی کامل (f) یا سانسور شده (s)، شیفت خرابی، نوع سنگ، نوع سیستم باربر، متوسط میزان بارش

<sup>2</sup>. Bootstrapping

<sup>1</sup>. Time between failures



### ۳-۵- آزمون فرض متناسب بودن نرخ مخاطره

#### سیستم بارگیری

نتایج آزمون برای فاکتورهای ریسک مختلف به صورت جدول ۴ تنظیم شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، P(PH)-value برای فاکتورهای ریسک در سطح معناداری ۵ درصد مشکلی ندارد و فرض PH برای همه فاکتورهای ریسک برقرار است. در آخرین ردیف نیز آزمون برای داده‌ها به صورت یکپارچه انجام گرفته که این آزمون نیز برقراری فرض PH را تأیید می‌کند. در نتیجه، مدل MPHM برای توصیف رفتار سیستم بارگیری برازش خواهد شد.

جدول ۴- مقادیر p-value برای ارزیابی فرض PH فاکتورهای ریسک سیستم بارگیری

فاکتور ریسک	$\rho$	$\chi^2$	df	P-value
$Z_1$	۰/۰۲	۰/۰۱	۱	۰/۹۱
$Z_2$	-۰/۱۹	۱/۸۵	۱	۰/۱۷
$Z_3$	۰/۰۹	۰/۳۶	۱	۰/۵۵
$Z_4$	-۰/۰۵	۰/۴۸	۱	۰/۴۹
$Z_5$	-۰/۰۱	۰/۰۱	۱	۰/۹۳
$Z_6$	۰/۰۶	۰/۲۴	۱	۰/۶۳
آزمون کل	-	۲/۲۳	۶	۰/۷۸

### ۳-۶- برازش مدل EMPHM برای سیستم بارگیری

این مدل در واقع ترکیبی از مدل رگرسیونی PHM با در نظر گرفتن شکنندگی است. این مدل به طور کلی دربرگیرنده تأثیر فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود بر داده‌های زمانی است که این تأثیر به ضریب  $\alpha$  که دارای تابع گاما است، بر تابع PHM افزوده شده، در نهایت رابطه نرخ مخاطره و قابلیت اطمینان تابع MPHM به صورت رابطه (۹) و (۷) خواهد بود. در این مدل نیز برای تعیین تابع اساسی  $R(t; z; z(t))$  یا  $\lambda(t; z; z(t))$  سراغ آماره‌های AIC و BIC می‌رویم که در جدول ۵ مقادیر این آماره‌ها برای سه تابع ویبول، نمایی و گومپتز مشخص شده است.

جدول ۵- مقادیر GOF توابع رگرسیون-رگرسیونی برای داده‌های خرابی بیل مکانیکی

مدل	AIC	BIC
Weibull PH-Fraily	۱۷۱/۹۶۵	۱۹۰/۸۱۳۹
Exponential PH-Fraily	۱۷۸/۳۶۹	۱۹۵/۱۲۳۷
Gompertz PH-Fraily	۱۸۰/۱۳۴	۱۹۸/۹۸۲۹

جدول ۲- نمونه‌ای از داده‌های TBF سیستم بیل مکانیکی با

#### فاکتورهای ریسک خرابی

شماره خرابی	TBF(Hr)	وضعیت خرابی	شیفت	نوع سنگ	نوع باربر	میزان بارش (mm)	دما (C)	وضعیت آب‌وهوا
۱	۱۴۹	f	a	۲	۰	۱/۳۶	-۴/۸۷	۲
۲	۷۶	f	c	۳	۱	۰	-۷/۷۷	۴
۳	۱۸	f	c	۳	۱	۰	-۴/۴	۴
۴	۱۸	f	c	۳	۱	۰	-۱	۴

جدول ۳- وابستگی بین داده‌های زمانی و فاکتورهای ریسک با ۱۰۰۰ بوت‌استرپینگ

	TBF	$Z_1$	$Z_2$	$Z_3$	$Z_4$	$Z_5$
TBF	۱	۰/۱۳	-۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۷
$Z_1$	۰/۱۳	۱	۰/۱۱	*-۲/۵۵	۰	-۰/۱۲
$Z_2$	-۰/۱۰	۰/۱۱	۱	-۰/۰۳	۰/۰۷	-۰/۱۱
$Z_3$	۰/۰۹	*-۲/۵۵	-۰/۰۳	۱	۰/۰۸	۰/۰۵
$Z_4$	۰/۰۷	۰	۰/۰۷	۰/۰۸	۱	-۰/۲۳
$Z_5$	۰/۰۷	-۰/۱۲	-۰/۱۱	۰/۰۵	-۰/۲۳	۱

مطابق این جدول، وابستگی آن‌چنانی بین فاکتورهای ریسک وجود ندارد. فقط درباره فاکتور ریسک شیفت در سطح اطمینان ۹۵ درصد با فاکتور ریسک نوع باربر، وابستگی وجود دارد که با توجه به کیفی بودن هر دو قابل صرف‌نظر است.

### ۳-۴- ارزیابی فرض همگنی برای فاکتورهای ریسک

#### نامشهود سیستم بارگیری

همان طور که اشاره شد، برای ارزیابی همگنی داده‌ها از آزمون LR مطابق رابطه (۱) استفاده می‌شود. برای داده‌های بیل مکانیکی مقدار R که به کمک نرم‌افزار STATA محاسبه شده، برابر است با:

$$R = 2 \left( \ln L(\hat{\lambda}, \hat{\beta}, \hat{\eta}, \hat{\theta}) - \ln L(\hat{\lambda}_0, \hat{\beta}_0, \hat{\eta}_0, 0) \right) = 3.96 \quad (15)$$

برای این مقدار R از آزمون، p- مقدار برابر است با ۰/۰۲۳ که نشان‌دهنده تأثیر «ناهمگنی یا فاکتورهای ریسک نامشهود» بر قابلیت اطمینان بیل مکانیکی است؛ بنابراین برای تحلیل در الگوریتم به سمت چپ، یعنی مدل‌های شکنندگی قابلیت اطمینان هدایت می‌شود.

متعاقباً تابع قابلیت اطمینان ویبول-MPHM پس از جای گذاری مقادیر مربوط خواهیم داشت:

$$R_{\theta}(t; z) = \left[ 1 - 5.394 \times \ln \left\{ e^{-\left(\frac{t}{78.499}\right)^{4.231}} \exp(0.977z_1 + 1.332z_2 - 1.589z_3 + 0.166z_4) \right\} \right]^{-\frac{1}{5.394}} \quad (18)$$

جدول ۷- ضرایب نرخ مخاطره تابع رگرسیونی W-MPHM برای داده‌های خرابی بیل مکانیکی

بازه اطمینان ۹۵ درصد		خطای استاندارد	نرخ مخاطره	فاکتورهای ریسک
۱۴/۴۶	۰/۴۹	۲/۳۰	۲/۶۶	$Z_1$
۲۷/۳۴	۰/۵۳	۳/۸۲	۳/۷۹	$Z_2$
۲/۵۵	۰/۰۲	۰/۲۶	۰/۲۰	$Z_3$
۱/۵۹	۰/۸۸	۰/۱۸	۱/۱۸	$Z_4$
۱/۲۱	۰/۹۳	۰/۰۷	۱/۰۶	$Z_5$
۲/۳۶	۰/۳۸	۰/۴۴	۰/۹۵	$Z_6$

این مدل نیز مطابق جدول ۸ برای دو سناریوی مختلف ارائه گردیده و مقدار متوسط بارندگی ۱/۱۹ میلی‌متر در نظر گرفته شده است:

جدول ۸- سناریوهای برگزیده از روش تحلیل عامل در مدل ویبول-MPHM برای بیل مکانیکی

سناریو	$Z_2$	$Z_3$
۱	۳	۰
۲	۳	۱

در جدول ۹ مقادیر قابلیت اطمینان محاسبه شده براساس رابطه (۷) و جدول ۶ برای ۲ سناریوی مختلف نشان داده می‌شود.

جدول ۹- مقادیر قابلیت اطمینان مدل ویبول-MPHM بیل مکانیکی

سناریو	زمان (ساعت)				
	۷۲	۵۶	۴۰	۲۴	۸
۱	۰/۳۱	۰/۳۸	۰/۴۹	۰/۷۲	۰/۹۹
۲	۰/۳۳	۰/۴	۰/۵۲	۰/۷۴	۰/۹۹

شکل (۲) نیز قابلیت اطمینان سیستم را به‌ازای ۴۰۰ ساعت کارکرد برای مقادیر مختلف فاکتور ریسک نوع سنگ و مقدار متوسط برای سایر فاکتورهای ریسک تا تأثیر نوع سنگ (فاکتورهای ریسک) به تصویر می‌کشد.

در بین توابع اشاره شده ویبول (W-MPHM) با مقادیر ۱۷۱/۹۶۵ و ۱۹۰/۸۱۴ برای AIC و BIC کمترین مقدار و بنابراین مناسب‌ترین برازش را دارد.

در جدول ۶ مقادیر ضرایب فاکتورهای ریسک، پارامترهای تابع اساسی و مقدار ناهمگنی تابع شکنندگی محاسبه شده است.

جدول ۶- پارامترهای تابع رگرسیونی ویبول-MPHM برای داده‌های خرابی بیل مکانیکی

بازه اطمینان ۹۵ درصد		خطای استاندارد	ضرایب	فاکتورهای ریسک و پارامتر
۲/۶۷	-۰/۷۲	۰/۸۷	۰/۹۸	$Z_1$
۳/۳۱	-۰/۶۵	۱/۰۱	۱/۳۳	$Z_2$
۰/۹۳	-۴/۱۱	۱/۲۹	-۱/۵۹	$Z_3$
۰/۴۶	-۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۷	$Z_4$
۰/۱۹	-۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۶	$Z_5$
۰/۸۶	-۰/۹۷	۰/۴۷	-۰/۰۵	$Z_6$
-۵/۸۵	-۳۱/۰۷	۶/۴۳	-۱۸/۴۶	مقدار ثابت
۹/۲۷	۱/۹۳	۱/۶۹	۴/۲۳	p
۱۴/۸۸	۱/۹۶	۲/۷۹	۵/۳۹	$\theta$

در این جدول، مقدار  $\theta$  نشان‌دهنده ناهمگنی در داده‌ها یا تأثیر فاکتورهای ریسک نامشهود بر رفتار عملکردی سیستم است و در رابطه (۷) نیز با مقدار ۵/۳۹۴ مشخص شده است. در ادامه، باید مؤثرترین فاکتورهای ریسک بر قابلیت اطمینان را مشخص کنیم. مطابق جدول ۷ و براساس ستون نرخ مخاطره به‌جز دو فاکتور ریسک دما و وضعیت آب‌وهوا با ضرایب ۱/۰۶۳ و ۰/۹۴۸ مؤثر در تغییرات نرخ وقوع هستند. برای مثال، تنها یک واحد افزایش در مقدار فاکتور ریسک شیف‌ت نرخ وقوع را ۱۶۶ درصد افزایش خواهد داد. بنابراین چهار فاکتور ریسک شیف‌ت، نوع سنگ، نوع باربر و بارندگی در تابع قابلیت اطمینان وارد خواهند شد. برای دستیابی به تابع اساسی ویبول با استفاده از جدول ۶ و از تبدیل‌های زیر برای دستیابی به پارامترهای شکل ( $\alpha$ ) و مقیاس ( $\beta$ ) استفاده می‌شود:

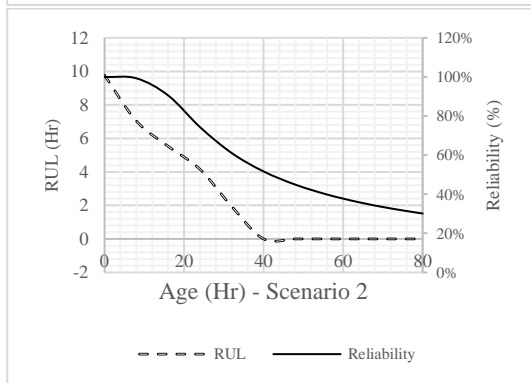
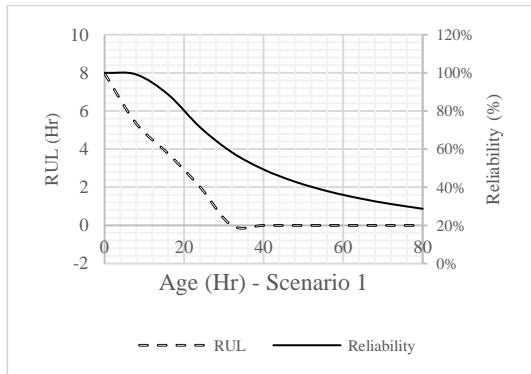
$$\alpha = p = 4.231 \quad (16)$$

$$\beta = \exp\left(-\frac{cons}{\alpha}\right) = 78.499 \quad (17)$$

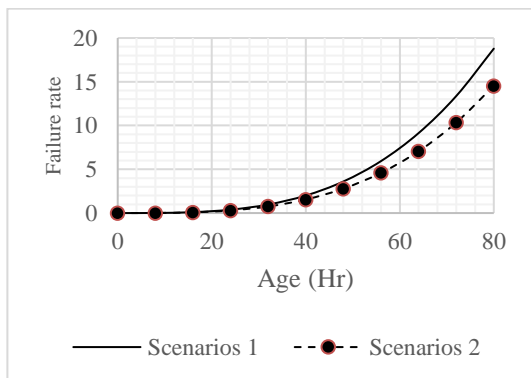
جدول ۱۰- مقادیر RUL مدل ویبول-MPHM بیل مکانیکی برای دو سناریوی مختلف

زمان (ساعت)						سناریو
۸۰	۷۲	۵۶	۴۰	۲۴	۸	
۰	۰	۰	۰	۳/۸	۸	۱
۰	۰	۰	۱/۹	۵/۵	۹/۸	۲

در شکل (۴) نمودار دو سناریوی مختلف برای عمر مفید باقیمانده سیستم با در نظر گرفتن تأثیر فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود ترسیم شده است.



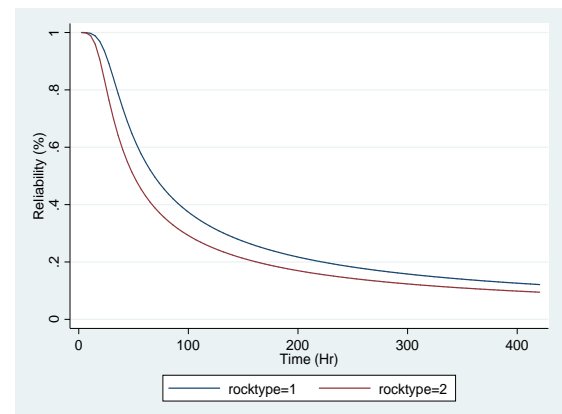
شکل ۴- نمودار قابلیت اطمینان عمر مفید باقیمانده با مدل ویبول-نرخ مخاطرات متناسب مرکب برای سناریو ۲



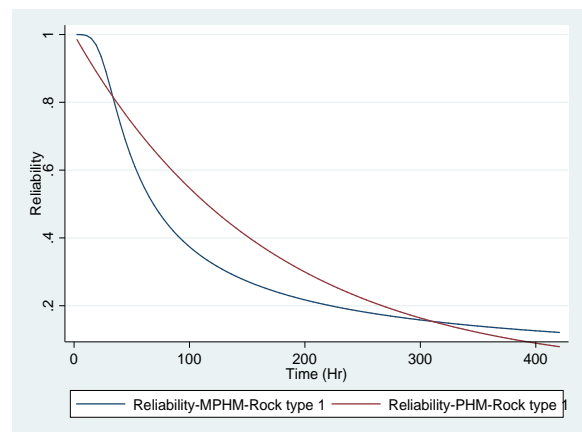
شکل ۵- نرخ مخاطره سناریوهای ۱ و ۲ در مدل ویبول-نرخ مخاطرات متناسب مرکب

همان طور که مشاهده می‌شود، در هر دو سناریو عمر مفید سیستم بعد طی زمان مشخص صفر شده است؛ زیرا در هر

در شکل (۳) نمودار قابلیت اطمینان سیستم برای فاکتور ریسک نوع سنگ تراکیت در مدل نمایی- PHM که از تأثیر فاکتورهای ریسک نامشهود صرف نظر شده و ویبول-MPHM با در نظر گرفتن تأثیر فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود ترسیم شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، قابلیت اطمینان تقریباً ۵۰ ساعت کارکرد برای MPHM بیشتر PHM بوده، سپس از ۵۰ تا ۳۱۰ ساعت قابلیت اطمینان MPHM با تقعر بیشتری نسبت به PHM افت کرده است و بعد از آن مجدداً قابلیت اطمینان MPHM بیشتر PHM می‌شود.



شکل ۲- قابلیت اطمینان بیل مکانیکی به‌ازای مقادیر مختلف فاکتور ریسک نوع سنگ



شکل ۳- قابلیت اطمینان بیل مکانیکی برای نوع سنگ ۱ در دو مدل نمایی-نرخ مخاطرات متناسب و ویبول-نرخ مخاطرات متناسب مرکب

### ۳-۷- تخمین عمر مفید باقیمانده سیستم بارگیری

برای تخمین عمر مفید باقیمانده سیستم از ترکیب قابلیت اطمینان سیستم با رابطه (۱۸) و تابع RUL با رابطه (۱۴) استفاده شده، مقادیر برای دو سناریو به‌صورت جدول ۱۰ محاسبه گردید.

فاکتور نوع باربر تقریباً ۸۰ واحد کاهش در نرخ مخاطره اساسی سیستم است. محاسبات قابلیت اطمینان برای سناریوی ۲ با شیفت کاری سوم و نوع سنگ منزونیت و دمپ مواد و باربری با دامپ تراک ۳۰ تنی، پایین ترین قابلیت اطمینان را در طول کارکرد دارد که در واقع شیفت کاری و نوع سیستم باربری کارکرد، سیستم را به شدت تحت تأثیر قرار داده است. همچنین مقایسه مدل ExPHM با WMPHM در طول ۸۰ ساعت کارکرد نشان داد تقعر منحنی قابلیت اطمینان در مدل دوم، بیشتر از مدل اول بوده، در واقع سرعت افت قابلیت اطمینان در شروع بازه بیشتر است، به طوری که برای نوع سنگ یک قابلیت اطمینان بعد از ۱۰۰ ساعت کارکرد در WMPHM تقریباً به ۳۰ درصد افت کرده، در حالی که مقدار آن برای ExPHM تقریباً ۵۰ درصد است. محاسبات عمر مفید باقیمانده در دو سناریوی عمر مفید سیستم بعد طی زمان مشخص (حدود ۴۰ ساعت) صفر شده است. در هر سه سناریو نرخ مخاطره به شدت بالا و تقریباً یکسان است. مقایسه نتایج به دست آمده برای RUL در دو مدل WMPHM و WPHM نشان داد که ورود فاکتورهای ریسک در محاسبات، اختلاف فاحشی را به دنبال داشته است؛ برای مثال، برای سناریوی یک اختلاف محاسباتی در طول ۸۰ ساعت ۹۰ تا ۱۰۰ درصد بود. این موضوع تأثیر فاکتورهای ریسک نامشهود در تخمین قابلیت اطمینان و RUL را نشان می‌دهد و اهمیت توجه به آن را برای دستیابی به نتایج واقعی‌تر به خوبی به نمایش می‌گذارد.

در انتها باید گفت که تحلیل رفتار عملکردی دقیق یک سیستم صنعتی نیازمند بانک داده توانمندی است که تا جای ممکن اطلاعات مربوط به زمان‌های کارکردی (خواب، کار یا آماده‌به‌کاری) به علاوه تأثیر مختلف شرایط محیطی را در اختیار پژوهشگران قرار دهد تا با استفاده از این داده‌ها درست‌ترین تحلیل‌های عملکردی انجام پذیرد. اما حتی با کامل‌ترین بانک داده نیز برخی ناهمگنی‌ها در داده‌ها پنهان خواهد ماند که سبب نارایی گاه شدید در تحلیل‌ها خواهد شد که برای حل این مشکل اساسی (اما پنهان) در این مقاله به‌عنوان مهم‌ترین دستاورد از مدل شکنندگی برای بررسی تأثیر این ناهمگنی در شاخص قابلیت اطمینان، به‌ویژه در عمر مفید باقیمانده سیستم استفاده شد. در نهایت نیز نتایج به دست آمده برای مطالعه موردی، تصدیق‌کننده این موضوع بود.

دو سناریو نرخ مخاطره به شدت بالا و تقریباً یکسان است. برای محاسبه نرخ مخاطره نیز می‌توان از رابطه (۹) استفاده کرد در شکل (۵) نمودار نرخ مخاطره سناریوهای یک و دو ترسیم شده است.

### نتیجه‌گیری

در زمان برترین مرحله (مرحله نخست) مرزبندی و انتخاب سیستم انجام گرفت که با توجه مشکلات موجود در معدن، در نهایت یک دستگاه بیل مکانیکی کوماتسو PC-1250 برای تحلیل انتخاب شد. پس از تشکیل بانک داده ۸ ماهه برای این سیستم، داده‌های موردنیاز در دو قالب داده‌های زمانی شامل زمان بین خرابی‌ها (TBFs) و فاکتورهای ریسک مشهود شامل نوبت کاری، نوع سنگ بارگیری شده، نوع سیستم باربری (دامپ تراک)، میزان بارندگی، دمای محیط و وضعیت آب‌وهوایی بعد از حذف یا ادغام سایر موارد از آن استخراج شد. تحلیل وابستگی بین فاکتورهای ریسک نشان داد که هیچ‌گونه وابستگی بین فاکتورهای ریسک با یکدیگر و با خود TBFs وجود ندارد. در گام بعدی آزمون R یا همگنی برای ارزیابی وجود یا عدم وجود فاکتورهای ریسک نامشهود انجام گرفت که مقدار تنای ۸/۳۵ وجود فاکتورهای ریسک را تأیید کرد. بنابراین توصیف رفتار خرابی‌های سیستم می‌بایست با استفاده از مدل نرخ مخاطرات متناسب مرکب (MPHM) یا تعدیل‌یافته آن، یعنی EPMH انجام می‌شد. در این مرحله نیز فرض متناسب بودن برای تعیین مستقل از زمان بودن فاکتورهای ریسک با آزمون تحلیلی، مورد ارزیابی قرار گرفت. این آزمون، وجود هر نوع وابستگی در طول زمان و در واقع برقراری فرض PH را تأیید کرد. در مرحله بعد برای تعیین مناسب‌ترین تابع از دسته روش‌های MPMH از آزمون GOF با دو آماره AIC و BIC استفاده شد و مدل ویبول - MPMH (WPHM) با توجه داشتن کمینه مقادیر برای دو آماره انتخاب گردید. این مدل که مدل اصلی توصیف رفتار بیل مکانیکی است، ترکیبی از داده‌های زمانی، فاکتورهای ریسک مشهود و نامشهود بوده، کامل‌ترین تابع است. در این مدل نیز با توجه به ضرایب نرخ مخاطره ۲/۶۶، ۳/۷۹، ۰/۲۰۴ و ۱/۱۸ به ترتیب برای چهار فاکتور ریسک شیفت، نوع سنگ، نوع باربر و بارندگی به‌عنوان مؤثرترین فاکتورها در نظر گرفته شد. این ضرایب، یعنی یک واحد تغییر در فاکتور ریسک شیفت، نوع سنگ و بارندگی به ترتیب ۱۶۶، ۲۷۹ و ۱۸ افزایش نرخ خرابی و درباره

## مراجع

- [1] D. Kumar, "Proportional hazards modelling of repairable systems", *Quality and reliability engineering international*, Vol. 11, No. 5, 1995, pp. 361–369.
- [2] D. Kumar and U. Westberg, "Proportional hazards modeling of time-dependent covariates using linear regression: a case study [mine power cable reliability]", *Reliability, IEEE Transactions on*, Vol. 45, No. 3, 1996, pp. 386–392.
- [3] A. Barabadi, J. Barabadi and T. Markeset, "A methodology for throughput capacity analysis of a production facility considering environment condition", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 96, No. 12, 2011, pp. 1637–1646, doi: 10.1016/j.ress.2011.09.001.
- [4] A. Rahadiyan Wijaya, *Methods for Availability Improvements of a Scaling Machine System*, Doctoral Thesis, Luleå University of Technology, Luleå, Sweden, 2012.
- [5] L. Lanting, *Modelling Breakdown Durations in Simulation Models of Engine Assembly Lines*, Thesis for the degree of Doctor of Philosophy, University of Southampton, Southampton, United Kingdom, 2009.
- [6] R.K. Yin, *Case study research: Design and methods*, Vol. 5. SAGE Publications, Incorporated, 2008.
- [7] R.A. Hall and L.K. Daneshmend, "Reliability Modelling of Surface Mining Equipment: Data Gathering and Analysis Methodologies", *International Journal of Surface Mining, Reclamation and Environment*, Vol. 17, No. 3, 2003, pp. 139–155, doi: 10.1076/ijsm.17.3.139.14773.
- [8] J. Barabadi and U. Kumar, "Reliability analysis of mining equipment: A case study of a crushing plant at Jajarm Bauxite Mine in Iran", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 93, No. 4, 2008, pp. 647–653, doi: 10.1016/j.ress.2007.10.006.
- [9] H. Khorasgani, G. Biswas and S. Sankararaman, "Methodologies for system-level remaining useful life prediction", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 154, 2016, pp. 8–18.
- [10] X. Xi, M. Chen and D. Zhou, "Remaining useful life prediction for degradation processes with memory effects", *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 66, No. 3, 2017, pp. 751–760.
- [11] Y. Wu, M. Yuan, S. Dong, L. Lin and Y. Liu, "Remaining useful life estimation of engineered systems using vanilla LSTM neural networks", *Neurocomputing*, Vol. 275, 2018, pp. 167–179.
- [12] A. Barabadi, *Production Performance Analysis: Reliability, Maintainability and Operational Conditions*, University of Stavanger, Stavanger NORWAY, 2011.
- [13] U. Kumar, B. Klefsjö and S. Granholm, "Reliability investigation for a fleet of load haul dump machines in a Swedish mine", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 26, No. 4, 1989, pp. 341–361.
- [14] S.H. Hoseinie, M. Ataei, R. Khalokakaie, B. Ghodrati and U. Kumar, "Reliability analysis of the cable system of drum shearer using the power law process model", *International Journal of Mining, Reclamation and Environment*, 2012, pp. 1–15.
- [15] S.H. Hoseinie, M. Ataei, R. Khalokakaie, B. Ghodrati and U. Kumar, "Reliability analysis of drum shearer machine at mechanized longwall mines", *Journal of quality in maintenance engineering*, Vol. 18, No. 1, 2012, pp. 98–119.
- [16] S.H. Hoseinie, M. Ataei, R. Khalokakaie and U. Kumar, "Reliability and maintainability analysis of electrical system of drum shearers", *Journal of Coal Science and Engineering (China)*, Vol. 17, No. 2, 2011, pp. 192–197.
- [17] S.H. Hoseinie, M. Ataei, R. Khalokakaie and U. Kumar, "Reliability modeling of hydraulic system of drum shearer machine", *Journal of Coal Science and Engineering (China)*, Vol. 17, No. 4, 2011, pp. 450–456.
- [18] A.N. Gharahasanlou, M. Ataei, R. Khalokakaie, A. Barabadi and V. Einian, "Risk based maintenance strategy: a quantitative approach based on time-to-failure model", *International Journal of System Assurance Engineering and Management*, 2017, pp. 1–10, Mar.
- [19] A. Nouri Gharahasanlou, R. Khalokakaie, M. Khalokakaie and A. Mokhtarei, "Reliability Analysis of Conveyor Belt System of Crushing Department", *JAEBES*, Vol. 5, 2015, pp. 349–357.
- [20] A. Nouri Qarahasanlou, "Production Assurance of Mining Fleet Based on Dependability and Risk Factor (Case Study: Sungun Copper Mine)", PhD Thesis in Mineral Exploita, Shahrood University of Technology Faculty of Mining, Petroleum & Geophysics, Iran, Shahrood, 2017.
- [21] A. Nouri Qarahasanlou, A. Mokhtarei, A. Khodayarei and M. Ataei, "Fault tree analysis of failure cause of crushing plant and mixing bed hall at Khoy cement factory in Iran", *Case Studies in Engineering Failure Analysis*, Vol. 2, No. 1, 2014, pp. 33–38.
- [22] A. Nouri Qarahasanlou, R. Khalokakaie, M. Ataei, M. Mokhberdorran, R. Jafarei and A. Mokhtarei, "Power Law Model for Reliability Analysis of Crusher System in Khoy Cement Factory", *JAEBES*, Vol. 5, 2015, pp. 340–348.
- [23] A.H.U. Tumanggor, "Reliability value analysis of dump truck 108 unit (case study: South Kalimantan coal mining company)", presented at the AIP Conference Proceedings, 2018, Vol. 2044, p. 020019.
- [24] A. Nouri Gharahasanlou, R. Khalokakaie, M. Ataei and S. Fatorachi, "Availability analysis of mining machinery in Sungun copper mine", *Geotechnical Engineering Journal*, Vol. 1, No. 2, 2017, pp. 61–72.

- [25] A. Barabadi, J. Barabady and T. Markeset, "A methodology for throughput capacity analysis of a production facility considering environment condition", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 96, No. 12, 2011, pp. 1637–1646.
- [26] A. Rahadiyan Wijaya, *Methods for Availability Improvements of a Scaling Machine System*, Doctoral Thesis, Luleå University of Technology, Luleå, Sweden, 2012.
- [27] N.G. Ali, A. Mohammad, K. Reza and E. Vahid, "Throughput Capacity Analysis(Case Study: Sungun Copper Mine)", in *CIVILICA*, 2016, Vol. 02.
- [28] L. Lanting, "Modelling Breakdown Durations in Simulation Models of Engine Assembly Lines", Thesis for the degree of Doctor of Philosophy, University of Southampton, Southampton, United Kingdom, 2009.
- [29] R.A. Hall and L.K. Daneshmend, "Reliability Modelling of Surface Mining Equipment: Data Gathering and Analysis Methodologies", *International Journal of Surface Mining, Reclamation and Environment*, Vol. 17, No. 3, 2003, pp. 139–155.
- [30] A. Garmabaki, A. Ahmadi, J. Block, H. Pham and U. Kumar, "A reliability decision framework for multiple repairable units", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 150, 2016, pp. 78–88.
- [31] J.F. Lawless, "Regression methods for Poisson process data", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82, No. 399, 1987, pp. 808–815.
- [32] M.J. Brewer, A. Butler and S.L. Cooksley, "The relative performance of AIC, AICC and BIC in the presence of unobserved heterogeneity", *Methods in Ecology and Evolution*, Vol. 7, No. 6, 2016, pp. 679–692.
- [33] M. Giorgio, M. Guida and G. Pulcini, "Repairable system analysis in presence of covariates and random effects", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 131, 2014, pp. 271–281.
- [34] D.G. Kleinbaum and M. Klein, *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, Springer Science & Business Media, 2012.
- [35] D.G. Kleinbaum, *Survival analysis*. Springer, 2011.
- [36] A.H.S. Garmabaki, A. Ahmadi, Y.A. Mahmood and A. Barabadi, "Reliability Modelling of Multiple Repairable Units", *Quality and Reliability Engineering International*, Vol. 32, No. 7, 2016, pp. 2329–2343.
- [37] Z.G. Asfaw and B.H. Lindqvist, "Unobserved heterogeneity in the power law nonhomogeneous Poisson process", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 134, 2015, pp. 59–65.
- [38] V. Slimacek and B.H. Lindqvist, "Nonhomogeneous Poisson process with nonparametric frailty and covariates", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 167, 2017, pp. 75–83.
- [39] J.H. Cha and M. Finkelstein, "Some notes on unobserved parameters (frailties) in reliability modeling", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 123, 2014, pp. 99–103.
- [40] R.G. Gutierrez, "Parametric frailty and shared frailty survival models", *Stata Journal*, Vol. 2, No. 1, 2002, pp. 22–44.
- [41] C. Xiongzi, Y. Jinsong, T. Diyin and W. Yingxun, "Remaining useful life prognostic estimation for aircraft subsystems or components: A review", presented at the Electronic Measurement & Instruments (ICEMI), 2011 10th International Conference on, 2011, Vol. 2, pp. 94–98.
- [42] M.-L.T. Lee and G.A. Whitmore, "Threshold regression for survival analysis: modeling event times by a stochastic process reaching a boundary", *Statistical Science*, 2006, pp. 501–513.
- [43] W. Wang, "A prognosis model for wear prediction based on oil-based monitoring", *Journal of the Operational Research Society*, Vol. 58, No. 7, 2007, pp. 887–893.