

مدل اساسی پیش بینی رفتار خرابی مدار خط درعلائم الکتریکی راه آهن

اکبر سعادت، کمیته راهبردی استقرار نت فنی و زیربنایی، راه آهن جمهوری اسلامی ایران، تهران، ایران

E-mail: saadat_a@rai.ir

دریافت: ۱۳۹۴/۰۹/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۲۳

چکیده

آماده بکاری روسازی راه آهن شرط بلا منازع بهره برداری از آن در ارائه خدمات حمل و نقل ریلی است. از آنجا که توقعات عمومی در خدمات برنامه ریزی شده بخصوص در جابجایی مسافر فاقد پذیرش وقفه ای برای عملیات نگهداری است اقدام پیشگیرانه برای رفع از کارافتادگی روسازی از اهمیت ویژه ای برخوردار می گردد. از بین تجهیزات روسازی مدار خط که از کارافتادگی آن تقریباً معادل از کارافتادگی خط است، ناشناخته ترین رفتار را برای پیشبینی وقوع زمان از کارافتادگی دارد تحقیقات انجام شده هیچگاه پاسخ مستقیمی به برآوردی از پیشبینی زمان وقوع خرابی مدار خط و یا علائم الکتریکی یک ایستگاه در حالت جامع شرایط ذاتی تجهیز، شرایط بهره برداری تجهیز و وضعیت نگهداری تجهیز نداشته اند و غالباً در فضایی محدود از شرایط کاری خلاصه و ساده سازی شده موضوع را بررسی کرده اند. مدل اساسی پیشبینی رفتار خرابی مدار خط برپایه تخمین توابع توزیع چگالی و تجمعی احتمال خرابی و قابلیت اطمینان آن قرار دارد. این تخمین از آنجا معتبر می گردد که توابع آماری مورد نظر با متوسط گیری روی تعداد زیادی پیشامد در شرایط واقعی محاسبه و اعتبار آن با روشهای نظری استاندارد تایید می گردد. برای مطالعه ی موردی مدار خط ایستگاه راه آهن تهران انتخاب شده است که تخمین تابع توزیع تجمعی خرابی آن براساس تحلیل آمار حدود ده سال گزارش از کار افتادگی آن دست می آید. این تخمین بر مدل توزیع ویبل برازش شده تا پارامترهای شکل، مقیاس و مبدا مدل رفتار خرابی مدار خط بدست آید. نتایج بدست آمده با پذیرش ۵ درصد خطا در برازش حاکی از آن است که مدار خط ایستگاه راه آهن تهران با متوسط زمان بین دو خرابی برابر با ۲/۷ روز برای ۱/۷ روز، ۷/۵ روز و ۱۱ روز از زمان شروع کار بعد از رفع هر خرابی بترتیب با احتمال ۵۰ درصد، ۱۰ درصد و ۵ درصد با خرابی مواجه نخواهد شد.

واژه های کلیدی: مدلسازی رفتار خرابی، مدار خط، علائم الکتریکی، راه آهن.

۱. مقدمه

وضعیت خط و رعایت زمان بندی حرکت قطار ها استفاده می شود [Nystrom, 2009].

در شرایط ایمن برای سیرو حرکت قطار مهمترین شاخص روسازی راه آهن برای بهره برداری، قابلیت دسترسی یا آماده بکاری آن می باشد. در مجموعه ادوات روسازی، ریل و متعلقات در اثر بهره برداری از زوال تدریجی برخوردارند و جبران زوال آن مطابق برنامه های دوره ای نگهداشت، کمتر موضوع آماده بکاری زیر بنا و حاضر به خدمتی راه آهن را خدشه دار می سازد. از مجموعه تجهیزات روسازی مدار خط یا مدار تراک⁶ صرفنظر از ماهیت الکتریکی آن برای رفتار خرابی، در معرض تهاجمات محیطی ناشی از سیرو حرکت قطار مستعد خرابی هایی است که سهولت ریل قابل پیش بینی نیست ولی وقوع آنها موجب توقف بهره برداری از خط می گردد. از این رو مدار خط بعنوان عضوی حساس از مجموعه علائم الکتریکی تاثیر بسیار مهمی در میزان حاضر به خدمتی راه آهن دارد.

مدار خط تجهیزات الکتریکی است که به ریل های خطوط راه آهن متصل می گردد تا خطوط راه آهن را قطعه بندی کند و وجود یا عدم وجود قطار را در قطعات خط به سیستم کنترل سیرو حرکت نشان دهد. کارکردهای دیگر مثل تبادل اطلاعات محوطه علائم به داخل قطار مد نظر این مقاله نمی باشند. عملکرد ذاتی ایمن در مقابل خرابی⁷ مدار خط به معنی عدم امکان بهره برداری علائمی از خط یا عدم حاضر به خدمتی خط در موقع خرابی مدار خط می باشد. هر اقدام برای رفع خرابی مدار خط صرفنظر از هزینه تاخیری که در زمان بندی حرکت قطار ها دارد باعث افزایش مخاطره در ایمنی بواسطه ی تهدید بخش های سالم نیز می گردد. با همان ارتباط مستقیمی که شاخص در دسترس بودن توان الکتریکی در زمان نیاز بیشتری برای تامین کننده توان کنتور درآمد دارد، عدم دسترسی زیر بنا برای صاحب زیر بنا از طرف بهره برداری راه آهن کنتور جریمه دارد. در بررسی بعمل آمده روی حدود

روسازی راه آهن از جمله دارائیهای ارزشمند آن است که در اصطکاک مستمر با بهره برداری در معرض زوال مستمر و خرابی قرار دارد. طراحی مجموعه ادوات روسازی شامل ریل و متعلقات و تجهیزات کنترلی مکانیکی و الکتریکی برای ایجاد ایمنی در سیرو حرکت قطارها با احتمال خرابی صفر، غیر ممکن و با احتمالات بسیار پایین، غیر اقتصادی است. عوامل عمده تاثیرگذار بر خرابی مجموعه ادوات روسازی بصورت مشترک، خصوصیات هندسی خط، ترافیک عبوری از خط و برنامه نگهداشت آن می باشند ماهیت ثابت عامل اول و معین بودن عامل دوم روسازی راه آهن را مستعد ساده بودن برنامه ریزی برای عامل سوم جهت جبران اثر دو عامل اول نشان می دهد. با این وجود در ادبیات موضوع این ارتباط بیش از آنکه پایه ریز استدلال عملیات نگهداشت شود بصورت شهودی در استانداردهای آن ظاهر شده است. برای کنترل احتمال خرابی روسازی در سطح قابل قبولی برای بهره برداری لازم است برنامه نگهداشت آن به گونه ای طراحی گردد که بتواند خرابی تجهیزات را پیش بینی کند و در زمان بهینه عکس العملی موثر نشان دهد. برای پیش بینی زمان وقوع خرابی و اقدام به موقع قبل از وقوع، استفاده از روشهای موسوم به RAMS برگرفته از عبارات قابلیت اطمینان¹، قابلیت دسترسی یا آماده بکاری²، تعمیر پذیری³ و ایمنی⁴ که در مهندسی برق رایج بوده بطور گسترده در راه آهن نیز مورد توجه قرار گرفته اند [EN 50126 Standard]. برای ورود مبانی نظری این موضوع در علوم مهندسی شاخه ای بنام مهندسی قابلیت اطمینان⁵ در مهندسی صنایع برای برگردان اصول و قواعد عمل مرتبط با ملزومات قابلیت اطمینان تجهیزات، مانند پیش بینی زمان وقوع خرابی، به مشخصات مورد نیاز جهت پیاده سازی در مراحل طراحی تا تولید آنها ایجاد شده است. اما هنوز هم در راه آهن با الگو برداری از شاخصهای RAMS در صنعت برق شاخص های قابلیت دسترسی و قابلیت اطمینان خط برای توصیف

وضعیت مبنا¹⁰ با بهینه سازی هزینه های ناشی از عدم دسترسی به خط پیشنهاد شده است. در این مرجع از شبکه پتری¹¹ برای مدلسازی رفتار قابلیت دسترسی مدار خط استفاده شده است. شبکه پتری ترکیبی از مجموعه ای از مکانها و گذرها و یک تابع ورودی و یک تابع خروجی برای تعریف نگاشتی از گذرها به مکانها توسط دو تابع در گرافی جهت دار می باشد که با قراردادن تعدادی مهره ی ساده در بعضی از مکانهای شبکه گذرهای مجاز آن فعال می گردند و برآثر آن تعداد و وضعیت مهره ها تغییر می کند. تغییر وضعیت های میانی شبکه نیز با برداشتن یک مهره از مکانهای ورودی و ایجاد مهره ای جدید در مکانهای خروجی اتفاق می افتد. توابع مذکور تعداد مهره های قابل گذر از هر شاخه از گراف را تعیین می کنند. یک گذر تا زمانی که تمام مهره ها را از مکانهای ورودی خود به مکانهای خروجی اش منتقل نسازد مستعد فعالیت است و زمانی فعال می گردد که هر مکان ورودی به آن حداقل به تعداد وزن شاخه واصلش دارای مهره باشد. مکانهای خروجی حالات مختلف مدار خط می باشند که از آنها برای تعیین آماده بکاری آن استفاده می شود.

در تحقیق انجام شده در [Qiu et al. 2014] مدل خرابی عملکرد علائم سطح دوم سیستم مدیریت ترافیک ریلی اروپا¹² بنام ERTMS-2 شبیه سازی شده و قابلیت دسترسی یا میزان آماده بکاری آن با توجه به مقادیر پارامترهای RAMS تعیین شده برای این سطح از علائم الکتریکی، مورد ارزیابی قرار گرفته است. این بررسی بر پایه ترکیب تئوری توابع یقینی¹³ و نمودارهای حالت یا رفتار¹⁴ خرابی علائم الکتریکی در این سطح براساس شیوه ی عمل تعریف شده در ERTMS-2 صورت گرفته است. توابع یقینی چارچوبی برای نتیجه گیری های مشکوک با ارتباطی مشخص به چارچوبهایی مثل تئوریهای احتمال می باشند که در تحقیق یاد شده برای توصیف عدم قطعیت حالت سیستم بواسطه ی نقص در داده ها و یا اطلاعات استفاده شده است. در این تحقیق از مقادیر پارامترهای RAMS

۱۲۰۰۰ خرابی مدار خط در سال های ۲۰۰۴ و ۲۰۰۵ میلادی در راه آهن انگلستان، جریمه ناشی از عدم دسترسی خط بواسطه حدود یک و نیم میلیون دقیقه تاخیر در قطارهای مسافری، بین ۲۰ تا ۶۰ پوند در هر دقیقه گزارش شده است [Chen et al. 2008].

با توجه به تاثیر مستقیمی که خرابی مدار خط بر حاضر به خدمتی راه آهن دارد پیش بینی زمان محتمل وقوع خرابی مدار تراک، علاوه بر الزام آن برای کاهش ریسک و مخاطره در ایمنی، دارای منافع اقتصادی بالایی می باشد. با پیش بینی زمان محتمل وقوع خرابی، اقدام مناسب جهت مقابله با خرابی به لحاظ ماهیت احتمالی آن بصورت منطقی با انتخاب نوع اقدام برای بهینه سازی هزینه نگهداشت روبرو می گردد. نگهداری بر مبنای قابلیت اطمینان⁸ موسوم به RCM بصورت سیستماتیک پاسخگوی این نیاز برای انتخاب نوع اقدام تعمیر و نگهداری می باشد. RCM یک فناوری جا افتاده برای بهینه سازی فرآیند های نگهداشت تجهیزات جهت گام برداری منطقی در جهت بهبود عملکرد کلی و قابلیت اعتماد تجهیزات توام با کاهش هزینه های مرتبط با آنها است. [Arno et al. 2015]

گام های منطقی بر اساس تحلیل سابقه عملکرد تجهیزات مورد نظر برای نگهداشت تعیین می گردد. بدین منظور سطحی از قابلیت اطمینان ذاتی دستگاه یا تجهیز که از طریق یک برنامه نگهداشت قابل حصول باشد هدف گیری و دنبال می شود. این سطح از قابلیت اطمینان معمولاً سطحی از عملکرد دستگاه یا تجهیز است که نمی توان آن را از طریق طراحی مجدد ارتقاء داد. هدف RCM دست یابی به قابلیت اطمینان مورد نظر به وسیله انجام تکالیف ضروری با حداقل هزینه می باشد. در واقع RCM علم انتخاب فعالیت مناسب نگهداشت تجهیزات در جزء و تعیین سیاست بهینه نگهداشت تجهیزات در کل براساس قابلیت اطمینان مورد انتظار از آنان است.

در مرجع [Patra and Kumar, 2010] روشی برای انتخاب سیاست بهینه نگهداشت مدار خط از بین دو روش زمان مبنا⁹ و

مجاور در زمان عبور قطار از تراک اصلی در ورودی مدل جهت تعیین احتمال حالت‌های خرابی در خروجی مدل استفاده می‌گردد. برای بدست آوردن یک سیستم قابل اطمینان عوامل موثر بر قابلیت اطمینان باید شناسایی شده، تاثیر آنها بررسی گردد و عواقب ناشی از تاثیر در دوره عمر سیستم مدیریت گردد. مطابق استاندارد EN50126 عملکرد تجهیزات راه آهن تحت تاثیر سه عامل شرایط ذاتی تجهیز، شرایط بهره برداری تجهیز و وضعیت نگهداری تجهیز در دوره عمر خویش می‌باشند. این سه عامل در تحقیقات انجام شده تاکنون بصورت مشترک جهت بررسی رفتار یا تعیین سیاست بهینه نگهداشت مدار خط و یا علائم الکتریکی راه آهن استفاده نشده است. تحقیقات انجام شده در قبل هیچگاه پاسخ مستقیمی به برآوردی از پیش بینی خرابی مدار خط و یا علائم الکتریکی یک ایستگاه در این حالت جامع نداشته است. در این مقاله سعی می‌گردد با ارائه مدل اساس رفتار خرابی مدار خط ایستگاه راه آهن تهران به این مسئله پاسخ روشنی داده شود. عنوان اساسی در مدل به نحوه استخراج آن برمی‌گردد که مطابق نظریه ی کلاسیک احتمال توابع مورد نیاز احتمالی برای پاسخگویی به این مسئله با متوسط گیری روی تعداد زیادی رخداد بدست آمده و صحت مدل با روشهای تئوری استاندارد مورد تصدیق قرار می‌گیرد. برای مطالعه موردی مدار خط ایستگاه راه آهن تهران انتخاب شده است که دربرگیرنده جامع‌ترین شرایط ذاتی، بهره برداری و وضعیت نگهداری در یکی از حساسترین ایستگاههای راه آهن کشور است.

داده کاوی ۳۰۲۳۵ اطلاعات ثبت شده مربوط به خرابی‌های تجهیزات علائم الکتریکی و ارتباطی راه‌آهن جمهوری اسلامی ایران در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ که با تکنیک قوانین انجمنی در [Yaghini et al. 2015] انجام شده مرتبط ترین منبع فارسی زبان با موضوع این مقاله می‌باشد. این پژوهش به تحلیل مدت زمان خرابی با زمان وقوع تمام تجهیزات بصورت عام در شبانه روز پرداخته و فاقد هرگونه توصیف عددی فاصله زمانی بین دوخرابی و قابلیت اطمینان ناشی از رفتار سیستم نگهداری و

که گروه بندی منافع اقتصادی اروپا¹⁵ موسوم به EEIG در گروه کاربری ERTMS منتشر کرده [EEIG-ERTMS,1998] استفاده شده است.

در [Vernez and Vuille, 2000] آنالیز حالات خرابی های بحرانی را برای بهینه سازی پارامترهای توکل پذیری¹⁶ سیستم مدیریت ترافیک ERTMS-2 پیشنهاد می‌دهد. توکل پذیری درسیستم های مهندسی تابعی خلاصه شده از شاخص های قابلیت دسترسی، قابلیت اطمینان و قابلیت تعمیر پذیری می‌باشد. خلاصه سازی حالتها در معدود موارد بحرانی و نتیجه گیری برای بهینه سازی یک شاخص جمعی مثل توکل پذیری در مرجع [Lalouette et al. 2010] نیز به طریق مشابه برای ارزیابی شاخص جمعی در رفتاری مدل شده با نوع خاصی از شبکه پتری موسوم به شبکه پتری رنگی¹⁷ با مهره های مختلف استفاده شده است. برای نوع خاصی از مدار تراک ایمپالسی فرکانسی موسوم به ZPW-2000A تشخیص حالت‌های خرابی همراه با تشخیص خرابی اجزاء توسط یک مدل شبکه عصبی فازی¹⁸ در [Wang et al. 2016] و ارزیابی قابلیت اعتماد با شبکه بیزی¹⁹ در [Jiang et al. 2016] براساس ساختار درخت تصمیم گیری علت خرابی مدار تراک انجام شده است. توابع توزیع چگالی مختلفی درمرجع [Novak, 2017] برای نقص عملکرد اجزاء مدار تراک ساخت شرکت AZD Praha مورد مقایسه قرار گرفته است. برای مدلسازی از آمار خرابی در یک دوره ده ساله که توسط سازنده مستقل از شرایط تاثیرگذار محیطی ارائه شده استفاده شده است نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که متوسط فاصله زمان خرابی بعدی یک گیرنده سالم بعنوان حساسترین بخش مدارتراک با احتمال ۹۵٪ بیش از ۶۰۰ روز است. در مرجع [Bruin et al. 2017] مدل شبکه عصبی با بازخورد²⁰ بر مدل عصبی کانولوشنی²¹ برای تشخیص حالت‌های خرابی یک مدار تراک شبیه سازی شده در یک مدل ژنریک با تراکهای عایق شده ترجیح داده شده است. در این مدل از نمونه‌های مشخصی از جریان مدار تراک و جریان مدارهای تراک

$$f(t) = \frac{Pr(t \leq T < t + dt)}{dt} \quad (1)$$

بدست می آید تابع توزیع احتمال خرابی یا احتمال خرابی مدار خط تا زمان t از رابطه ی

$$F(t) = Pr(T \leq t) = \int_0^t f(\tau) d\tau \quad (2)$$

و قابلیت اطمینان یا احتمال سلامت مدار خط تا زمان t یا

احتمال وقوع خرابی تجهیز بعد از زمان t از رابطه ی

$$R(t) = Pr(T > t) = 1 - F(t) \quad (3)$$

بدست می آید. نرخ خرابی متغیر با زمان در زمان t یا $\lambda(t)$ از نسبت احتمال وقوع خرابی در فاصله ی زمانی بی نهایت کوچک t تا $t + dt$ به شرط وقوع خرابی بعد از زمان t به dt مطابق منطق زیر بدست می آید.

$$\lambda(t) = \frac{Pr(t \leq T < t + dt | T > t)}{dt} = \frac{Pr(t \leq T < t + dt, T > t)}{Pr(T > t) dt} = \frac{Pr(t \leq T < t + dt)}{dt Pr(T > t)} = \frac{f(t)}{R(t)} \quad (4)$$

بدین ترتیب نرخ خرابی برابر با نسبت تابع چگالی احتمال به قابلیت اطمینان مدار خط می گردد. تعداد خرابی ها از زمان راه اندازی در $t = 0$ تا زمان t یا $N(t)$ از رابطه ی

$$N(t) = \int_0^t \lambda(\tau) d\tau \quad (5)$$

بدست می آید. با استفاده از دو رابطه اخیر معادله دیفرانسیل مطابق $R(t)$

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\dot{F}(t)}{R(t)} = \frac{-\dot{R}(t)}{R(t)}, \quad R(0) = 1 \quad (6)$$

منجر به جواب

$$R(t) = \text{Exp} \left\{ - \int_0^t \lambda(\tau) d\tau \right\} = e^{-N(t)} \quad (7)$$

تابع توزیع چگالی ویبال²² دارای دامنه وسیعی از کاربری های مختلف است [Weibull W, 1951]. از آنجا که این تابع

تعمیر برای کل تجهیزات و یا بخشی از آن چون مدار تراک است. به همین دلیل مقاله حاضر براساس بروز رسانی و تکمیل برگردان فنی تحقیق قبلی نویسنده در [Saadat, 2018] شکل گرفته تا ضمن ارتقا منابع فارسی در موضوع، رسالت ناشر در حوزه حمل و نقل ریلی بابت انتقال صریح مطلب برای استفاده در ارزیابی قابلیت اطمینان تجهیزات راه آهن توسط کمیته راهبردی نگهداری و تعمیرات زیربنایی راه آهن ایران نیز انجام شده باشد. در بخش دوم از مطالب این مقاله مبانی نظری موضوع رفتار تصادفی خرابیها در حد نیاز مسئله ارائه و تابع توزیع مناسب احتمال خرابی تجهیز معرفی می گردد. نحوه تعیین پارامترهای تابع توزیع انتخابی با جزئیات تطبیق بر آمار خرابی نمونه در بخش سوم بیان می گردد. بخش چهارم ضمن اشاره لازم به مبانی آزمون صحت برازش یک تابع توزیع خرابی نمونه بر تابع توزیع انتخابی فرم بسته روابط مورد نیاز برای مدلسازی رفتار خرابی مدار خط ارائه می شود. نتایج آزمایشگاهی مدلسازی رفتار خرابی مدار خط ایستگاه راه آهن تهران براساس تحلیل آمار حدود ده سال گزارش خرابی های آن در بخش پنجم ارائه می گردد. در مدلسازی تخمین توابع توزیع تجمعی و چگالی احتمال خرابی آن و قابلیت اطمینان مدار خط بدست و کمیات مرتبط به پیش بینی وقوع خطا یا از کارافتادگی آن بررسی میگردد. بخش ششم به نتیجه گیری از موضوع مدلسازی رفتار خرابی مدار خط می پردازد.

۲. مبانی نظری رفتار خرابی مدار خط

متغیر تصادفی T بعنوان زمان کارکرد صحیح مدار خط بعد از شروع کار در زمان $t = 0$ تا زمان از کار افتادن آن که معادل زمان وقوع خرابی آن استرا در نظر بگیرید. چنانچه این متغیر تصادفی دارای تابع چگالی احتمال خرابی برابر با $f(t)$ باشد که از نسبت احتمال وقوع خرابی در فاصله ی زمانی بی نهایت کوچک t تا $t + dt$ به dt مطابق زیر برای قابلیت اطمینان مدار خط می گردد.

$$f(t) = \dot{F}(t) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^\alpha}$$

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha-1} \quad (9)$$

با توجه به رابطه ی گشتاور مرتبه n ام تابع توزیع ویبال

$$\bar{T}^n = E\{T^n\} = \int_0^\infty t^n f(t) dt =$$

$$\int_0^\infty t^n \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^\alpha} dt =$$

$$\beta^n \Gamma\left(1 + \frac{n}{\alpha}\right) \quad (10)$$

متوسط زمان خرابی و واریانس آن در تابع توزیع ویبال از روابط زیر بدست می آید.

$$Mean(T) = \bar{T} = \beta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right);$$

$$Var(T) = \bar{T}^2 - \bar{T}^2 =$$

$$\beta^2 \left(\Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)\right) \quad (11)$$

۳. تعیین پارامترهای توزیع ویبال در یک آمار

خرابی نمونه

برای تعیین پارامترهای توزیع ویبال از یک آمار خرابی نمونه، از تبدیل رابطه نمایی و عمومی $R(t) = e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\beta}\right)^\alpha}$ در توزیع ویبال به یک رابطه ی خطی و برازش آن بر رابطه ی بدست آمده از آمار خرابی نمونه استفاده می گردد. بدین منظور با دوبار لگاریتم گیری از رابطه ی بیان شده رابطه ی خطی

$$\ln(-\ln(R(t))) =$$

$$\alpha \ln(t - \gamma) - \alpha \ln(\beta) \quad (12)$$

بین متغیر $\ln(-\ln(R(t)))$ و متغیر $\ln(t - \gamma)$ بدست می آید که رابطه ی آن در صفحه ی این دو متغیر مطابق شکل ۱، خطی با ضریب زاویه ی α و عرض از مبدا $-\alpha \ln(\beta)$ می گردد. با توجه به رابطه ی (۸) نیز می توان پی برد که در توزیع ویبال بین لگاریتم $N(t)$ یا تعداد خرابی های تجهیز از

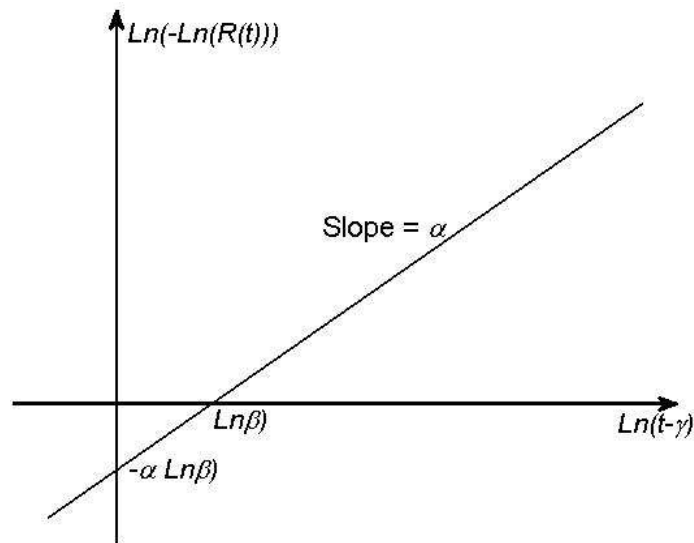
محبوب ترین و پرکاربردنی ترین تابع توزیع جهت برازش و بررسی داده های مربوط به وضعیت کارکرد تجهیزات در دوره عمرشان است [Saad and Saralees, 2014] برای مدلسازی رفتار خرابی مدار خط انتخاب می گردد. تابع چگالی احتمال خرابی در توزیع ویبال با سه پارامتر α , β و γ که تعیین کننده ی شکل، مقیاس و تاخیر تابع بوده مطابق رابطه ی زیر به تعداد خرابی ها یا از کارافتادگی ها ی تجهیز مرتبط می گردد.

$$N(t) = \left(\frac{t - \gamma}{\beta}\right)^\alpha; t \geq \gamma \quad (8)$$

γ عمر تضمین شده ی تجهیز است که در طول آن تجهیز با احتمال یک خراب نمی شود. این پارامتر برای تجهیزاتی که پس از راه اندازی با قاطعیت تا زمان $t \leq \gamma$ بدون خرابی کار خواهند کرد استفاده می شود. از ویژگیهای تابع توزیع ویبال در این است که برای $\alpha = 1$ دقیقاً با تابع توزیع نمایی و نرخ خرابی ثابت، برای $\alpha = 2$ و نرخ خرابی افزایشی متناسب با زمان دقیقاً با تابع توزیع رابلی، برای $\alpha = 2.5$ و نرخ خرابی افزایشی با زمان تقریباً با تابع توزیع نمایی نرمال لگاریتمی²³ و برای $\alpha = 3.6$ و نرخ خرابی افزایشی با زمان تقریباً با تابع نرمال برابر است. بدین ترتیب محدوده ی وسیعی از رفتار خرابی تجهیزات را می تواند دربرگیرد و از این جهت توزیع ویبال از اهمیت ویژه ای در مهندسی نگهداشت برخوردار است. برای آشنایی بیشتر با توابع توزیع احتمال نامبرده شده کتاب [Papoulis and Pillai, 2002] یکی از مناسبترین مراجع است. با فرض $\gamma = 0$ بدون از دست دادن هرگونه عمومیتی بابت نتیجه گیریهای بعدی برای توابع نامبرده در فوق جهت توزیع ویبال در $t \geq 0$ خواهیم داشت:

$$R(t) = e^{-N(t)} = e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^\alpha}$$

$$F(t) = 1 - R(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^\alpha}$$



شکل ۱. در توزیع ویبال لگاریتم تعداد خرابی های تجهیز بصورت خطی نسبت به لگاریتم زمان افزایش می یابد.

$$i = 2, 3, \dots, n \quad (13)$$

در این رابطه ی برگشتی n_i تعداد تجهیز سالم در معرض خرابی در زمان t_i می باشد. در موارد متداول ناشی از عدم امکان ردیابی موارد سالم با فرض سالم بودن تجهیزات خراب گزارش نشده یا خراب بودن تجهیزات سالم گزارش نشده این تخمین با داده های سانسور شده روبرو بوده و در موارد مذکور دو حد بالا و پایینی بدست می آید. در موارد سانسور نشده نیز که رابطه ی $n_i - n_{i-1} = 1$ یا $n_i = n - i + 1$ برقرار است این تخمین مطابق رابطه ی زیر

$$\hat{R}(t_1) = \frac{n_1 - 1}{n_1}; \hat{R}(t_i) = \hat{R}(t_{i-1}) = \frac{n_i - 1}{n_i} = \frac{n-1}{n} \frac{n-2}{n-1} \dots \frac{n-i+1}{n-i+2} \frac{n-i}{n-i+1} = \frac{n-i}{n} = 1 - \frac{i}{n} \quad (14)$$

یک رابطه ی خطی نزولی از ترتیب خرابی با مقادیر $\hat{R}(t_0) = 1$ و $\hat{R}(t_n) = 0$ تابع تعداد کل خرابی های مشاهده شده است.

تخمین کاپلن مایلر در مورد مدار خط که با داده های سانسور شده روبرو نیست بنابر رابطه (۱۴) منجر به رابطه ساده و آشنای

زمان راه اندازی در $t = 0$ تا زمان t و لگاریتم t یک رابطه ی خطی وجود دارد. برای بدست آوردن همین رابطه برای تجهیز مدار تراک نیاز به تخمین $R(t)$ یا $F(t) = 1 - R(t)$ از آمار خرابی آن می باشد.

تخمین سریع ولی نامناسب $F(t)$ بصورت تجربی از n خرابی واقع شده در زمانهای $t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_n$ در ساده ترین وضعیت با فرض ثابت بودن احتمال همه ی خرابیها بصورت $\hat{F}(t_i) = \frac{i}{n}$ است که برای تحقق $\hat{F}(t_m) = 0.5$ در زمان میانه [Johnson, 1964] از تخمین گر برنارد $\hat{F}(t_i) = \frac{i-0.3}{n+0.4}$ مطابق رابطه [Campbell and Jardine, 2001] یا تخمین گر لاک [Henley and Kumamoto, 1991] مطابق رابطه ی $\hat{F}(t_i) = \frac{i-0.5}{n}$ می توان استفاده نمود. تخمین دقیقتر $F(t)$ با محاسبه ی یک حد فوقانی برای تخمین $R(t)$ با در اختیار داشتن تعداد تجهیز سالم در معرض خرابی در زمان های وقوع خرابی از طریق روش کاپلن مایلر [Kaplan and Meier, 1958] مطابق رابطه برگشتی زیر بدست می آید [Marquez, 2007].

$$\hat{R}(t_1) = \frac{n_1 - 1}{n_1}; \hat{R}(t_i) = \hat{R}(t_{i-1}) \frac{n_i - 1}{n_i};$$

از متغیر تصادفی K با توزیع کولموگروف [Marsaglia, Tsang and Wang, 2003] مطابق زیر

$$K = \sup_{t \in [0,1]} |B(t)|;$$

$$Pr(K \leq x) = F_K(x) = 1 - 2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k-1} e^{-2k^2 x^2} \quad (18)$$

و این حقیقت که براساس قضیه کولموگروف [Filler,1943]

تابع توزیع متغیر تصادفی $\sqrt{nd_n}$ برای n های بزرگ با بیان

$$\sqrt{nd_n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \sup_t |B(F(t))| \quad (19)$$

به سمت تابع توزیع متغیر تصادفی $\sup_t |B(F(t))|$ (در زمانی

که نمونه های مشاهده شده منجر به تعیین \hat{F} دارای توزیع

تجمعی F باشند) میل می کند استفاده می گردد. از آنجا که F

در آرگومان B به ازاء t از صفر تا بی نهایت مقدارش از صفر

تا یک تغییر می کند متغیر تصادفی $\sqrt{nd_n}$ نیز برای n های

بزرگ دارای توزیع کولموگروف می باشد. $B(t)$ در رابطه

(۱۸) فرآیند تصادفی پل براونی^{۲۵} است. این فرآیند یک فرآیند

تصادفی پیوسته در زمان است که توزیع احتمال آن برابر با توزیع

احتمال فرآیند تصادفی وینر $W(t)$ برای توصیف حرکت

براونی^{۲۶} در فاصله زمانی $0 \leq t \leq 1$ با شرط $W(1) = 0$

می باشد. فرآیند تصادفی وینر نیز بصورت پیوسته در زمان با

سه خصیصه ی مهم چنین توصیف می گردد: (۱) $W(0) = 0$

است. (۲) $W_t = W(t) - W(0) = W(t)$ دارای

نمونه های مستقل از یکدیگر است و (۳) برای $0 \leq s \leq t$

متغیر تصادفی $W_t - W_s$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و

واریانس $t - s$ است. تحت شرایط بیان شده

$$B(t) := (W_t | W_1 = 0), \quad 0 \leq t \leq 1 \quad (20)$$

بوده و $B(t) = W(t) - t W(1)$ نمونه ای از یک فرآیند

تصادفی پل براونی است.

در جواب به این سوال که میزان نمونه ی مشاهده شده در رابطه

(۱۷) برای d_n در غالب اوقات از چه مقدار معینی مثل d_0

بایستی کمتر باشد تا فرضیه ی تطبیق \hat{F} با F در سطح پذیرش

$\hat{F}(t_i) = 1 - \hat{R}(t_i) = \frac{i}{n}$ می گردد که دارای دو اشکال

است: ۱- فرض یکسان بودن احتمال خرابی در زمانهای مختلف

را در بطن خود دارد و ۲- تابع تعداد نمونه های مشاهده شده

است و با هر نمونه ی جدید بصورت غیر همگرا تازه می گردد.

در این مقاله از دنباله فاصله زمانی بین دو خرابی^{۲۴} یا TBF با

عنوان زمان کارکرد بدون خرابی مدار خط برای تخمین دقیقتر

که برای مقادیر بزرگ n مستقل از آن است استفاده می گردد. بدین

منظور متغیر تصادفی TBF با n نمونه مشاهده شده

$$TBF; t_1 \quad t_2 - t_1 \quad \dots \quad t_n - t_{n-1} \quad (15)$$

در نظر گرفته می شود و تخمین قابلیت اطمینان تجهیز بصورت

پیوسته در زمان از رابطه ی

$$\hat{R}(t) = \frac{m(t)}{n} \quad (16)$$

بدست می آید. در این رابطه $m(t)$ مطابق تعاریف مقدماتی

احتمال تعداد فواصل زمانی بین خرابی ها با مقدار بزرگتر از t

رخ داده می باشد. مطابق نظریه احتمال با افزایش n مقدار $\hat{R}(t)$

به سمت $Pr(TBF > t)$ یا $R(t)$ میل می کند.

۴. آزمون صحت برازش تابع توزیع خرابی

بعد از برازش $Ln(-Ln(\hat{R}(t)))$ بر حسب $Ln(t - \gamma)$

بر یک خط راست و بدست آوردن مقادیر α و β و γ تابع

$F(t)$ بدست می آید. با داشتن $\hat{F}(t) = 1 - \hat{R}(t)$ برای

صحت برازش $\hat{F}(t)$ بر $F(t)$ از آزمون کولموگروف-

اسمیرنوف براساس اندازه گیری d_n یا قدر مطلق حداکثر

اختلاف دو تابع مطابق زیر و مقایسه ی آن با یک مبنای آماری

به روشی که بیان می شود استفاده می گردد.

$$d_n = \sup_t \{F(t) - \hat{F}(t)\} = \max_i \{ \max(|F(t_i) - \hat{F}(t_i)|, |F(t_i) - \hat{F}(t_{i-1})|) \} \quad (17)$$

براساس قضیه Glivenko-Cantelli در [Howard, 1959]

چنانچه نمونه های سازنده ی \hat{F} دارای تابع توزیع F باشند با

افزایش n مقدار d_n به سمت صفر میل می کند. به این منظور

جدول ۱. آمارخرابی مدار خط ایستگاه راه آهن تهران

تاریخ	زمان شروع	زمان پایان	کد خرابی
۱۵/۱۱/۱۳۸۴	۱۵:۲۰	۱۸:۰۰	(011) Mechanical
۱۵/۱۱/۱۳۸۴	۲۳:۵۰	۲۴:۰۰	(054) Unknown
۱۶/۱۱/۱۳۸۴	۰۶:۴۰	۰۷:۰۰	(012) Electrical
۱۶/۱۱/۱۳۸۴	۱۲:۰۰	۱۲:۲۰	(054) Unknown
۲۳/۱۱/۱۳۸۴	۲۰:۰۰	۲۱:۰۰	(011) Mechanical
۰۲/۱۲/۱۳۸۴	۱۳:۲۰	۱۵:۰۰	(022) Rail
۱۹/۰۴/۱۳۹۴	۱۵:۳۰	۱۸:۲۰	(026) Fastening

برای اطمینان از اینکه با هر سطح پذیرش خطای کمتر از آن فرضیه صحیح خواهد بود می شود. این حکم بلافاصله پس از محاسبه d_n قابل استنتاج است که مطلوب آزمونگر فرضیه است چون نیاز به آزمون را می تواند در مواردی که سقف محاسبه شده کافی برای پذیرش فرضیه باشد متغی سازد.

۵. نتایج آزمایشگاهی روی تجهیز مدار خط

ایستگاه راه آهن تهران در مقطع زمانی استفاده آمار خرابی تجهیزات علائمی آن در سال ۱۳۹۴ دارای ۴۴ مدار خط بود که مورد پایش وضعیت قرار می گرفتند. این تعداد از سال ۱۳۸۴ که سیستم صحت و سلامت ارتباطات و علائم الکتریکی راه آهن در وضعیت تثبیت شده ای مکانیزه شد دارای تغییراتی کمتر از ده درصد بوده است. خرابی مدار خط ایستگاه تهران یک فرآیند تصادفی سه بعدی توزیع شده در مکانهای مختلف ایستگاه، زمان وقوع و مدت زمان خرابی است که برای تبدیل آن به یک متغیر تصادفی لازم است دو بعد دیگر به شکلی حذف شوند. برای حذف متغیر مکان در ایستگاه ترجیح داده می شود خرابی هر مدار خط در ایستگاه بعنوان یک خرابی مدار خط ایستگاه بعنوان یک تجهیز در نظر گرفته شود تا آمارخرابی گذشته که مطابق جدول ۱ ثبت شده قابل استفاده باشد. به این ترتیب تمام مدارات خط ایستگاه در یک مدار خط معادل می شود که خرابی هر مدار خط بدان حادث می شود. این مدل سازی از نظر انطباق با نظام نگهداری

احتمال خطای η صحیح باشد، آزمون کولموگروف-اسمیرنوف جواب را در برگردان سوال به معادله زیر قرار می دهد.

$$\eta = Pr(d_n > d_o) = Pr(\sqrt{nd_n} > \sqrt{nd_o}) = 1 - Pr(\sqrt{nd_n} \leq \sqrt{nd_o}) = 1 - F_K(\sqrt{nd_o}) \quad (21)$$

این رابطه با استفاده از رابطه (۱۸) منجر به معادله زیر برای یافتن d_o می گردد.

$$\eta = 2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k-1} e^{-2k^2 n d_o^2} \quad (22)$$

برای مقادیر $\sqrt{nd_o} > 0.6$ که قدر نسبت جمله چهارم در رابطه (۲۲) کمتر از 0.65 درصد جمله سوم می گردد طرف دوم این معادله با سه جمله مطابق

$$\eta = 2e^{-2nd_o^2} - 2e^{-8nd_o^2} + 2e^{-18nd_o^2} \quad (23)$$

تقریب زده می شود حل این معادله منجر به تعیین مقدار d_o برحسب η مطابق رابطه ی

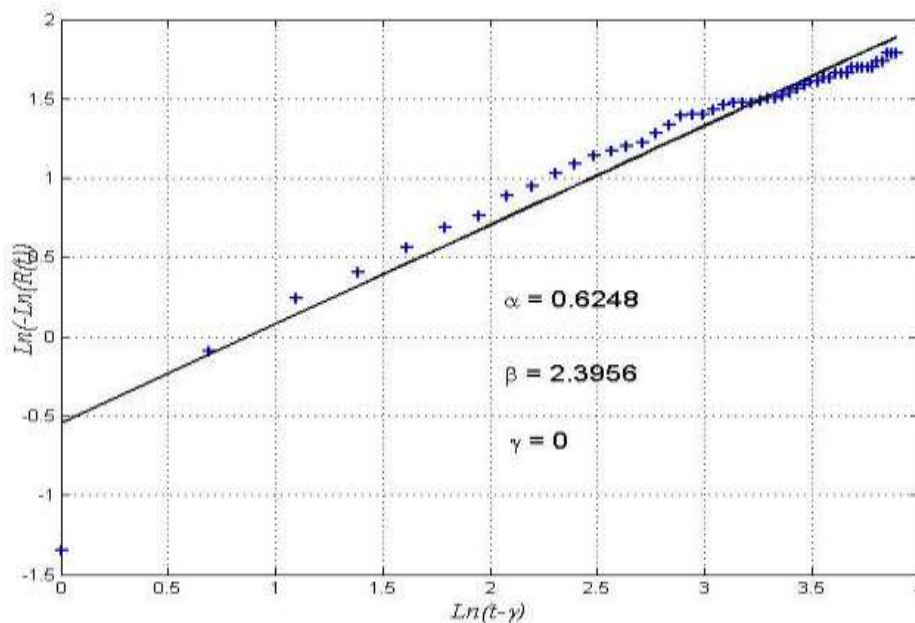
$$d_o = \sqrt{\frac{\ln(G(\eta))}{-2n}}$$

$$G(\eta) = 0.63\eta - 1.61\eta^2 + 5.99\eta^3 - 8.56\eta^4 + 4.24\eta^5 \quad (24)$$

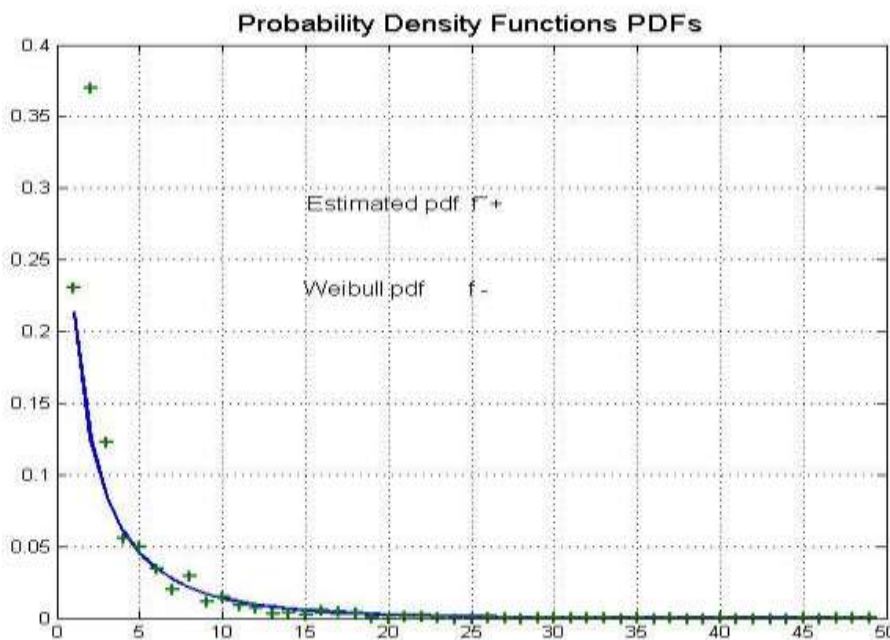
می گردد. با فرض صحت فرضیه یا $d_n \leq d_o$ معادله (۲۳) با جایگزینی d_n بجای d_o منجر به یک حد فوقانی η مطابق

$$\eta_{max} = 2e^{-2nd_n^2} - 2e^{-8nd_n^2} + 2e^{-18nd_n^2} \quad (25)$$

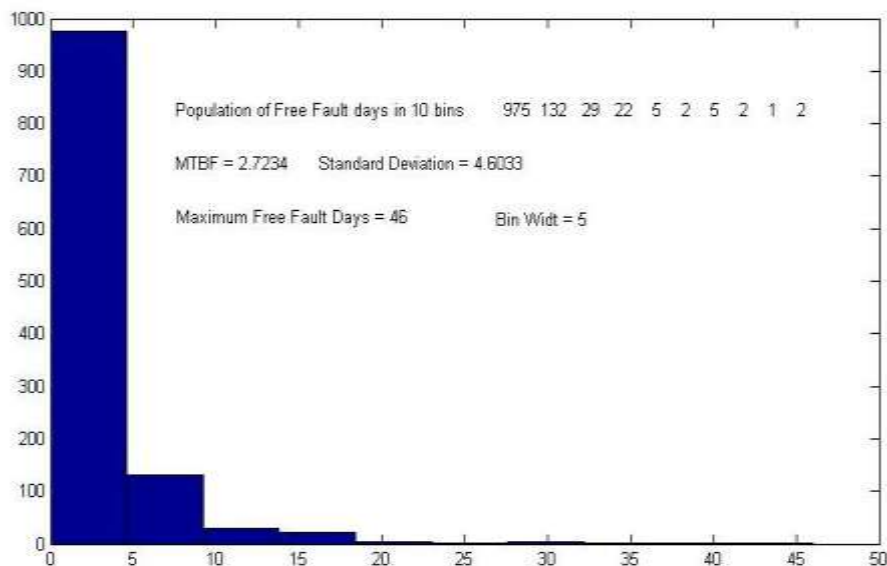
و تعمیر منجر به نتایج دقیقتر در عمل می گردد. مدار خط معادل
 پس از هر خرابی به وضعیت سالم بر می گردد و تا وقوع خرابی



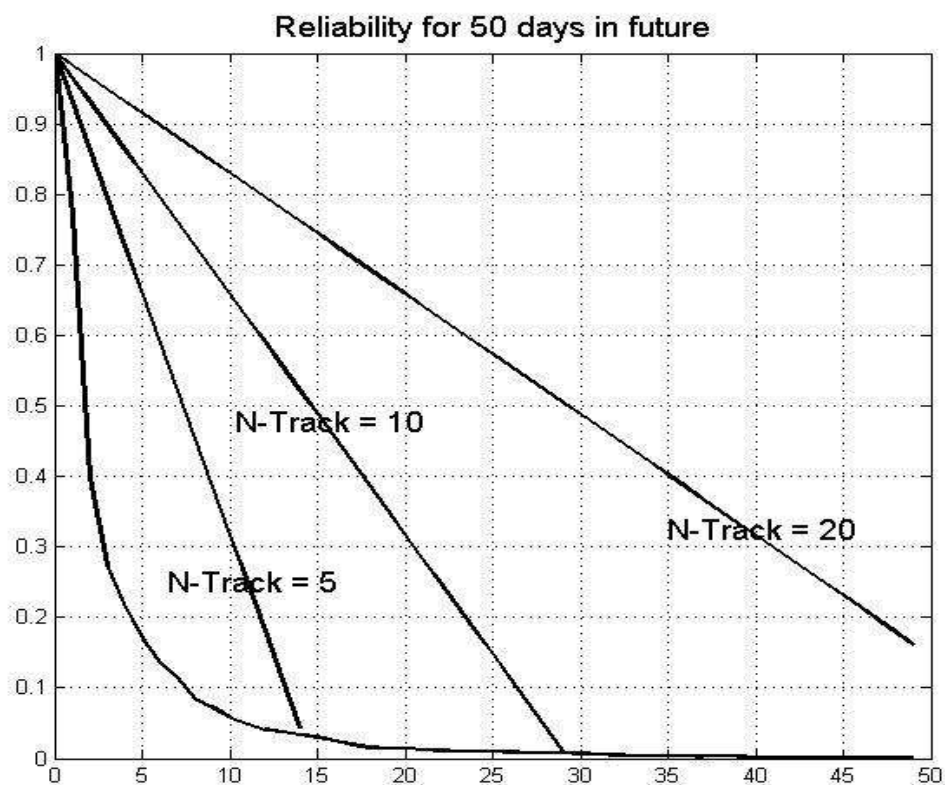
شکل ۴. برازش تابع $\ln(-\ln(\hat{R}(t)))$ بر حسب $\ln(t-\gamma)$ بر تابع متناظر در توزیع ویبال



شکل ۵. تخمین تابع چگالی احتمال f و تابع مشابه در توزیع ویبال.



شکل ۲. هیستوگرام ۱۱۷۹ فاصله زمانی بین دو خرابی متوالی مدار خط ایستگاه تهران



شکل ۳. تخمین قابلیت اطمینان و حدبالایی آن به روش کاپلن مایر در مجموعه ها با تعداد مختلف مدار خط

مستقل از زمان کارکرد صحیح هر مدار خط و بسیار کوچکتر از آن است. با توجه به اهمیت فاصله زمانی بین خرابی ها یا

مدت خرابی یا فاصله زمانی شروع تا پایان خرابی یک متغیر تصادفی با واریانس کم و تحت کنترل بوده که خود متغیری

معادل سه برابر تعداد مدار خط فرض شده در ایستگاه است، بخوبی نمایان است. برای حدود ۴۰ مدار خط در ایستگاه شیب خط حد بالایی کاپلن مایر کمتر شده و فاصله ی آن از تخمین $\hat{R}(t)$ بیشتر می گردد. براساس تخمین $\hat{R}(t)$ در این شکل، قابلیت اطمینان از صحت عملکرد مدار خط برای ۱/۷ روز، ۷/۵ روز و ۱۱ روز آینده در شرایط کاری به روال گذشته به ترتیب ۵۰ درصد، ۱۰ درصد و ۵ درصد پیش بینی می گردد.

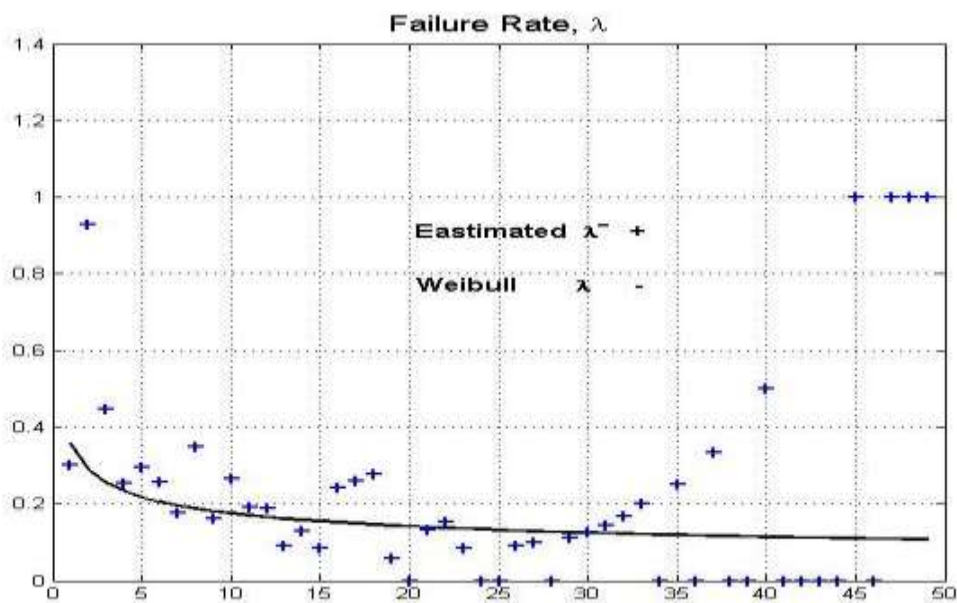
شکل ۴ نتیجه برازش تابع $Ln(-Ln(\hat{R}(t)))$ برحسب $Ln(t - \gamma)$ بر تابع متناظر در توزیع ویبال که مطابق شکل ۱ یک خط راست استرا نشان می دهد. براساس این نتیجه فرضیه مطابقت توزیع خرابی تجهیز مدار خط ایستگاه راه آهن تهران با توزیع ویبال با پارامترهای $\alpha = 0.6248$, $\beta = 2.3956$, $\gamma = 0$ مطرح می گردد. با داشتن $\hat{R}(t)$ یا $\hat{F}(t) = 1 - \hat{R}(t)$ تخمین تابع چگالی احتمال f از مشتق گسسته \hat{F} و تخمین نرخ خرابی یا $\hat{\lambda}$ از رابطه (۴) بدست می آید. توابع متناظر با مدل ویبال شامل R, F, f, λ نیز با داشتن پارامترهای α, β, γ مستقیماً از رابطه (۹) بدست می آیند.

شکل های ۵ و ۶ تخمین توابع چگالی احتمال f و نرخ خرابی $\hat{\lambda}$ و توابع مشابه در توزیع ویبال را نشان میدهند. تخمین تابع توزیع تجمعی \hat{F} و تابع توزیع تجمعی ویبال در شکل ۷ برای ۵۰ نمونه استفاده شده در فواصل زمانی یک روزه نشان میدهد که حداکثر اختلاف دو تابع $d_n = d_{50} = 0.1740$ می باشد. با توجه به آنکه $\sqrt{nd_n} = 1.61$ بزرگتر از ۰.۶ میباشد استفاده از رابطه تقریبی (۲۴) برای تعیین d_0 و مقایسه آن با d_n برای آزمون صحت فرضیه مجاز می باشد. در سطح پذیرش خطای $\eta = 5\%$ ، که بصورت متعارف برای سنجش فرضیه های آماری استفاده می گردد، رابطه (۲۴) منجر به مقدار ۰.۱۸۸۹ برای d_0 میگردد که چون از d_n بیشتر است فرضیه ی تطبیق مدل توزیع خرابی مدار تراک ایستگاه تهران با توزیع ویبال در این سطح خطا تایید می گردد.

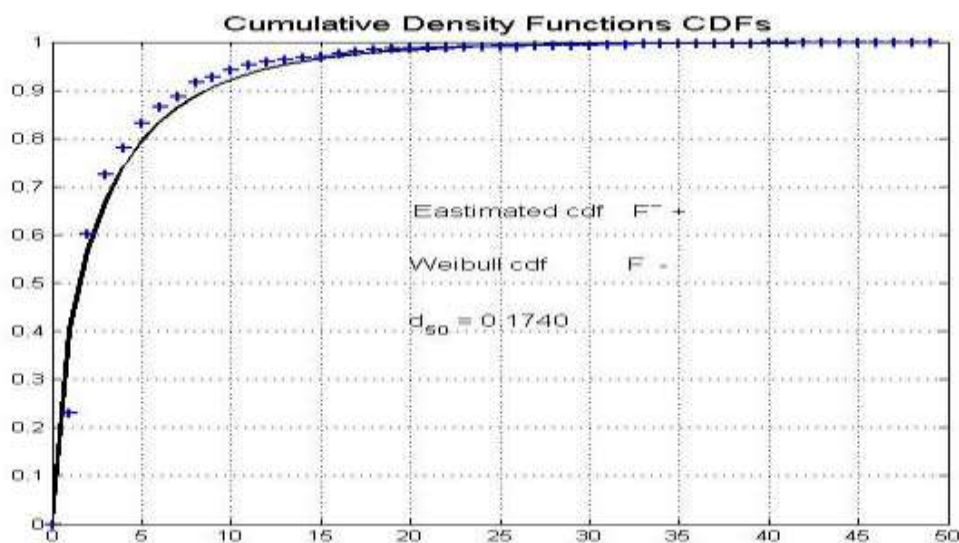
TBF در (۱۵)، زمان رفع خرابی هر مدار خط اثر قابل توجهی بر مدل خرابی ندارد. این اثر در مدار خط معادل که دو خرابی متوالی اغلب ناشی از دو مدار خط مجزاست بسیار کمتر می گردد. بنابراین، زمان شروع خرابی برای استخراج مدل احتمالی خرابی مدار خط معادل کافی است.

سابقه یک دهه ثبت آمار خرابی مدار خط ایستگاه راه آهن تهران در جدول ۱ بدینصورت خلاصه می شود. هیستوگرام ۱۱۷۹ مورد از خرابیهای ثبت شده در شکل ۲ نشان دهنده ی این است که در ۹۷۵ مورد فاصله ی زمانی بین خرابیها تا ۵ روز و در ۱۳۲ مورد بین ۶ تا ۱۰ روز بوده است. متوسط فاصله زمانی بین دو خرابی متوالی بیش از دو ونیم روز با انحراف معیار کمتر از چهار ونیم روز می باشد. حداکثر فاصله زمانی بین دو خرابی ۴۶ روز و تعداد موارد غیر تکراری آنها در محور زمان حدود ۵۰ نمونه شده است که در تخمین تابع توزیع استفاده می گردد. متوسط زمان رفع خرابی ۴ ساعت و ۲۰ دقیقه و واریانس آن ۷ ساعت و ۳۰ دقیقه است. هر دو آماره از آماره مرتبط با فاصله زمانی بین دو خرابی بسیار کمتر است.

شکل ۳ تخمین بدست آمده از میزان قابلیت اطمینان تجهیز مدار خط مطابق روش پیشنهادی این مقاله در معادله (۱۶) را نشان می دهد. بدین منظور از ۵۰ نمونه منفصل تخمین $\hat{R}(t)$ که از رابطه (۱۶) برای مقادیر $t = 1, 2, \dots, 50$ روز بدست می آید استفاده می گردد. برای محاسبه حد فوقانی تخمین قابلیت اطمینان به روش کاپلن مایر که احتمال صحت را از نسبت تعداد سالم به تعداد کل حساب می کند نیاز به داشتن تعداد تجهیز مدار خط در ایستگاه می باشد. با انتقال ابهام از تعداد سالم به تعداد کل در همین شکل حد بالایی تخمین قابلیت اطمینان را با فرض ۰.۱۰ و ۲۰ مدار خط در ایستگاه راه آهن تهران نیز نشان داده شده است. استقلال روش پیشنهادی برای تخمین از تعداد مدار خط ایستگاه و تابعیت روش کاپلن مایر از تعداد در شکل ۳ کاملاً محرز است. اثر متوسط فاصله زمانی حدود سه روز بین دو خرابی متوالی در تعیین زمان وقوع کمترین حد فوقانی تخمین کاپلن مایر، که



شکل ۶. تخمین نرخ خرابی $\hat{\lambda}$ و تابع مشابه در توزیع ویبال



شکل ۷ تخمین تابع توزیع تجمعی احتمال \hat{F} و تابع مشابه در توزیع ویبال و بیول لگاریتم. حداکثر فاصله عمودی نقاط از منحنی $d_{50} = 0.1740$ است.

رفتار بخشی از علائم الکتریکی راه آهن و با توجه بیشتر به ارائه شاخص های عملکردی جذاب برای سیستم های جدید می باشد. مدل اساسی رفتار خرابی مدار خط که بصورت تخمین تابع توزیع احتمال رفتار خرابی آن ارائه شد ناشی از تاثیر تمام سابقه عملکرد خرابی آن بوده که تایید نظریه اساسی احتمال را بواسطه کثرت رخدادهای خرابی دربردارد. علاوه براین سابقه

۶. نتیجه گیری

نتایج بدست آمده از مدلسازی رفتار خرابی علائم الکتریکی راه آهن غالباً بدون توجه به استعداد تحلیلی منابع غنی آماری از سابقه عملکرد تجهیزات است. تحقیقات انجام شده در این مورد در فضایی محدود از نظر شرایط کاری متمرکز بر شبیه سازی

13. Belief Functions
14. State Charts
15. European Economic Interest Groupings
16. Dependability
17. Colored Petri Net
18. Fuzzy Neural Network
19. Bayesian Network
20. Recurrent Neural Network
21. Convolutional Neural Network
22. Weibull Distribution
23. LogNormal
24. Time Between Failure
25. Brownian Bridge
26. Brownian Motion

۹. سپاسگزاری

هسته مرکزی این تحقیق داده های ثبت شده در سیستم صحت و سلامت تجهیزات در اداره کل ارتباطات و علائم الکتریکی راه آهن جمهوری اسلامی ایران بود. از کلیه همکاران این اداره کل که با پایداری در استقرار سیستم پایش وضعیت تجهیزات راه آهن این تحقیق را میسر ساختند، سپاسگزاری می کنم.

۱۰. مراجع

- یقینی، مسعود، غفرانی، فائزه، ملا، سمیه، عامره، مهدی و جوانبخت، بهاره (۱۳۹۴)، "تحلیل داده های خرابی تجهیزات علائم در راه آهن ایران با استفاده از تکنیک های داده کاوی" ، پژوهشنامه حمل و نقل، دوره ۱۱، ص. ۳۷۹-۳۸۹

- Arno, R., Dowling, N., Fairfax, S., Schuerger, R. J. and Weber (2015) "What is RCM and how could it be applied to the critical loads?", IEEE Transactions on Industry Applications, Vol.51, Issue 3, pp.2045-2053.

- Bruin, T., Verbert. K. and Babuska, R. (2017) " Railway track circuit fault diagnosis using recurrent neural networks", IEEE Trans. on Neural Networks and Learning Systems, Vol. 28, Issue 3, pp. 523-533.

- EEIG ERTMS Users Group (1998) "ERTMS/ETCS RAMS Requirements Specification", EEIG, 1988.

عملکرد تحت تاثیر هر سه عامل شرایط ذاتی تجهیز، شرایط بهره برداری تجهیز و وضعیت نگهداری تجهیز در گذشته بوده که در موارد متداول این شرایط بطور جدی تغییر نمی کنند. این امر باعث می شود که همه پیش گویی های آماری براساس مدل تابع توزیع احتمال از اعتبار بالایی برخوردار باشد. در مطالعه موردی مدلسازی رفتار خرابی مدار تراک ایستگاه راه آهن تهران بعنوان مثالی جامع و عملی با جزئیات لازم از پشتوانه های ریاضی انجام شد. براساس تحلیل حدود ده سال گزارش آمار از کارافتادگی مدار خط ایستگاه راه آهن تهران تابع توزیع ویبال با پارامترهای شکل $\alpha = 0.63$ ، مقیاس $\beta = 2.4$ و تاخیر $\gamma = 0$ در سطح پذیرش خطای ۵ درصد منطبق بر رفتار آن بدست آمد. در این مقاله میانی لازم برای تخمین تابع توزیع احتمال از آمار خرابی و برآزش آن بر تابع توزیع ویبال و آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف برای صحت فرضیه ی مطابقت دو تابع بصورت خود ایستا و بدون نیاز به دستورالعملهای نامفهوم استفاده از جداول آماری در قالب ابزاری مفید ارائه شد. استفاده این ابزار برای مدلسازی سابقه موجود و طولانی از عملکرد موجود دیگر تجهیزات علائم الکتریکی راه آهن نیازی است که در حال حاضر این بخش از راه آهن برای بهبود استراتژی نگهداشت آن لازم دارد.

۸. پی نوشت ها

1. Reliability
2. Availability
3. Maintainability
4. Safety
5. Reliability Engineering
6. Track Circuit
7. Fail Safe
8. Reliability Centered Maintenance
9. Time Based
10. Condition Based e
11. Petri Net
12. European Railway Traffic Management System Level 2

- Lalouette, J. , Caron, R., Scherb, F., Brinzei, N., Aubry, J. and Malassé, O. (2010) "Performance assessment of european railway signalling system superposed of the French system in the presence of failures", Lamda-Mu' 2010, Vol. 2, La Rochelle, France, pp. 2-9.
- Marsaglia, G., Tsang, W. and Wang, J. (2003) "Evaluating Kolmogorov's Distribution", Journal of Statistical Software Vol. 8 No. 18, pp. 1-4.
- Márquez, C. A. (2007) "The maintenance management framework", Chapter 4, pp. 49-67, Springer.
- Novak, P., Danhel, M., Blazek, R. B., Kohlic, M. and Kubatova, H. (2017) "Predicting the life expectancy of railway fail-safe signaling systems using dynamic models with censoring", IEEE Int. Conf. on Soft. Qual. And Sec. (QRS), pp. 329-339.
- Nystrom, B. (2009) "Use of availability concepts in the railway system", International Journal of Performability Engineering", Vol. 5, No. 2, pp.103-118.
- Papoulis, A. and Pillai, S. U. (2002) "Probability, random variables, and stochastic processes", (4th ed.), Boston: McGraw-Hill.
- Patra, A.P. and Kumar, U. (2010) " Availability analysis of railway track circuit", Proceedings of the Institution of Mechanical Engineers Part F. Journal of Rail and Rapid Transit , Vol. 224, No. 3, pp. 169-177.
- Saadat, A. (2018) "Basic prediction model of railway track circuit failure", Advances in Railway Engineering, Vol. 1, No. 3, pp. 45-55.
- Saad, J. A. and Saralees, N. (2014) " Modifications of the Weibull distribution: A review", Reliability Engineering & System Safety, Vol. 124, pp. 32-55.
- EN 50126 (1999) "The specification and demonstration of reliability, availability, maintainability and safety (RAMS) for railways applications", Comité Européen de Normalisation Electrotechnique (CENELEC), Brussels, Belgium, 1999.
- Campbell, J. D. and Jardine, A. (2001) "Maintenance excellence: optimizing equipment life-cycle decisions", New York, Marcel Dekker.
- Chen, J., Roberts, C. and Weston, P. (2008) "Fault detection and diagnosis for railway track circuits using neuro-fuzzy systems", Control Engineering Practice, Vol.16, pp. 585-596.
- Dehardt, J. (1971) "A generalization of the Glivenko-Cantelli Theorem", The Annals of Mathematical Statistics , Vol. 42, No. 6, pp. 2050-2055.
- Filler, F. (1943) "On the Kolmogorov Smirnov Theorems for Empirical Distribution", Giorn Inst. Ital. Attuari, Vol. 4, pp. 83-91.
- Henley, E. J. and Kumamoto, H., (1991) "Probabilistic risk assessment," IEEE Press.
- Jiang Lei, Wang, Xi and Liu, Yi (2016) "Reliability assessment of ZPW-2000A track circuit using Bayesian network", IEEE Int. Conf. Reliability, Maintenance and Safety (ICRMS), pp. 1-4.
- Johnson, L. G. (1964) "The statistical treatment of fatigue experiments", NewYork, Elsevier.
- Kaplan, E. L. and Meier, P. (1958) "Nonparametric estimation from incomplete observations", J. Amer. Statist. Assn., Vol. 53 No. 282, pp. 457-481.

- Wang, Xi, Guo, Jin, Jiang, Lei, Fu, Ji. and Li, Bin (2016) "Intelligent fault diagnosis and prediction technologies for condition based maintenance of track circuit" , IEEE Int. Conf. on Intell. Rail Trans. (ICIRT), pp. 276-283.
- Weibull, W. (1951) "A statistical distribution function of wide application", ASME, paper 51-A-6.
- Qiu, S., Sallak, M., Schön, W. and Cherfi-Boulanger, Z. (2014) " Availability assessment of railway signalling systems with uncertainty analysis using Statecharts", Simul. Model.Prac. and Theory. No. 47, pp. 1-18.
- Vernez, D. and Vuille, F. (2009) "Method to assess and optimise dependability of complex macro-systems: Application to a railway signalling system", Safety Sci. Vol. 47, Issue 3, pp. 382-394.

اکبر سعادت، درجه کارشناسی در رشته مهندسی برق گرایش قدرت را در سال ۱۳۶۴ از دانشگاه صنعتی اصفهان و درجه کارشناسی ارشد در رشته مهندسی برق گرایش مخابرات را در سال ۱۳۶۹ از همان دانشگاه اخذ نمود. در سال ۱۳۷۶ موفق به کسب درجه دکتری در رشته مهندسی برق گرایش مخابرات از دانشگاه صنعتی شریف گردید. وی دوره های اینترلاکینگ الکترونیکی و رله ای را در سالهای ۲۰۰۰ و ۲۰۰۳ میلادی به تریب در کمپانی آلکاتل آلمان و انستیتو راه آهن هند و دوره مدیریت سیستم های برقی راه آهن را در سال ۲۰۰۴ میلادی در دانشگاه راه آهن شرق ژاپن طی کرده است. در سالهای ۱۳۷۰ و ۱۳۷۶ عضو هیات علمی با مرتبه مربی در دانشگاه صنعتی اصفهان و استادیاری در دانشگاه یزد بوده و در حال حاضر ایفاگر نقش مدیرپ روژه های نت زیربنایی و پدافند غیرعامل راه آهن است. زمینه های پژوهشی مورد علاقه ایشان پردازش سیگنال، آنالیز تصویر و سیگنالینگ راه آهن است.

