

بررسی شاخص نرخ مخاطره بر مبنای متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود مطالعه موردی معدن جاجرم بوکسیت

رضا برآبادی^۱، محمد عطایی^۲، رضا خالو کاکایی^۳ و علی نوری قراحسنلو^{۴*}

چکیده	اطلاعات مقاله
در صنعت معدنکاری با محیط خشن که بخش‌های مختلف وظیفه کنترل سیستم را عهده‌دار می‌باشند. اطلاعات خرابی‌ها از بخش‌های مختلف، در قالب‌های گوناگون با زمان‌های مختلف و شرایط عملیاتی متفاوت جمع‌آوری می‌شوند. این مسائل ناهمگونی در اطلاعات گردآوری شده و بانک داده را به دنبال خواهد داشت. بخشی از ناهمگنی به کمک همین متغیر کمکی مشهود از محاسبات حذف می‌شوند ولی مشکل از جایی نشأت می‌یابد که وارد کردن تمامی شرایط محیطی امکان‌پذیر نیست. این دسته از عوامل محیطی که منجر به ناهمگنی در داده‌ها می‌شوند به عنوان متغیر کمکی نامشهود دسته‌بندی می‌شوند. به همین منظور در این مقاله رویکردی منسجم برای تحلیل عملکرد سیستم بر اساس شاخص قابلیت اطمینان با تأثیر شرایط محیطی پیشنهاد شد. شرایط محیطی در دو دسته مشهود که دربرگیرنده عواملی نظیر وضعیت جاده، آب و هوا، نوع سنگ... بوده و نامشهود که دربرگیرنده ناهمگنی است، در نظر گرفته شده است. رویکرد پیشنهادی با داده‌هایی از ناوگان باربری معدن بوکسیت جاجرم متشکل از ۵ کامیون مورد ارزیابی قرار گرفت. داده‌های مورد نیاز از بانک داده ۱۵ ماهه از منابع مختلف چون گزارش‌های روزانه، تعمیرگاه، گزارش‌های هواشناسی، ملاقات و مشاهده‌های مستقیم و مرتب شده بر اساس تاریخ وقوع در غالب زمان بین خرابی‌ها و متغیر کمکی استخراج گردید. متغیرهای کمکی بر اساس الگوریتم ارائه شده و نتایج حاصله از آزمون‌های تناسب و همگنی مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی برای تجزیه و تحلیل داده‌های خرابی مورد استفاده قرار گرفت. نتایج به دست آمده بیانگر تأثیر متغیرهای کمکی نوبت‌کاری، تعداد سرویس‌ها، نوع خردایش و شیب جاده بر روی قابلیت اطمینان کامیون‌ها است.	دریافت مقاله: ۱۳۹۸/۰۲/۲۹ پذیرش مقاله: ۱۳۹۸/۰۶/۱۳
	واژگان کلیدی: معدنکاری، قابلیت اطمینان، متغیر کمکی نامشهود، مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی.

۱- مقدمه

بررسی رفتار سیستم در رابطه با خرابی‌ها است. از آنجایی که پیشگیری مطلق از وقوع خرابی‌ها غیر ممکن است، لذا پایین آوردن احتمال وقوع خرابی و کاستن از تأثیرات آن دو موضوع مهم در رابطه با خرابی‌ها است. از لحاظ اقتصادی

وقوع خرابی در سیستم از جمله عوامل مهمی است که دستیابی به اهداف تولید را تحت الشعاع قرار می‌دهد. تحلیل قابلیت اطمینان از جمله روش‌های پرکاربرد برای

* پست الکترونیک نویسنده مسئول: Alinoorimine@gmail.com

۱. دانشجوی دکتری مهندسی استخراج معدن، دانشگاه صنعتی شاهرود

۲. استاد، دانشکده معدن، نفت و ژئوتکنیک، دانشگاه صنعتی شاهرود

۳. استاد، دانشکده معدن، نفت و ژئوتکنیک، دانشگاه صنعتی شاهرود

۴. دکتری مهندسی استخراج معدن، دانشگاه صنعتی شاهرود

مدیریتی مختلف اشاره کرد به طوری که با تصمیمات صحیح و به موقع یک پیمانکار با ماشین‌آلات قدیمی، عملکرد بهتری نسبت به پیمانکار دیگر با ماشین‌آلات جدیدتر داشته باشد که این موضوع به هیچ وجه قابل ثبت یا کمی سازی نیست. لذا امکان تشکیل بانک داده و انجام تحلیل مشابه با عوامل قابل ثبت (متغیرهای کمکی مشهود) برای این نوع تأثیرات وجود نخواهد داشت. این در حالی است که این پارامترها به شدت مؤثر در عملکرد سیستم می‌باشند. این دست از عوامل در مهندسی قابلیت اطمینان به عنوان "متغیرهای کمکی نامشهود"^۲ در نظر گرفته می‌شوند [۵ و ۶]. در بیشتر مطالعات قابلیت اطمینان اثرات متغیرهای کمکی نامشهود نادیده گرفته می‌شوند که این امر نارایی در مدل‌سازی از خرابی‌ها را به دنبال خواهد داشت. در صنعتی مانند صنعت معدنکاری با محیط سخت و خشن، در بسیاری از موارد داده‌های خرابی از بخش‌های مختلف، در قالب‌های گوناگون، گسترده در زمان‌های مختلف و با شرایط عملیاتی مختلف جمع‌آوری می‌شوند که این مسائل برخی ناهمگونی را در بانک داده به دنبال دارد. با این حال در پژوهش‌های انجام شده دو اقلام زمان و رفتار محیطی از سه اقلام زمان، رفتار محیطی و پارامترهای نامشخص مورد بررسی قرار گرفته و در واقع داده‌های خرابی همگن فرض شده‌اند. بایستی دقت نمود که همگنی^۳ مورد بحث در این مقاله جدای از بحث همگنی است که در تحلیل داده‌های زمانی (به تنهایی) قابل اندازه‌گیری با آزمون‌های آماری روند و خودهمبستگی است. بخشی از ناهمگنی را می‌توان با متغیر کمکی مشهود (قابل مشاهده مانند وضعیت آب و هوایی، وضعیت جاده و...) توضیح داد و تفکیک نمود. با این حال، بعضی از متغیرهای کمکی ممکن است بر قابلیت اطمینان اقلام (جزء) تأثیر بگذارند، اما معمولاً ناشناخته‌اند یا در دسترس نیستند. این متغیرهای کمکی منجر به ناهمگنی پنهان می‌شوند که به عنوان متغیرهای کمکی نامشهود دسته‌بندی می‌شوند. در بیشتر مطالعات قابلیت اطمینان، اثر متغیر کمکی نامشهود نادیده گرفته شده است. کومار^۴ پس از ارائه الگوریتم تحلیل قابلیت اطمینان با داده‌های زمانی در اوایل دهه نود میلادی در زمینه کارهای معدنی در همین سال‌ها با همکاری کلفسجو^۵

خراب شدن سیستم (یا زیرسیستم‌ها) پیامدهای منفی مختلفی را در پی دارد که از جمله می‌توان به افزایش زمان تولید، هزینه‌ها (انسانی و ماشین‌آلات)، هزینه‌های نگهداری و تعمیرات (نت) و قیمت تمام شده محصول که در نتیجه به تأخیر در انجام سفارش‌ها و تحویل به موقع آن‌ها به مشتری شده و در نهایت مخدوش شده اعتبار شرکت به همراه خواهد داشت. این نتایج منفی حاصل از وقوع خرابی را می‌توان به وسیله اجرای یک سیاست مناسب کاهش داد. تحلیل قابلیت اطمینان امکان شناسایی وضعیت فنی سیستم و پیش‌بینی عمر مفید باقی مانده سیستم و اجزای آن را فراهم می‌کند. اطلاعات درباره وضعیت فعلی و آینده سیستم و اجزای آن شاخص مهمی در فرآیند تصمیم‌گیری برای عملکرد سیستم و اجرای نت به شمار می‌رود. پیشنهادها متنوع در مرحله طراحی می‌تواند قابلیت اطمینان سیستم را بهبود بخشد. این پیشنهادها معمولاً به پیچیدگی سیستم منجر می‌شود، بنابراین تحلیل تفصیلی این پیشنهادها در رابطه با داده‌های خرابی و هزینه‌های مورد نیاز سیستم با درجه‌های پیچیدگی مختلف ضروری است [۱-۳].

در دنیای حقیقی، عمر مفید تجهیزات متأثر از عوامل گوناگون، خطر و خرابی‌ها است؛ بنابراین شاخص‌های رفتاری آن‌ها نیز تابعی از زمان و/یا عملکرد سیستم و تأثیر عوامل محیطی خواهد بود که شامل وضعیت محیط اطراف (مانند دما، رطوبت و گرد و غبار)، پارامترهای تعیین وضعیت (مانند لرزش و فشار) و ویژگی‌های انسانی یا افراد مانند مهارت اپراتور است [۴ و ۵]. در تحلیل‌ها با این عوامل به عنوان "متغیرهای کمکی مشهود" (Z)^۱ رفتار می‌شود. با این وجود برخی از عوامل ممکن است بر قابلیت اطمینان تأثیر بگذارند، اما ناشناخته باشند به عنوان مثال تفاوت‌های غیر قابل اندازه‌گیری بین اقلام مختلف که ناشی از استراتژی‌های متفاوت نت، میزان تجربه گروه نت یا آموزش فراگرفته توسط آن‌ها و یا در رابطه با تفاوت جنس و عناصر تشکیل دهنده اقلام و قطعات به کار رفته در تعمیرات مانند جنس مته‌های حفاری از شرکت‌های تهیه‌کننده مختلف را در نظر گرفت. به عنوان آخرین مثال می‌توان به تفاوت در عملکرد ماشین‌آلات دو شرکت پیمانکاری مختلف با تصمیمات

⁴ D. Kumar

⁵ B. Klefsjö

¹ observed covariates

² Un-observed covariates

³ Heterogeneity

مدل نرخ مخاطرات متناسب (PHM)^۱ جهت تحلیل تأثیر متغیرهای کمکی مشهود را در تحلیل قابلیت اطمینان لحاظ کردند. این مدل در سال‌های بعد توسط افراد مختلفی چون دکتر قدرتی، برآبادی و نوری در زمینه معدنی و صنعت نفت برای تحلیل قابلیت اطمینان و تعمیرپذیری اقلام لودر (جک و اورینگ)، دستگاه‌های باربری، بارگیری، دیو کاری و دستگاه‌های بخش سنگ‌شکنی مورد استفاده قرار گرفتند [۱] و [۷-۲۲]. با این وجود PHM یا بسط‌های آن همچون نرخ مخاطرات متناسب لایه‌بندی (SCRM)^۲ فقط برای تحلیل متغیرهای کمکی مشهود قابل استفاده است. پژوهش‌های انجام شده زمانی از دقت تخمین (پیش‌بینی) بالای برخوردار هستند که تأثیرات هر دو متغیر کمکی مشهود و نامشهود در توابع آماری دیده‌شده باشد [۲۴-۲۶]. در مروری مختصر بر پژوهش‌های انجام شده توسط محققین مختلف در رابطه با تحلیل قابلیت اطمینان در صنعت معدنکاری ارائه شده است. بیشترین تحقیق انجام شده در مورد پیشینه موضوع متغیرهای کمکی نامشهود (مدل شکنندگی)^۳ در زمینه پزشکی است و در زمینه مهندسی به سیارکم صورت گرفته است. بدین منظور در این قسمت به بررسی مدل شکنندگی در مدل بقا^۴ می‌پردازیم. لحاظ کردن اثر عوامل ناشناخته مؤثر بر داده‌های بقا در مدل نیز می‌تواند موجب بهبود کارایی مدل شود. اما در نظر گرفتن عوامل ناشناخته مؤثر بر داده‌ها در مدل کاکس میسر نیست. از این رو از مدل‌های شکنندگی برای لحاظ کردن اثر عوامل ناشناخته استفاده می‌شود. واپل^۵ و همکاران [۲۷] برای اولین بار، عبارت شکنندگی را برای مدل‌های بقای تک متغیره مورد استفاده قرار دادند. سپس کلایتون^۶ و کازیک^۷ [۲۸] مدل‌های شکنندگی را به کار بردند. گوتیرز^۸ مدل‌های شکنندگی و شکنندگی مشترک^۹ را مورد مطالعه قرارداد و ویژگی‌های آن‌ها را مقایسه کرد. گوتیرز به تحلیل داده‌های بقا توسط مدل شکنندگی پرداخت. مدل‌های شکنندگی، داده‌های بقا به دلیل ناهمگنی و اثرات تصادفی همانند مدل‌های رگرسیون است. شکنندگی یک اثر چندگانه پنهان روی عملکرد تابع

مخاطره با میانگین یک و واریانس θ است، که همراه با پارامترهای دیگر مدل برآورد شده است [۶]. پور حسینقلی و همکاران طی مقاله‌ای به مقایسه رگرسیون کاکس و مدل‌های پارامتریک در تحلیل بقای بیماران مبتلابه سرطان معده پرداختند. نتایج حاصل بیانگر این است که مدل کاکس و مدل نمایی در آنالیز چند متغیری مشابه بودند و اگرچه در آنالیز تک متغیری یک مدل مشخص به عنوان کاراترین مدل به دست نیامده است. اما نتایج نشان داد مدل لگ نرمال در میان مدل‌های پارامتریک بهترین برآزش را دارد و می‌تواند به عنوان جایگزین کاکس در تحلیل بقای بیماران سرطان معده به کار رود [۲۹]. وینکه^{۱۰} در کتاب خود با موضوع مدل‌های شکنندگی در تجزیه و تحلیل داده‌های بقا در هفت بخش به بررسی روند تحلیل پرداخت. در بخش سوم این کتاب با موضوعیت مدل‌های شکنندگی تک متغیره به مفاهیم اولیه مدل شکنندگی و تابع گاما جهت برآزش با ذکر چندین مثال پرداخته‌شده است [۲۶]. فردمال^{۱۱} و همکاران طی مقاله‌ای به بررسی مدل‌های بقای کاکس و شکنندگی برای تحلیل داده‌های سرطان سینه پرداختند. نتایج حاصله بیانگر این هست که به طور کلی مدل‌های شکنندگی نسبت به مدل مخاطرات متناسب کاکس، عملکرد بهتری دارند، که بیان‌کننده وجود عوامل خطر ناشناخته در داده‌های سرطان سینه است [۵۲]. لیندکوویست^{۱۲} طی مقاله‌ای به بررسی نتایج ناهمگنی نامشهود در سیستم‌های قابل تعمیر توسط فرآیند پاسون ناهمگن (قانون توان) پرداخت. نتایج تحقیق بیانگر این است که هنگامی که چندین سیستم مشابه جهت بررسی وجود داشته باشد. یک ناهمگنی ناشناخته بین سیستم‌ها وجود خواهد داشت [۵۳]. آتشر و همکاران طی مقاله‌ای به بررسی و تجزیه و تحلیل مدل‌های بقا در سرطان پستان پرداختند. بررسی جامع این تحقیق نشان داده است که از میان مدل‌های موجود، نمی‌توان مدلی را به عنوان جامع‌ترین و بهترین معرفی کرد. ولی می‌توان اظهار کرد که مدل کاکس، بهترین و متداول‌ترین روش برای تحلیل بقای بیماران به سرطان پستان است [۵۴].

⁸ Gutierrez, R

⁹ Shared frailty models

¹⁰ Wienke, A

¹¹ Faradmal, J

¹² Lindqvist, B

¹ Proportional hazard model

² Stratified Cox Regression Model

³ frailty models

⁴ Survival models

⁵ Vaupel, J

⁶ Clayton, D

⁷ Cuzick, J

جدول ۱- مروری بر عناوین پژوهش‌های انجام شده در رابطه با قابلیت اطمینان

موضوع	محقق
بررسی قابلیت اطمینان دریل واگن	سولداتو [۳۰]
قابلیت اطمینان در سیستم‌های حمل‌ونقل در معدن روباز (اکسکاواتور، کامیون‌ها، قطار)	فردینا و همکارانش [۳۱]
مرور ادبیات کارهای انجام گرفته در مورد قابلیت اطمینان تجهیزات معدنی	بالبیر و دهیلون [۳۲]
قابلیت اطمینان شبکه‌های مختلف تهویه	پترو و بوتورینا [۳۳]
ارزیابی قابلیت اطمینان راه‌های فرار اضطراری در معدن با استفاده از FTA	گودمن [۳۴]
ارزیابی قابلیت اطمینان LHD	کومار و همکارانش [۳۵]
سیستم‌های هیدرولیک در ماشین LHD	کومار و کلفسجو [۳۶]
ارائه روش گرافیکی مبتنی بر مدل رگرسیون خطی برای آزمون فرض ثابت بودن تاثیرات متغیر کمکی	کومار و وستبرگ [۳۷]
کاربرد مدل رگرسیون مخاطرات گسترش یافته در تحلیل خرابی دیودهای نوری (light emitting diodes) با متغیر کمکی وابسته به زمان	شیور و همکاران [۳۸]
کاربرد PHM در سطح قابلیت اطمینان اجزاء و تقریب گسسته‌ای از تابع چگالی احتمال توام برای متغیرهای تنش محیطی در سیستم	کویت [۳۹]
قابلیت اطمینان تجهیزات چرخشی در عملیات روباز	نولت و پرینس [۴۰]
تحلیل قابلیت اطمینان و نت سنگ‌شکن	برآبادی و کومار [۴۱]
تحلیل قابلیت اطمینان تجهیزات معدنی	برآبادی [۴۲]
بررسی تأثیر شرایط محیطی و قابلیت اطمینان بر تدارکات و تعداد قطعات یدکی	بهزاد قدرتی [۴۳]
مروری بر روش‌های تحلیل قابلیت اطمینان	ما و گرینگ [۴۳]
تحلیل داده‌های قابلیت اطمینان (سرطان ریه) با روش PHM	ژو و گامست [۴۴]
روش‌های کنترل ریسک انفجار در سینه کارهای معادن زغالی	کیسل و همکارانش [۴۵]
بررسی عملکرد تولید مبتنی قابلیت اطمینان و تعمیرپذیری	عباس برآبادی [۸]
قابلیت اطمینان سیستم کابلی شیرر	حسینی و همکارانش [۴۶]
قابلیت اطمینان سیستم درام شیرر	حسینی و همکارانش [۴۷]
قابلیت اطمینان سیستم بالابر در معادن زیرزمینی	وایناس و پنگ ۲۰۱۴ [۴۸]
قابلیت اطمینان سیستم چال زنی	الچلیبی ۲۰۱۴ [۴۹]
قابلیت اطمینان دستگاه ناو زنجیری	مرشدلو و دهقانی ۲۰۱۴ [۵۰]
تحلیل ظرفیت عملیاتی معدن مس سونگون	علی توری قراحسنلو ۲۰۱۶ [۱]
تأثیر فاکتورهای ریسک بر قابلیت اطمینان	علی نوری و همکارانش ۲۰۱۷ [۵۱]

- پژوهش‌های انجام شده زمانی از دقت تخمین (پیش‌بینی) بالای برخوردار هستند که تأثیرات هر دو متغیر کمکی مشهود و نامشهود در توابع آماری دیده شده باشد. در حالی که پژوهش‌های انجام شده فقط از تأثیر متغیر کمکی مشهود در توابع آماری سخن گفته شده است.
 - پژوهش‌های انجام شده نقص‌هایی وارد است که شامل:
 - همگن فرض کردن داده‌های خرابی در صورتی که داده‌های مربوطه از واحدهای مختلف، توزیع شده در زمان‌های مختلف و با شرایط مختلف عملیاتی جمع‌آوری می‌شوند. این مسائل برخی ناهمگونی را در بانک داده به دنبال دارد.
 - بیشترین پژوهش صورت گرفته در زمینه تأثیرات متغیر کمکی نامشهود در فیلد پزشکی صورت گرفته است و در فیلد مهندسی بسیار کم در این زمینه پژوهش انجام شده است.
- است. از این رو محققین برای پوشش این ضعف PHM سراغ مدل نرخ مخاطرات متناسب مرکب (MPHM)^۱ رفتند. در این مدل فرض بر این است که تمام متغیرهای کمکی نامشهود و خطاهای اندازه‌گیری را می‌توان به صورت یک عبارت ضربی تصادفی محاسبه نمود و در مدل PHM

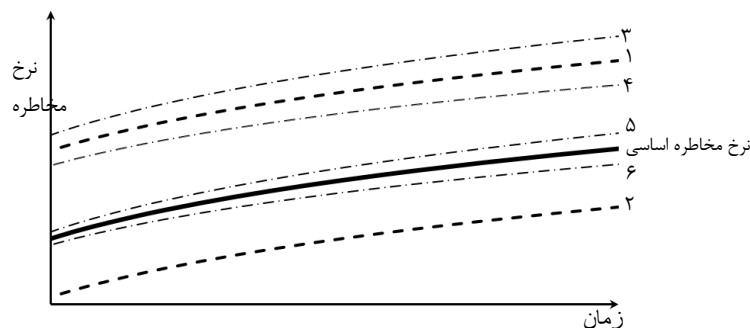
^۱ Mixture proportional hazard model

اساسی (نرخ مخاطره بدون تأثیر متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود) با خط پررنگ مشخص شده است. این نمودار در صورت تأثیر نامناسب متغیرهای کمکی مشهود مانند شرایط عملیاتی بد (سرما یا گرمای شدید، گرد و غبار شدید ...)، نت ضعیف و یا استفاده از قطعات یدکی نامناسب به حالت نمودار شماره ۱ یعنی بیشتر از نرخ مخاطره اساسی منتقل خواهد شد. در صورت خوب بودن تأثیرات متغیرهای کمکی مشهود نیز نمودار نرخ مخاطره اساسی به حالت ۲ منتقل می‌شود که در کارهای انجام گرفته تاکنون به آن پرداخته شده است؛ اما در صورت ورود تأثیرات متغیرهای کمکی نامشهود تغییرات چه برای نرخ مخاطره اساسی و چه برای دو نمودار شماره ۱ و ۲ (نرخ مخاطره اساسی به همراه متغیرهای کمکی مشهود) متفاوت خواهد بود. متغیرهای کمکی نامشهود قادر به انتقال نرخ مخاطره اساسی به حالت ۵ یا ۶ برای دو تأثیر بد و خوب می‌باشند. این دو نمودار در واقع نشان دهنده تأثیرات متغیرهای کمکی نامشهود به تنهایی بر نرخ مخاطره اساسی می‌باشند. در صورت ترکیب تأثیر متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود بر نرخ مخاطره اساسی نیز به نمودار ۳ و ۴ دست خواهیم یافت. نمودار شماره ۳ نشان دهنده تأثیرات بد متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود بوده و نمودار شماره ۴ نشان دهنده تأثیرات بد متغیرهای کمکی مشهود و خوب متغیرهای کمکی نامشهود است؛ که مشابه همین ترکیب را می‌توان برای نمودار شماره ۲ نیز بیان کرد که برای جلوگیری از پیچیدگی بیش از حد شکل از تأثیرات متغیرهای کمکی نامشهود صرف‌نظر شده است [۱۴، ۵۳ و ۵۶].

اضافه کرد. در واقع MPHMM ترکیبی است از داده‌های زمانی در قالب تابع نرخ مخاطره اساسی، متغیرهای مشهود به صورت هر یک از متغیرهای کمکی تابع رگرسیونی با ضرایب از نهایتاً متغیرهای کمکی نامشهود به صورت ضریبی در تابع PHM که خود این ضریب به صورت تابعی از واریانس داده‌ها تعریف می‌شود.

۲- مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHMM)

قابلیت اطمینان سیستم تابعی از زمان و متغیرهای کمکی عملیاتی سیستم است؛ بنابراین مطالعه قابلیت اطمینان محصول^۱ نیازمند چارچوبی است که دربرگیرنده مسائل فنی، عملیاتی، بازرگانی، مدیریتی و به طور کلی متغیرهای کمکی باشد [۱۵]. برای ارائه تخمین‌های بهتر از ویژگی‌های قابلیت اطمینان، در دهه ۱۹۷۰ استفاده از مدل‌های رگرسیون با توجه به توانایی آن‌ها در وارد کردن متغیرهای کمکی در محاسبات، پیشنهاد شد [۴ و ۲۳]. این متغیرهای کمکی به طور تصادفی تغییر می‌کنند و ممکن است زمان وقوع خرابی را نیز تغییر دهند [۵۵]. متغیر کمکی مشهود باعث کاهش یا افزایش نرخ مخاطره خواهد شد. به عنوان مثال در مورد شرایط بد عملیاتی، نگهداری و تعمیرات ضعیف و ناکامل یا قطعات یدکی نادرست نرخ مخاطره مشاهده شده بیشتر از نرخ مخاطره اساسی خواهد بود و در مورد شرایط مناسب عملیاتی یا قطعات توسعه یافته و قابل اعتماد سیستم نرخ مخاطره مشاهده شده کوچک‌تر از نرخ مخاطره اساسی خواهد داشت. در شکل ۱ اکل (۱) چگونگی تأثیر متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود بر نرخ مخاطره اساسی ترسیم شده است. در این شکل نمودار نرخ مخاطره



شکل ۱- تأثیر متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود بر نرخ مخاطره بر گرفته از [۱۴]

^۱ Product

مدل‌های مبتنی بر متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود در تحلیل قابلیت اطمینان عمدتاً بر اساس PHM هستند. این مدل رویکردی نا پارامتری یا نیمه پارامتری است که نخستین بار توسط کاکس (۱۹۷۲) برای داده‌های بقا در زمینه پزشکی توسعه یافت [۵۷]. این مدل، فرآیند آماری ارزشمندی است که برای تخمین ریسک وقوع خرابی با توجه به ملاحظه شرایط و محیط سیستم مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل مبتنی بر این فرض است که تابع مخاطره جزء، زیرسیستم یا سیستم، ترکیبی از تابع نرخ مخاطره اساسی و یک عبارت دربرگیرنده تأثیرات متغیرهای کمکی است [۵۸]. تابع نرخ مخاطره این مدل به صورت رابطه (۴) بیان می‌شود:

$$\frac{\mu_i(t, z_1)}{\mu_j(t, z_2)} = \theta, \text{ constant ver } t \quad (4)$$

این فرض در صورت متقاطع بودن نمودارهای نرخ مخاطره برای دو متغیر کمکی Z_1 و Z_2 رد می‌شود. البته روش‌های مختلفی برای ارزیابی این فرض وجود دارد که از جمله می‌توان به روش‌های نموداری، فرایند آزمون نیکویی برازش و روشی مبتنی بر متغیرهای وابسته به زمان اشاره کرد [۱۸ و ۳۰].

با این حال همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شده مدل برای تجزیه و تحلیل جمعیت همگن ساخته شده است و توانایی تحلیل ناهمگنی در داده‌ها را ندارد. لنکستر^۳ برای نخستین بار بسطی از این مدل را با عنوان "مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHM)"^۴ یا مدل شکنندگی (فریلتی)^۵ را برای تحلیل ناهمگنی در داده‌ها از طریق تأثیرات متغیرهای کمکی نامشهود را پیشنهاد داد. کاربردهای این مدل در اقتصادسنجی، بیومتریک و جمعیت‌شناسی رایج هستند. در مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی میزان مخاطره یک جزء حاصل ضرب نرخ مخاطره اساسی در دو عملکرد مثبت است که شامل عملکرد متغیرهای کمکی مشهود و یک بخش تصادفی (متغیر ناهمگن) که تغییرات نرخ مخاطره اساسی بر اساس متغیر کمکی نامشهود توصیف می‌کند. در مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHM) فرض بر این است که تمام عوامل اندازه‌گیری نشده و خطاهای اندازه‌گیری را می‌توان به صورت یک عبارت تصادفی (α) که در تابع اصلی ضرب می‌شود، در محاسبات وارد نمود که این ضریب در واقع تأثیرات متغیرهای کمکی نامشهود است که به صورت رابطه (۵) ارائه می‌شود [۶۲]–[۶۰]، [۵۳]:

$$h(t|s, \alpha) = ah_0(t)exp(s\eta) \quad (5)$$

مدل‌های مبتنی بر متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود در تحلیل قابلیت اطمینان عمدتاً بر اساس PHM هستند. این مدل رویکردی نا پارامتری یا نیمه پارامتری است که نخستین بار توسط کاکس (۱۹۷۲) برای داده‌های بقا در زمینه پزشکی توسعه یافت [۵۷]. این مدل، فرآیند آماری ارزشمندی است که برای تخمین ریسک وقوع خرابی با توجه به ملاحظه شرایط و محیط سیستم مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل مبتنی بر این فرض است که تابع مخاطره جزء، زیرسیستم یا سیستم، ترکیبی از تابع نرخ مخاطره اساسی و یک عبارت دربرگیرنده تأثیرات متغیرهای کمکی است [۵۸]. تابع نرخ مخاطره این مدل به صورت رابطه (۱) بیان می‌شود:

$$h(t, z) = \lambda_0(t)\psi(z, \alpha) \quad (1)$$

که $\lambda(t, z)$: تابع نرخ مخاطره (متغیر پاسخ^۱) است. Z : متغیر کمکی (بردار سطری شامل پارامترهای متغیر کمکی) است که دربرگیرنده درجه تأثیر هر متغیر کمکی بر نرخ مخاطره است و t بیانگر زمان تا وقوع خرابی در یک وسیله یا زمان سالم بودن آن است. $\lambda_0(t)$: نرخ مخاطره اساسی، $\psi(z, \alpha)$: تابع پیوند^۲ [۵۹]، تابعی است که برای آن حالات مختلفی را می‌توان در نظر گرفت. حالت نمایی $\exp(z\alpha)$ ، حالت لجستیک $\log(1+\exp(z\alpha))$ ، طی معکوس $\frac{1}{1+\exp(z\alpha)}$ ، طی $1 + (z\alpha)$ برخی از این حالت‌ها هستند که حالت نمایی پرکاربردترین آن‌ها است [۲۳].

با فرض حالت تابع نمایی برای تابع $\psi(z, \alpha)$ ، نرخ مخاطره به صورت رابطه (۲) در می‌آید:

$$h(t, z) = h_0(t)exp(z\alpha) = h_0(t)exp\left(\sum_{i=1}^n z_i \alpha_i\right) \quad (2)$$

عامل ضرب $\exp(z\alpha)$ می‌تواند نشان دهند ریسک خرابی ناشی از حضور متغیر کمکی باشد. در رابطه $z\alpha = \sum_{i=1}^n z_i \alpha_i$ ، بردار ستونی از پارامترهای مجهول مدل یا ضرایب رگرسیون مربوط به متغیر کمکی است [۲۳]: تابع قابلیت اطمینان مبتنی بر متغیرهای کمکی مشهود $(R(t, z))$ نیز به صورت رابطه (۳) است [۱۴]:

$$R(t, z) = (R_0(t))^{exp(\sum_{i=1}^n z_i \alpha_i)} \quad (3)$$

در این رابطه $R_0(t)$ قابلیت اطمینان اساسی است که تنها

⁴ Mixture proportional hazard model

⁵ Frailty model

¹ Response variable

² Link function

³ Lancaster

$$R_{\theta}(t; z; z(t)) = \left[1 - \theta \ln \left\{ R_0(t) \exp \left[\sum_{i=1}^{p_1} \eta_i s_i \right] + \sum_{j=1}^{p_2} \delta_j s_j(t) \right\} \right]^{-1/\theta} \quad (11)$$

که s_i ، متغیر کمکی مستقل از زمان و s_j ، متغیر کمکی وابسته به زمان است. این تابع قادر به تحلیل متغیرهای کمکی مشهود وابسته و مستقل از زمان است. البته برای تحلیل متغیرهای کمکی مشهود وابسته به زمان از مدل نرخ مخاطرات لایه‌بندی شده (SCRM) نیز استفاده نمود. این تابع پس از تعیین متغیر کمکی وابسته به زمان داده‌ها را بر اساس این متغیرهای لایه‌بندی می‌کند. تابع قابلیت اطمینان این مدل در صورت ترکیب با ناهمگنی به عنوان مدل نرخ مخاطرات لایه‌بندی شده مرکب (MSCRM)^۲ به صورت رابطه (۱۲) ارائه شود:

$$R_{\theta m}(t; z; z(t)) = \left[1 - \theta \ln \left\{ R_{0m}(t) \exp \left[\sum_{i=1}^{p_1} \eta_i s_i \right] + \sum_{j=1}^{p_2} \delta_j s_j(t) \right\} \right]^{-1/\theta} \quad (12)$$

که در این رابطه $R_{0m}(t)$ تابع قابلیت اطمینان اساسی است که برای هر لایه به صورت مجزا تعیین می‌شود.

۳- مطالعه موردی - ماشین‌آلات معدنی معدن بوکسیت جاجرم

معدن بوکسیت جاجرم به عنوان بزرگ‌ترین معدن بوکسیت ایران، تأمین‌کننده بوکسیت خوراک کارخانه ۲۸۰ هزار تنی تولید آلومینای جاجرم است. این معدن به صورت لایه‌ای-عدسی‌ای بوده و گستره‌ای به طول ۱۴ کیلومتر دارد. این معدن با ذخیره‌ای معادل ۲۰/۷ میلیون تن بوکسیت سخت با عیار ۴۳/۶۷ درصد آلومینا^۳ و ۱۴/۴۹ درصد سیلیس^۴، بزرگ‌ترین معدن بوکسیت ایران محسوب می‌شود. به دلیل عملکرد گسل‌های امتداد لغز لایه‌های مختلف در منطقه از جمله بوکسیت، تداوم اولیه خود را از دست داده و کل مجموعه معدنی به دوازده بلوک کاملاً مجزا تقسیم شده است، به طوری که تعداد هشت بلوک به نام گل بینی و چهار بلوک دیگر زو نام‌گذاری شده‌اند. استخراج از این معادن (بلوک‌ها) به روش‌های سطحی و زیرزمینی صورت می‌گیرد. معادن بوکسیت جاجرم در ۱۹ کیلومتری شمال

که در این رابطه، $h_0(t)$ نرخ مخاطره اساسی که قبلاً تعریف شده، عبارت $\exp(s\eta)$ دربرگیرنده تأثیرات متغیرهای کمکی مشهود است. α نیز نشان‌دهنده میزان ناهمگنی در داده‌ها است که خود با تابع آماری $g(\alpha)$ نظیر تابع گاما یا گاما اینورس با میانگین یک و واریانس θ تعریف می‌شود:

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

اگر $\alpha > 1$ باشد، ناهمگنی به دلیل وجود متغیرهای کمکی افزایش می‌یابد (شکل ۱ نمودارهای شماره ۳ و ۵)، اگر $\alpha < 1$ باشد، ناهمگنی کم‌تر است (شکل ۱ نمودارهای شماره ۴ و ۶) [۲۳]. با توجه به ارتباط بین توابع مخاطره و قابلیت اطمینان، تابع قابلیت اطمینان شرطی بر اساس ناهمگنی و متغیرهای کمکی نامشهود را می‌توان به صورت رابطه (۷) ارائه نمود [۶]:

$$R(t; z; z(t)|\alpha) = \{R(t; z; z(t))\}^{\alpha} \quad (7)$$

در این رابطه $R(t; z; z(t))$ قابلیت اطمینان مبتنی بر شرایط محیطی است که با استفاده از متغیرهای کمکی مشهود محاسبه می‌شود. تابع قابلیت اطمینان جامعه (تابع غیرشرطی) که با $R_{\theta}(t; z; z(t))$ بیان می‌شود را نیز می‌توان با انتگرال‌گیری از $R(t; z; z(t)|\alpha)$ تخمین زد:

$$R_{\theta}(t; z; z(t)) = \int_0^{\infty} \{R(t; z; z(t))\}^{\alpha} g(\alpha) d\alpha \quad (8)$$

که با توجه به رابطه (۶) و (۸) تابع قابلیت اطمینان غیرشرطی پس از انتگرال‌گیری به شکل رابطه (۹) بیان می‌شود:

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

در صورت وارد نمودن متغیرهای کمکی تابع قابلیت اطمینان MPHMM به صورت رابطه (۱۰) ارائه شود:

$$R_{\theta}(t; z; z(t)) = \left[1 - \theta \ln \left\{ R_0(t) \exp \left[\sum_{i=1}^{p_1} \eta_i s_i \right] \right\} \right]^{-1/\theta} \quad (10)$$

تابع MPHMM در صورت وارد نمودن متغیرهای کمکی مستقل از زمان به تعداد p_1 و متغیرهای وابسته به زمان با تعداد p_2 به عنوان مدل نرخ مخاطرات توسعه یافته (EMPHMM)^۱ تعریف شده و تابع قابلیت اطمینان به صورت رابطه (۱۱) ارائه شود:

³ Al₂O₃

⁴ SiO₂

¹ Extension Mix Proportional Hazard Model

² Mix Stratified Cox Regression Model

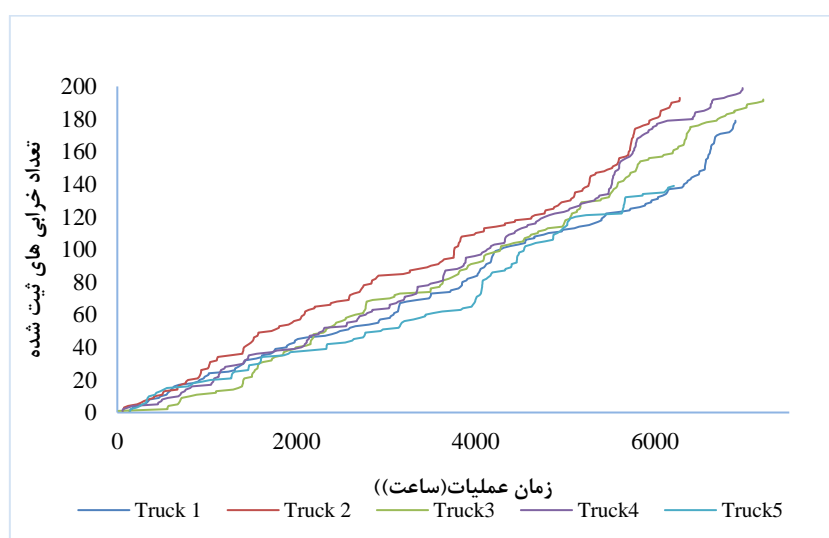
طراحی (وزن، ظرفیت بارگیری و...) برای تمام کامیون‌های مورد بحث یکسان در نظر گرفته شده (کمپرسی‌های مورد بحث از یک جنس می‌باشند) است. تعداد خرابی ثبت شده برای هر کامیون‌ها از محدوده ۱۷۳ الی ۱۹۳ است و در مجموع حدوداً ۹۱۷ خرابی ثبت شده است. در شکل ۳ کل خرابی‌های ثبت شده بر اساس زمان عملیات برای کامیون‌ها نشان داده شده است. تغییراتی که در نمودارها دیده می‌شود، می‌توان توسط متغیرهای کمکی مشهود (مثل دما، بارندگی، وضعیت جاده و...) و همچنین با متغیرهای کمکی نامشهود توضیح داده شود.



شکل ۲- موقعیت جغرافیایی شهرستان جاجرم

سیستم به شدت مؤثر بر مدت زمان انجام تعمیرات است؛ زیرا نوع پوشش کارکنان تعمیرگاه و دمای هوای بیرون به راحتی زمان انجام تعمیرات را تحت تأثیر قرار خواهد داد. این مسئله نیز کاهش قابلیت تعمیرپذیری سیستم در زمستان را به همراه خواهد داشت و عکس این مسئله را برای فصول گرم می‌توان در نظر گرفت که نشان از تأثیرات شدید متغیر کمکی دما یا فصل کاری بر وضعیت عملکرد سیستم دارد [۶۳].

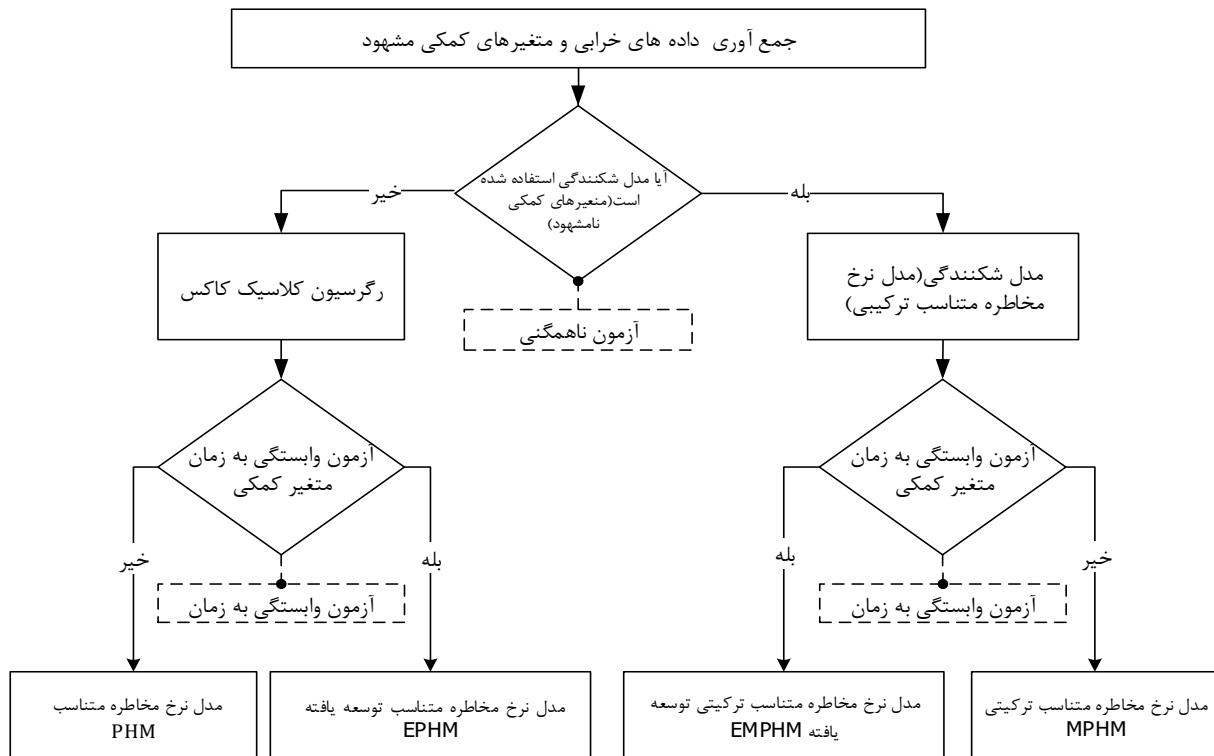
با توجه به اساس PHM برای مدل‌های ارائه شده نکته‌ی نخست که در بررسی این سیستم باید مورد توجه قرار گیرد تعیین برقراری فرض تناسب برای متغیرهای کمکی یا به عبارتی تعیین وابستگی یا عدم وابستگی آن‌ها به زمان است. در بیشتر مطالعات انجام گرفته فرض بر این است که متغیرهای کمکی مستقل از زمان هستند، در صورتی که ممکن است این فرض در همه‌ی موارد برقرار نباشد. برای مثال، در مناطق سردسیر فصل و آب و هوای محیط کاری



شکل ۳- خرابی ثبت شده به زمان عملیات

(بیشتر بودن p-value از سطح معناداری تعیین شده) همبستگی بین مقادیر باقیمانده و رتبه‌ی زمان خرابی‌ها صفر بوده و متغیر کمکی مورد نظر مستقل از زمان است [۶۵]. با توجه به این تفاسیر، الگوریتم پیشنهادی برای تحلیل قابلیت اطمینان سیستم با در نظرگیری تأثیرات متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود در شکل (۴) ارائه شده است.

برای بررسی وابستگی و یا عدم وابستگی به زمان متغیرهای کمکی از روش تحلیلی و روش‌های گرافیکی^۱ استفاده می‌شود [۶۴]. یکی از پرکاربردترین روش‌های تحلیلی آزمون باقیمانده‌های اسکونفید^۲ است که توسط هارل و لی در سال ۱۹۸۶ ارائه شده است. در این آزمون برای هر متغیر کمکی یک باقیمانده اسکونفید در نظر گرفته شده و فرض صفر برابر با عدم وجود همبستگی بین باقیمانده‌ها و رتبه‌ی زمان خرابی‌ها تعریف می‌شود. در صورت برقراری فرض صفر



شکل ۴- روند پیشنهادی برای انتخاب مدل از متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود

می‌دهد. اگر تابع نرخ مخاطره اساسی ویبول یا مدل فرایند قانون توانی (PLP)^۴ باشد نرخ درست‌نمایی بیشینه به صورت رابطه (۱۳) خواهد بود:

$$R = 2 \left(\ln L(\hat{\lambda}, \hat{\beta}, \hat{\theta}) - \ln L(\hat{\lambda}_0, \hat{\beta}_0, 0) \right) \quad (13)$$

در این رابطه $\hat{\lambda}$ و $\hat{\beta}$ پارامترهای تابع اساسی و $\hat{\eta}$ ضریب رگرسیون برای متغیرهای کمکی مشهود و $\hat{\theta}$ به‌عنوان درجه ناهمگنی تعریف می‌شود [۳۶]. این پارامترها از طریق بیشینه‌سازی تابع درست‌نمایی کامل تخمین زده می‌شوند. از آنجایی که $\hat{\eta} = 0$ در درون فضای پارامتر قرار ندارد ($\hat{\eta} < 0$ مجاز نیست)، لذا دارای توزیع کای-دوی (χ_1^2)

در مرحله اول از الگوریتم، داده‌های مربوط به خرابی و تمام پارامترهای احتمالی مؤثر بر عملکرد سیستم که قابل مشاهده می‌باشند، جمع‌آوری می‌شوند. در مرحله بعدی، پس از بررسی امکان ادغام، حذف یا بدون تغییر نگه داشتن متغیرهای تعیین شده، وابستگی به زمان برای متغیرهای کمکی مشهود بررسی می‌شود. در سومین مرحله داده‌های خرابی از منظر وجود ناهمگنی مورد بررسی قرار می‌گیرند که در واقع وجود آن نشان دهنده تأثیر متغیرهای کمکی نامشهود بر عملکرد سیستم است. بدین منظور می‌توان از آزمون نسبت درست‌نمایی^۳ استفاده نمود که در این آزمون فرض متقابل: عدم حضور ناهمگنی را مورد ارزیابی قرار

³ Likelihood

⁴ Power law process

¹ Graphical methods

² Schonfeld residuals test

- مجموعه داده‌ها با متغیر کمکی مشهود و وابسته به زمان، با مدل‌های EPHM یا SCRM مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.
 - مجموعه داده‌ها با متغیر کمکی مشهود و عدم وابستگی به زمان، با مدل‌های نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (PHM) مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.
- در ادامه داده‌های سیستم با توجه به الگوریتم پیشنهادی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳-۱- جمع‌آوری داده

برای تحلیل قابلیت اطمینان و وارد نمودن تأثیر شرایط محیطی نیازمند دو نوع داده هستیم که نوع اول از جنس زمان (TBF)^۴ و دومی از جنس داده‌های کیفی (متغیرهای کمکی) می‌باشند که برای به‌کارگیری در تحلیل‌های آماری باید کمی سازی شوند. این داده‌ها را می‌توان از منابع مختلف همچون: اسناد ثبت شده (گزارش‌های روزانه گروه نت، مکانیک و غیره)، مدارک آرشیو شده (گزارش‌های قبلی، دفترچه ماشین‌آلات و غیره)، ملاقات و مصاحبه‌ها، مشاهدات مستقیم گردآوری نمود. در این پژوهش پس از مطالعه نمونه موردی و بررسی شرایط حاکم پنج منبع اصلی: اطلاعات بخش نظارت، ایستگاه هواشناسی، ملاقات و مصاحبه‌ها، مشاهدات مستقیم و بانک داده پیمانکاران برای جمع‌آوری داده در نظر گرفته شده و بانک داده برای ۱۵ ماه تشکیل یافته که در جدول ۲ بخشی از داده‌ها قابل مشاهده است. در این پژوهش از داده‌های نظارت که به نحوی شامل همه داده‌های خام بوده و عمدتاً به عنوان میزان یا شاخصی برای صحت‌سنجی داده‌های به دست آمده از دیگر بخش‌هاست استفاده شده است. چرا که داده‌های این بخش غالباً خام بوده (کتبی)، یا ادغام نشده و یا تنها برحسب نیاز بخشی از داده‌ها از منبع اصلی دریافت شده که این منجر به نقص در آن‌ها شده است. از این رو اساس بانک داده برحسب داده‌های دریافتی از منابع اصلی هست. داده‌های مربوط به هواشناسی از ایستگاه هواشناسی واقع در شهرستان جاجرم دریافت شد. این ایستگاه روزانه داده‌های مربوط به وضعیت آب و هوا را در قالب عناوین زیر ثبت می‌نماید:

✓ تاریخ: شامل روز، ماه و سال

مجانِب نرمال نیست. در حقیقت مجانِب^۱ دارای توزیع کا-دو با درجه آزادی یک (χ_1^2) با جرم احتمال^۲ $0/5$ در $R=0$ است. این یعنی در سطح اطمینان 5% فرض صفر: عدم وجود ناهمگنی، رد خواهد شد اگر $R \geq 2.706$. علاوه بر این تحت استراتژی کمینه تعمیرات مدل PLP را می‌توان به عنوان تابع شدت به کار برد. تحت فرض مدل PLP به عنوان تابع شدت خرابی برای بررسی وجود مقدار معناداری ناهمگنی در واحدها (زیرسیستم‌ها) به فرایند سه مرحله‌ای آزمون LR می‌توان استفاده نمود [۳۶]:

- در مرحله اول فرض صفر برابر است با: $H_0: \lambda_1 = \lambda_2, \lambda_m = \lambda_0, \beta_1 = \beta_2, \beta_m = \beta_0$
فرض یک یا متقابل: $H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2, \lambda_m \neq \lambda_0, \beta_1 \neq \beta_2, \beta_m \neq \beta_0$ آزمون می‌شود.
- در محله دوم و سوم نیز λ معمول، β غیرمعمول و λ غیرمعمول و β معمول باید به ترتیب به دست آیند [۳۷].

در نتیجه این آزمون، داده‌ها همگن یا فاقد متغیرهای کمکی نامشهود با استفاده از مدل‌های کلاسیک رگرسیون استفاده می‌شود در این حالت اگر متغیرهای کمکی وابستگی به زمان داشته باشند از مدل‌های EPHM^۳ یا SCRM استفاده شده و در صورت مستقل از زمان بودن متغیرهای کمکی از مدل PHM استفاده می‌شود. داده‌ها ناهمگن یا دارای متغیرهای کمکی نامشهود با استفاده از مدل‌های ترکیبی رگرسیون استفاده می‌شود در این حالت اگر متغیرهای کمکی وابستگی به زمان داشته باشند از مدل‌های MEPHM یا MSCRM استفاده شده و در صورت مستقل از زمان بودن متغیرهای کمکی از مدل MPHMM استفاده می‌شود. به طور کلی، حالت‌های زیر ممکن است صورت گیرد:

- مجموعه داده‌ها با متغیر کمکی نامشهود و وابسته به زمان، با مدل‌های EMPHM یا MSCRM مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.
- مجموعه داده‌ها با متغیر کمکی نامشهود و عدم وابستگی به زمان، با مدل‌های نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHM) مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند

³ Extension Proportional Hazard Model

⁴ Time Between Failures

¹ Asymptotically

² Probability mass

نظر گرفته شد. در مرحله اول داده‌های خرابی و متغیرهای کمکی مشهود باید جمع‌آوری شود. برای دستیابی به این هدف باید تمامی متغیرهای کمکی مشهود بر تشکیل بانک داده شناسایی و جمع‌آوری شوند. در جدول ۲- متغیرهای کمکی قابل شناسایی آورده شده است. در جدول ۲ بخشی از داده‌های خرابی برای سیستم قابل مشاهده است. در این جدول در ستون اول مقادیر زمانی TBFها، در ستون دوم وضعی خرابی از نظر خرابی کامل (مقدار: ۱) یا سانسور شده (مقدار: ۲) و در ستون‌های بعدی مقادیر متغیرهای کمکی نشان داده شده است. کامیون‌ها در سه نوبت صبح، ظهر و شب در حال کار می‌باشند برای کمی سازی از اعداد ۱، ۲ و ۳ برای نشان دادن این تغییرات استفاده شده است.

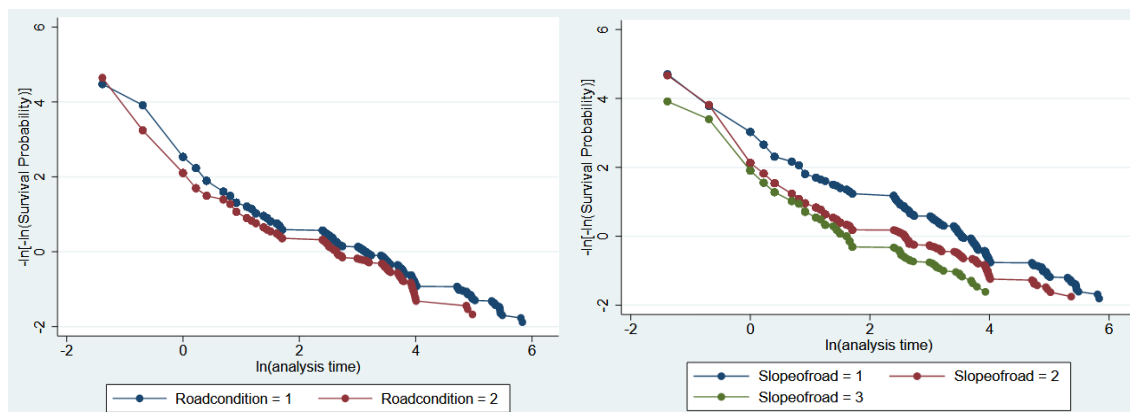
جدول ۲- کمی سازی متغیرهای کمکی خرابی‌های سیستم باربری

مقدار کمی	طبقه‌بندی	متغیر کمکی	مقدار کمی	طبقه‌بندی	متغیر کمکی
۱	شیب رو به بالا	شیب جاده (Z_{sr})	متغیر کمکی پیوسته		بارندگی (Z_p)
۲	شیب رو به پایین		متغیر کمکی پیوسته		
۳	هم‌سطح		۱	صبح	نوبت (Z_{wf})
۱	آفتابی و بدون ابر	۲	ظهر		
۲	نیمه‌ابری	۳	شب		
۳	ابری	وضعیت آب و هوایی (Z_{wc})	۱	خوب	تعداد سرویس (Z_{ns})
۴	مه شدید		۲	متوسط	
۱	عادی		۳	بد	
۲	لغزنده	وضعیت جاده (Z_{rc})	۱	متناسب (۱۳-۰)	تناسب با بار کننده (Z_{pl})
۲	لغزنده و مسدود		۲	نسبتاً مناسب (۴۳-۱۳)	
۱	بوکسیت سخت	نوع سنگ (Z_{rk})	۳	نامناسب (۱۷۶-۴۳)	نوع خردایش (Z_{rf})
۲	بوکسیت کم‌عیار		۵	دولو میت	
۳	کائولن		۴	باطله	
۴	شیلی		۳	بوکسیت شیلی	
۵	دولومیت		۲	بوکسیت کائولن	
۶	باطله		۱	بوکسیت سخت. کم‌عیار	

جدول ۲- زمان‌های بین خرابی سیستم باربری معدن زو

Z_{rk}	Z_{rc}	Z_t (°C)	Z_p (mm)	Z_{wc}	Z_{sr}	Z_{rf}	Z_{pl}	Z_{ns}	Z_{wf}	Z_{id}	وضعیت خرابی	TBF
۲	۱	۳	۰	۱	۱	۲	۱	۲	۱	۱	۱	۶۹
۲	۱	۶	۱	۲	۱	۳	۱	۲	۱	۱	۱	۷۲۹
۲	۱	۹	۳	۲	۱	۳	۱	۲	۱	۱	۱	۴۷۴
۲	۱	۸	۱۲	۳	۱	۴	۱	۲	۱	۱	۱	۱۶
۲	۱	۱۲	۲	۲	۱	۴	۱	۳	۱	۱	۱	۳۴۱
۲	۱	۱۲	۷	۲	۳	۵	۱	۲۲	۱	۱	۱	۱۴
۲	۱	۱۴	۲	۲	۱	۵	۱	۲	۱	۱	۱	۲۳۱
۲	۱	۱۴	۱	۲	۱	۳	۱	۲	۱	۱	۱	۲۶۸

است. شکل (۵) رویکرد گرافیکی برای متغیر کمکی وضعیت و شیب جاده را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود منحنی‌ها تقریباً موازی یا به عبارت بهتر متناسب می‌باشند. از این رو فرض متناسب برای مجموعه داده‌ها درست است و می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر کمکی مستقل از زمان می‌باشند. رویکرد گرافیکی برای سایر متغیرهای کمکی مشهود نتیجه به دست آمده را تأیید می‌نماید.



شکل ۵- رویکرد گرافیکی متغیرهای کمکی وضعیت و شیب جاده

سه مورد از نرم‌افزارهای که قابلیت تخمین پارامترهای مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHM) را دارند شامل نرم‌افزارهای R، STATA و SAS می‌باشند که در این مقاله از STATA برای تحلیل‌ها استفاده شد.^۱ در جدول ۳ نتایج تجزیه و تحلیل متغیرهای کمکی برای برازش مدل MPHM ارائه شده است.

در جدول ۴ نیز دو پارامتر مشاهده می‌شود که پارامتر اول (p) مربوط به تابع اساسی که ویبول تک پارامتری فرض شده و پارامتر دوم مقدار θ از تابع گاما که برای بیان تأثیر متغیرهای کمکی نامشهود مطابق رابطه (۶) در نظر گرفته شد. بر اساس p-value در سطح اطمینان ۹۵ درصد مشخص شده است. در

جدول ۳، متغیرهای کمکی نوبت‌کاری (Z_{wf})، وضعیت جاده (Z_{re})، نوع خردایش (Z_{rf})، شیب جاده (Z_{sr}) و تعداد سرویس‌ها (Z_{ns}) تأثیرات قابل توجهی بر عملکرد کامیون‌ها دارند.

۲-۳ بررسی فرض متناسب بودن متغیرهای کمکی مشهود

بعد از جمع‌آوری داده‌های خرابی و متغیرهای کمکی مشهود مرحله بعدی بررسی وابستگی داده‌های جمع‌آوری شده به زمان است. در روش گرافیکی برای بررسی وابستگی به زمان از همه متغیرهای کمکی استفاده می‌شود. رویکرد گرافیکی شامل مقایسه منحنی‌های قابلیت اطمینان مشاهده شده با منحنی‌های قابلیت اطمینان پیش‌بینی شده

۳-۳ بررسی فرض همگنی

گام بعدی بر اساس چارچوب ارائه شده بررسی ناهمگنی یا وجود متغیرهای کمکی نامشهود در داده‌های خرابی است. همان‌طور که قبلاً اشاره شد در این پژوهش آزمون نسبت درست‌نمایی برای بررسی ناهمگنی داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. مقدار آماره LR برای داده‌های سیستم باربری مطابق رابطه (۱۴) است:

$$R = 2 \left(\ln L(\hat{\lambda}, \hat{\beta}, \hat{\theta}) - \ln L(\hat{\lambda}_0, \hat{\beta}_0, 0) \right) \quad (14)$$

$$= 2(-1410.1597) - (-1423.9828)$$

$$= 27.65$$

مقدار P-Value برای $R=27.65$ برابر صفر است؛ که بیانگر وجود متغیرهای کمکی نامشهود مؤثر بر قابلیت اطمینان کامیون‌ها است. از این رو با توجه به نتایج حاصله از آزمون‌های تناسب و همگنی مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHM) برای تجزیه و تحلیل داده‌های خرابی پیشنهاد می‌شود.

^۱ STATA\Survival analysis\Regression model\Parametric survival models

جدول ۳- نتایج مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHM)

95% Con. Interval		p - value	η	خطا استاندارد	ضرایب متغیر کمکی	متغیرهای کمکی
۴/۱۸	۲/۹۳	۰/۰۰	۱۳/۸۳	۰/۵۹	-۱/۰۳	Z_{wf} . نوبت
۱/۲۱	۰/۹۷	۰/۱۴	۱/۴۸	۰/۴۶	-۰/۰۶۸	Z_{wc} . وضعیت آب و هوایی
۱/۰۳	۰/۹۴	۰/۵۸	-۰/۵۵	۰/۱۸	۰/۰۱	Z_p . بارندگی
۱/۷۰	۱/۰۷	۰/۰۱	۲/۵۰	۰/۹۷	-۰/۲۴	Z_{rc} . وضعیت جاده
۱/۲۶	۱/۰۳	۰/۰۰	۲/۶۳	۰/۴۱	-۰/۱۱	Z_{rf} . نوع خردایش
۲/۰۹	۱/۶۱	۰/۰۰	۹/۱۱	۰/۵۰	-۰/۵۰	Z_{sr} . شیب جاده
۱/۰۲	۰/۸۲	۰/۱۱	-۱/۶۰	۰/۴۷	۰/۰۷	Z_{pl} . تناسب با بار کننده
۰/۴۷	۰/۳۲	۰/۰۰	-۹/۵۹	۰/۷۱	-۰/۷۷	Z_{ns} . تعداد سرویس
۱/۱۰	۰/۹۷	۰/۳۳	۰/۹۸	۰/۲۵	-۰/۲۵	Z_{id} . کد کامیون
۱/۲۰	۰/۷۱	۰/۵۵	-۰/۶۰	۰/۰۰۷	۰/۰۶	Z_{rk} . نوع سنگ
۱/۰۲	۰/۹۹	۰/۴۰	۰/۸۵	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	Z_t . دما

اطمینان کامیون‌ها با در نظرگیری تأثیرات شرایط محیطی مشهود (متغیر کمکی مشهود) و نامشهود ترسیم شده است. قابلیت اطمینان سیستم تقریباً بعد از ۱۰۰ ساعت کارکرد به صفر رسیده است. در گام بعدی به منظور مقایسه تأثیرات وجود یا دم وجود متغیرهای کمکی نامشهود محاسبات با تابع PHM و صرفاً بر اساس تأثیرات شرایط محیطی مشهود انجام گرفته است.

جدول ۴- پارامترهای تابع اساسی و متغیرهای کمکی نامشهود

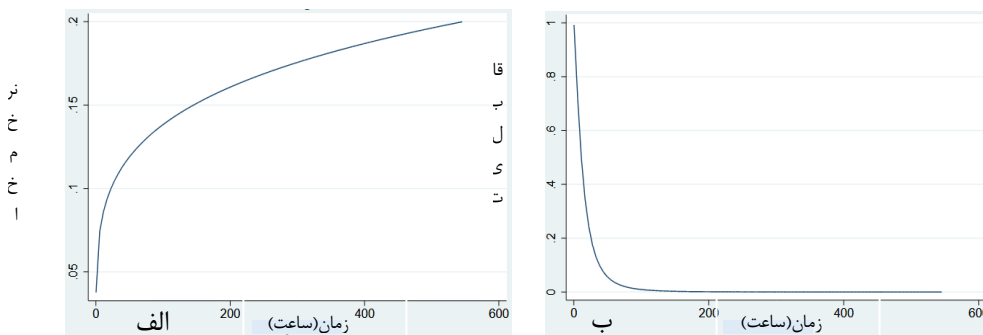
واریانس تابع (θ)	ویبول (p)
۰/۳۴	۱/۲۱۷

تابع قابلیت اطمینان کامیون‌ها با استفاده از رابطه (۹) می‌توان به صورت رابطه (۱۵) ارائه شده و مقادیر قابلیت اطمینان و نرخ مخاطره در جدول ۵ وارد شده است. در شکل (۶-الف و ب) به ترتیب تابع نرخ مخاطره و قابلیت

$$R_{\theta}(t) = \left[1 - 0.34 \ln \left\{ \left(e^{-t^{1.217}} \right)^{\exp(-1.03z_{wf} + 0.77z_{ns} - 0.11z_{rf} - 0.50z_{sr})} \right\} \right]^{-1/0.34} \quad (15)$$

جدول ۵- مقادیر قابلیت اطمینان و نرخ مخاطره سیستم برای مدل MPHM

زمان (ساعت)											MPHM
۵۰۰	۴۵۰	۴۰۰	۳۵۰	۳۰۰	۲۵۰	۲۰۰	۱۵۰	۱۰۰	۵۰	۱	
۰/۵۱۰	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۲۷	۰/۴۸	۰/۹۵	۲/۳۳	۸/۸۱	۹۵/۲۷	قابلیت اطمینان (%)
۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۷	۰/۰۶۱۰	۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۸۴	۰/۰۰۹۸	۰/۰۱۲۲	۰/۰۱۵۷	۰/۰۲۱۷	۰/۰۳۴۶	۰/۰۵۴۷	نرخ مخاطره



شکل ۶-الف و ب) تابع نرخ مخاطره و قابلیت اطمینان کامیون‌ها با تأثیر متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود

رابطه (۳) و متغیرهای مشهود مؤثر (دارای p-value کمتر از ۵ درصد) می‌توان تابع قابلیت اطمینان را به صورت رابطه (۱۶) بیان شده و در جدول ۶ مقادیر قابلیت اطمینان و نرخ مخاطره این مدل محاسبه شده است:

$$R_{\theta}(t) = (e^{-t^{0.99}})^{\exp(-1.03z_{wf}-0.31z_{re}-0.13z_{rf}-0.52z_{sr}+0.75z_{ns})} \quad (16)$$

جدول ۶- مقادیر قابلیت اطمینان و نرخ مخاطره سیستم برای مدل PHM

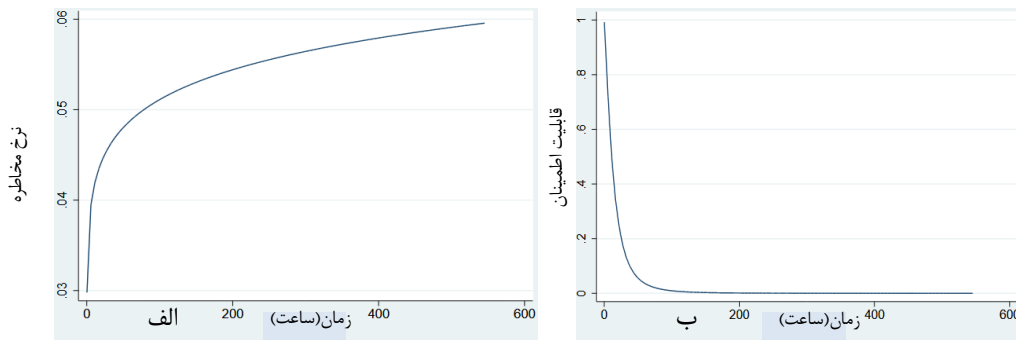
زمان (ساعت)											PHM
۵۰۰	۴۵۰	۴۰۰	۳۵۰	۳۰۰	۲۵۰	۲۰۰	۱۵۰	۱۰۰	۵۰	۱	
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۳۱	۰/۱۹۲	۱/۲۷۳	۹/۳۶۳	۹۳/۰۹۵	قابلیت اطمینان (%)
۰/۰۳۳۳	۰/۰۳۳۶	۰/۰۳۴۱	۰/۰۳۴۶	۰/۰۳۵۱	۰/۰۳۵۸	۰/۰۳۶۷	۰/۰۳۷۸	۰/۰۳۹۵	۰/۰۴۲۴	۰/۰۶۴۰	نرخ مخاطره

بزرگ‌تر است. علاوه بر این، نتایج به دست آمده نشان‌دهنده تأثیر متغیر کمکی مشهود "تعداد سرویس Z_{ns} " در هر دو مدل بر روی نرخ مخاطره است. در واقع هر واحد تغییر در این متغیر کمکی به ترتیب سبب $(\exp(0/75))$ و $2/12$ و $(\exp(0/77))$ برابر شدن نرخ مخاطره در مدل PHM و MPHMM خواهد شد. در شکل (۸) تابع نرخ مخاطره کامیون‌ها بر اساس این دو مدل ترسیم شده است.

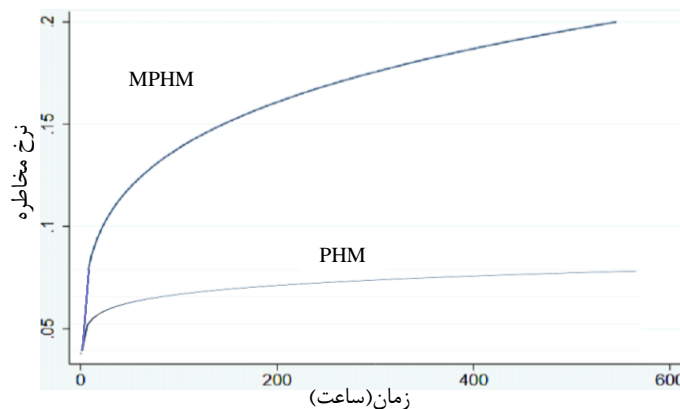
در شکل (۷-الف و ب) نیز تابع نرخ مخاطره و قابلیت اطمینان سیستم مجموعه کامیون‌ها به ازای ۶۰۰ ساعت کارکرد برای مدل PHM ترسیم شده است. نتایج تجزیه و تحلیل نشان داد که مقادیر ضرایب رگرسیون متغیرهای کمکی مشهود مؤثر بر نرخ مخاطره (p-value) کمتر از ۵ درصد) در مدل نرخ مخاطرات متناسب (PHM) نسبت به مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHMM)

جدول ۷- نتایج مدل نرخ مخاطرات متناسب (PHM)

95% Con. Interval		p - value	η	خطا استاندارد	ضرایب متغیر کمکی	متغیرهای کمکی
۳/۱۶	۲/۴۸	۰/۰۰	۱۶/۸۰	۰/۰۵۶	-۱/۰۳	نوبت Z_{wf}
۱/۱۶	۰/۹۷	۰/۱۷	۱/۳۸	۰/۰۴۵	-۰/۰۶	وضعیت آب و هوایی Z_{wc}
۱/۰۳	۰/۹۵	۰/۶۴	-۰/۴۷	۰/۱۹	۰/۰۱	بارندگی Z_p
۱/۶۴	۱/۱۳	۰/۰۰	۳/۲۷	۰/۰۹۴	-۰/۳۱	وضعیت جاده Z_{rc}
۱/۲۳	۱/۰۵	۰/۰۰	۱/۱۴	۰/۰۴	-۰/۱۳	نوع خردایش Z_{rf}
۱/۸۶	۱/۵۳	۰/۰۰	۱۰/۳۵	۰/۰۵	-۰/۵۲	شیب جاده Z_{sr}
۱/۰۲	۰/۸۵	۰/۱۱	-۱/۶۰	۰/۰۴۵	۰/۰۷	تناسب با بار کننده Z_{pl}
۰/۵۴	۰/۴۱	۰/۰۰	-۱۰/۴۳	۰/۰۷	۰/۷۵	تعداد سرویس Z_{ns}
۱/۰۷	۰/۹۷	۰/۴۹	۰/۶۹	۰/۰۲۴	-۰/۰۱۶	کد کامیون Z_{id}
۱/۰۴	۰/۶۹	۰/۱۲	-۱/۵۶	۹/۱۱	۰/۱۷	نوع سنگ Z_{rk}
۱/۰۲	۰/۹۹	۰/۵۱	۰/۶۶	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۴	دما Z_t



شکل ۷- الف) و ب) تابع نرخ مخاطره و قابلیت اطمینان کامیون‌ها با تأثیر متغیرهای کمکی مشهود



شکل ۸- مقایسه عملکرد تابع نرخ مخاطره در PHM و MPHM

در سیستم است. همچنین نتایج حاصل از آزمون وابستگی به زمان برای متغیرهای کمکی مشهود نشان داد که تمامی آن‌ها مستقل از زمان بوده و لذا طبق الگوریتم پیشنهادی مدل نرخ مخاطره متناسب ترکیبی برای تجزیه و تحلیل داده‌های خرابی انتخاب شد. برازش مدل MPHM برای داده‌های ۵ کامیون انتخابی از شرکت کاج محیا نشان داد که با اضافه کردن (وارد نمودن) متغیرهای کمکی نامشهود، ۴ متغیر کمکی در تابع نرخ مخاطره سیستم مؤثر است در حالی که آنالیز با متغیرهای کمکی مشهود، متغیرهای مؤثر در تابع به ۵ متغیر خواهد رسید. مقایسه دو نمودار تابع نرخ مخاطره، تأثیرات مؤثر متغیرهای کمکی نامشهود بر میزان نرخ مخاطره کامیون‌ها را به خوبی به تصویر کشیده و اختلافی (افزایشی) در حدود ۲ برابر برای مدل MPHM در مقایسه با PHM را نمایان ساخته است. در نهایت بایستی قید نمود که با توجه به تأثیر این نوع از متغیرهای کمکی در رفتار خرابی سیستم نادیده گرفتن آن عواقب جبران‌ناپذیری در اجرای تصمیمات و استراتژی نگهداری و تعمیرات به همراه داشته باشد.

۴- نتیجه‌گیری

در بسیاری از موارد داده‌های خرابی از بخش‌های مختلف، در قالب‌های گوناگون، گسترده در زمان‌های مختلف و با شرایط عملیاتی مختلف جمع‌آوری می‌شوند که این مسائل برخی ناهمگونی را در بانک داده به دنبال دارد. این نوع ناهمگونی می‌تواند ناشی از متغیرهای کمکی مشهود و نامشهود باشد که منجر به ناهمگونی مشهود یا نامشهود می‌گردد و تشخیص این ناهمگونی با استفاده از آزمون‌های آماری مناسب امکان‌پذیر است. در این مقاله، مراحل مختلف و آزمون‌های آماری مورد نیاز بررسی شده و چهارچوبی سامانمند بر اساس مدل‌های رگرسیونی و بالأخص مدل نرخ مخاطرات متناسب ترکیبی (MPHM) توسعه یافت و از آن برای تجزیه و تحلیل نرخ مخاطرات یک نمونه واقعی از معدن بوکسیت جاجرم استفاده شد. نتایج تجزیه و تحلیل مطالعه موردی بیانگر این مطلب است که داده‌های خرابی کامیون‌ها دارای ناهمگونی نامشهود بوده که در واقع حکایت از تأثیر متغیرهای کمکی نامشهود بر وضعیت خرابی داشته که قادر به ایجاد هزینه‌های ناشناخته

مراجع

- [1] 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.
- [2] M. Hashemi Majd, A. Rasoolzadegan, and Z. Yazdi Ghavidel, "A Systematic Literature Review on Software Reliability Modeling", *Journal of Modeling in Engineering*, Vol. 15, No. 50, Sep. 2017, pp. 285–313.
- [3] M. Rakhshanimehr, M. Rashki, M. Miri, and M. Azhdarimoghaddam, "Reliability Analysis of Flexural Steel Frames by Using the Weighted Simulation Method and Radial Basis Function Interpolation", *Journal of Modeling in Engineering*, Vol. 14, No. 47, Jan. 2017, pp. 21–32.
- [4] N. Gorjian Jolfaei, "Asset health prediction using the explicit hazard model", Queensland University of Technology, 2012.
- [5] M. Shahrokh and Z. Sobhani, "Optimization of availability the systems with redundant considering the half-stat, deals and repair rate's change", *Journal of Modeling in Engineering*, Vol. 16, No. 54, Sep. 2018, pp. 19–19.
- [6] R. G. Gutierrez, "Parametric frailty and shared frailty survival models", *Stata Journal*, Vol. 2, No. 1, 2002, pp. 22–44.
- [7] Y. Z. Ayele, A. Barabadi, and J. Barabady, "Dynamic spare parts transportation model for Arctic production facility", *International Journal of System Assurance Engineering and Management*, Vol. 7, No. 1, Mar. 2016, pp. 84–98.
- [8] A. Barabadi, "Production Performance Analysis: Reliability, Maintainability and Operational Conditions", University of Stavanger, Stavanger NORWAY, 2011.
- [9] A. Barabadi, "Reliability and Spare Parts Provision Considering Operational Environment: A Case Study", *International Journal of Performability Engineering*, Vol. 8, No. 5, 2012, pp. 497–506.
- [10] A. Barabadi, "Reliability Analysis of Offshore Production Facilities Under Arctic Conditions Using Reliability Data From Other Areas", *Journal of Offshore Mechanics and Arctic Engineering*, Vol. 136, No. 2, 2014, p. 021601.
- [11] 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.
- [12] A. Barabadi, J. Barabady, and T. Markeset, "Application of reliability models with covariates in spare part prediction and optimization—a case study", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 123, 2014, pp. 1–7.
- [13] A. Barabadi and T. Markeset, "Reliability and maintainability performance under Arctic conditions", *International Journal of System Assurance Engineering and Management*, Vol. 2, No. 3, 2011, pp. 205–217.
- [14] B. Ghodrati, "Reliability and operating environment based spare parts planning", Doctoral Thesis, Luleå University of Technology, Sweden, 2005.
- [15] B. Ghodrati and U. Kumar, "Reliability and operating environment-based spare parts estimation approach: a case study in Kiruna Mine, Sweden", *Journal of Quality in Maintenance Engineering*, Vol. 11, No. 2, 2005, pp. 169–184.
- [16] B. Ghodrati and U. Kumar, "Operating environment-based spare parts forecasting and logistics: a case study", *International Journal of Logistics Research and Applications*, Vol. 8, No. 2, 2005, pp. 95–105.
- [17] 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, Feb. 2017, pp. 61–72.
- [18] A. Nouri Gharahasanlou, M. Ataei, R. Khalokakaie, and A. Barabadi, "Normalised availability importance measures for complex systems", *International Journal of Mining, Reclamation and Environment*, Vol. 32, No. 2, 2016, pp. 1–14.
- [19] A. Nouri Gharahasanlou, R. Khalokakaie, M. Khalokakaie, and A. Mokhtarei, "Reliability Analysis of Conveyor Belt System of Crushing Department", *JAEBIS*, Vol. 5, 2015, pp. 349–357.
- [20] A. Nouri Qarahasanlou, M. Ataei, R. Khalokakaie, B. Ghodrati, and R. Jafarei, "Tire demand planning based on reliability and operating environment", *International Journal of Mining & Geo-Engineering*, Vol. 50, No. 2, Dec. 2016, pp. 239–248.

- [21] A. Nouri Qarahasanlou, M. Ataei, R. Khaolukakaie, B. Ghodrati, and M. Mokhberdorani, "Maintainability measure based on operating environment, a case study: Sungun copper mine", *Journal of Mining and Environment*, Vol. 8, No. 3, 2017, pp. 511–521.
- [22] A. Nouri Qarahasanlou, R. Khalokakaie, M. Ataei, and M. Mokhberdorani, "Spare Parts Provision", *Journal of Analytical and Numerical Methods in Mining Engineering*, Vol. 0, No. 0, Dec. 2016.
- [23] D. Kumar and B. Klefsjö, "Proportional hazards model: a review", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 44, No. 2, 1994, pp. 177–188.
- [24] A. Pickles and R. Crouchley, "A comparison of frailty models for multivariate survival data", *Statistics in Medicine*, Vol. 14, No. 13, 1995, pp. 1447–1461.
- [25] S. Rabe-Hesketh, A. Skrondal, and A. Pickles, "Reliable estimation of generalized linear mixed models using adaptive quadrature", *The Stata Journal*, Vol. 2, No. 1, 2002, pp. 1–21.
- [26] A. Wienke, *Frailty models in survival analysis*. CRC Press, 2010.
- [27] J. W. Vaupel, K. G. Manton, and E. Stallard, "The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality", *Demography*, Vol. 16, No. 3, 1979, pp. 439–454.
- [28] D. Clayton and J. Cuzick, "Multivariate generalizations of the proportional hazards model", *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, Vol. 148, No. 2, 1985, pp. 82–108.
- [29] M. A. Pourhoseingholi, E. Hajizadeh, B. Moghimi Dehkordi, A. Safaee, A. Abadi, and M. R. Zali, "Comparing Cox regression and parametric models for survival of patients with gastric carcinoma", *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention*, Vol. 8, No. 3, 2007, pp. 412–416.
- [30] A. Soldatov, "Reliability of blasting equipment", *Journal of Mining Science*, Vol. 5, No. 5, 1969, pp. 518–523.
- [31] E. Freidina, A. Kovalenko, and O. Rudenko, "Effect of mine-transport-equipment reliability on the productivity of a quarry system", *Journal of Mining Science*, Vol. 11, No. 1, 1975, pp. 50–54.
- [32] B.S. Dhillon, "Bibliography of literature on mining equipment reliability", *Microelectronics Reliability*, Vol. 26, No. 6, 1986, pp. 1131–1138.
- [33] N. Petrov and O. Butorina, "Reliability analysis of ventilation systems", *Soviet Mining*, Vol. 22, No. 6, 1986, pp. 491–496.
- [34] G.V.R. Goodman, "An assessment of coal mine escapeway reliability using fault tree analysis", *Mining Science and Technology*, Vol. 7, No. 2, 1988, pp. 205–215.
- [35] 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, Jan. 1989, pp. 341–361.
- [36] D. Kumar, B. Klefsjö, and U. Kumar, "Reliability analysis of power transmission cables of electric mine loaders using the proportional hazards model", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 37, No. 3, 1992, pp. 217–222.
- [37] 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.
- [38] H. Shyur, E. Elsayed, and J. T. Luxhøj, "A general model for accelerated life testing with time-dependent covariates", *Naval Research Logistics (NRL)*, Vol. 46, No. 3, 1999, pp. 303–321.
- [39] D.W. Coit and J.R. English, "System reliability modeling considering the dependence of component environmental influences", presented at the Reliability and Maintainability Symposium, 1999. Proceedings. Annual, 1999, pp. 214–218.
- [40] G. Nolle and D. Prince, "Rotating equipment reliability for surface operation. Part II: Oil analysis in a mine", *CIM bulletin*, Vol. 96, No. 1067, 2003, pp. 82–86.
- [41] J. Barabady and U. Kumar, "Maintenance Schedule by Using Reliability Analysis: A Case Study at Jajram Bauxite Mine of Iran", presented at the 20th World Mining Congress, Tehran, Iran, Vol. 2, 2005, pp. 831–838.
- [42] J. Barabady, "Reliability and maintainability analysis of crushing plants in Jajarm Bauxite Mine of Iran", presented at the Reliability and Maintainability Symposium, 2005. Proceedings. Annual, 2005, pp. 109–115.

- [43] Z. Ma, "Survival analysis approach to reliability, survivability and prognostics and health management (phm)", presented at the Aerospace Conference, 2008 IEEE, 2008, pp. 1–20.
- [44] R. Xu and A. Gamst, "On proportional hazards assumption under the random effects models", *Lifetime data analysis*, Vol. 13, No. 3, 2007, pp. 317–332.
- [45] F. N. Kissell, J. C. Tien, and E. D. Thimons, "Methods for Controlling Explosion Risk at Coal Mine Working Faces", presented at the First China International Forum on Workplace Emergency Management and Rescue, 2007.
- [46] 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*, Sep. 2012, pp. 1–15.
- [47] 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.
- [48] C. Mouli, S. Chamarthi, R.C. Gã, and A.K. Vã, "Reliability modeling and performance analysis of dumper systems in mining by KME method", *IJCET (2)*, 2014, pp. 255–258.
- [49] H.S.H. Al-Chalabi, *Reliability and life cycle cost modelling of mining drilling rigs*, Luleå University of Technology, 2014.
- [50] A. Morshedlou, H. Dehghani, and S.H. Hoseinie, "Reliability-based maintenance scheduling of powered supports in Tabas mechanized coal mine", *Journal of Mining and Environment*, Vol. 5, No. 2, 2014, pp. 113–120.
- [51] A.N. Qarahasanlou, R. Khalokakaie, M. Ataei, and B. Ghodrati, "Operating Environment-Based Availability Importance Measures for Mining Equipment (Case Study: Sungun Copper Mine)", *Journal of Failure Analysis and Prevention*, Vol. 17, No. 1, 2017, pp. 56–67.
- [52] J. Faradmal, A. Talebi, A. Rezaianzadeh, and H. Mahjub, "Survival analysis of breast cancer patients using cox and frailty models", *Journal of research in health sciences*, Vol. 12, No. 2, 2012, pp. 127–130.
- [53] 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.
- [54] K. Atashgar, S. MOLANA, A. Biglarian, and A. Sheikhalian, "Analysis of survival data of patient with breast cancer using Cox regression model", Vol. 26, 2016.
- [55] N. Gorjian, L. Ma, M. Mittinty, P. Yarlagadda, and Y. Sun, "The explicit hazard model-part 1: theoretical development", presented at the Prognostics and Health Management Conference, 2010. PHM'10., 2010, pp. 1–10.
- [56] A.H.S. Garmabaki, A. Ahmadi, J. Block, H. Pham, and U. Kumar, "A reliability decision framework for multiple repairable units", *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 150, 2016, pp. 78–88.
- [57] D.R. Cox, "Regression models and life-tables", *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, Vol. 34, No. 2, 1972, pp. 187–220.
- [58] B. Ghodrati, U. Kumar, and D. Kumar, "Product support logistics based on product design characteristics and operating environment", presented at the 38th Annual International Logistics Conference and Exhibition: SOLE 2003, Huntsville, United States, 2003, p. 21.
- [59] S. Martorell, A. Sanchez, and V. Serradell, "Age-dependent reliability model considering effects of maintenance and working conditions", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 64, No. 1, 1999, pp. 19–31.
- [60] V. Slimacek and B.H. Lindqvist, "Nonhomogeneous Poisson process with nonparametric frailty and covariates", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 167, Nov. 2017, pp. 75–83.
- [61] J.H. Cha and M. Finkelstein, "Some notes on unobserved parameters (frailties) in reliability modeling", *Reliability Engineering & System Safety*, Vol. 123, Mar. 2014, pp. 99–103.
- [62] T. Lancaster, *The econometric analysis of transition data*, Cambridge university press, 1992.
- [63] A. Barabadi, J. Barabady, and T. Markeset, "Maintainability analysis considering time-dependent and time-independent covariates", *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 96, 2011, pp. 210–217.
- [64] D. Kumar and B. Klefsjo, "Proportional hazards model: a review", *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 44, 1994, pp. 177–188.

[65] D.G. Kleinbaum and M. Klein, "Evaluating the Proportional Hazards Assumption", in Survival Analysis. Statistics for Biology and Health, 3rd ed., New York: Springer, 2012.