

تحلیل و ارزیابی قابلیت اطمینان دروگرهای نیشکر استافت سری ۷۰۰۰ در برداشت نیشکر

پیام نجفی^۱ - محمد امین آسودار^۲ - افشین مرزبان^{۳*} - محمد علی هرمزی^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۸/۳۰

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۱۴

چکیده

امروزه با مکانیزه شدن سیستم‌های کشاورزی، انجام به موقع فعالیت‌ها نیازمند برنامه‌ریزی صحیح ماشینی است. برای برنامه‌ریزی صحیح باید از میزان قابلیت اطمینان ماشین‌ها اطلاع داشت. در همین راستا تحقیقی برای تعیین میزان قابلیت اطمینان دروگرهای نیشکر استافت مدل ۷۰۰۰ در شرکت کشت و صنعت حکیم فارابی برنامه‌ریزی و اجرا شد. در این تحقیق دروگرها براساس سن کارکرد به سه گروه سنی قدیمی، نیمه‌قدیمی و جدید تقسیم شدند و زمان‌های بین خرابی‌های آنها برای مدت ۴۰۰ ساعت ثبت شد. تابع توزیع خرابی و پارامترهای آن برای دروگرها محاسبه شد. نتایج حاصل از تابع توزیع خرابی به دست آمده برای دروگرها نشان داد که زمان‌های بین خرابی دروگرها دارای توزیع مستقل و شناخته شده بود و در ادامه مشاهده شد که توزیع منطبق بر داده‌ها و ویول دو پارامتری با پارامتر شکل ۱/۵۰ برای دروگرهای قدیمی، ۱/۴۲ برای دروگرهای نیمه‌قدیمی و برای دروگرهای جدیدتر ۱/۳۵ بود. همچنین میزان قابلیت اطمینان برای دروگرهای قدیمی، نیمه‌قدیمی و جدید بعد از گذشت ۲۰ ساعت به ترتیب ۵۶/۲، ۳۳/۳ و ۲۳/۹ بود. با استفاده از برنامه‌ریزی نگهداری و تعمیرات صحیح می‌توان از طریق افزایش عمر مفید دروگرها قابلیت اطمینان دروگرها را افزایش داد و از سوی دیگر هزینه‌های نگهداری و تعمیرات را کاهش داد.

واژه‌های کلیدی: پارامتر شکل، تابع توزیع خرابی، تابع ویول، زمان‌های بین خرابی، قابلیت اطمینان

مقدمه

می‌تواند بین ۱۵ تا ۶۰ درصد هزینه تولید محصول را تشکیل دهد (Mobley, 2002). لذا باید بتوان تناسب مناسبی بین هزینه‌های نگهداری و تعمیرات و همچنین سطح قابل قبولی از قابلیت اطمینان به ماشین را به دست آورد.

خسارت‌های ناشی از قابلیت اطمینان در تمام طول عمر یک ماشین پدیدار می‌شود. جمع‌آوری دقیق داده‌های خرابی در مزرعه کار ارزشمندی است چرا که به‌طور یقین این داده‌ها تخمین مناسبی از قابلیت اطمینان فراهم می‌کنند که در آن اثرات بارگیری ماشین، اثرات محیطی و نگهداری و تعمیرات ناقص در عمل باهم پیوند خورده است. هر ماشین بنا به شرایط کار، نحوه‌ی ترکیب قطعات و فرآیند ساخت و بسیاری عوامل دیگر، از یک تابع توزیع خرابی پیروی می‌کند که وابسته به مشخصه‌های محیط بر ماشین و محاط در داخل ماشین می‌باشد (Meeker and Escobar, 1998). معمولاً توابع توزیع عمر برای داده‌های پیوسته به‌صورت نرمال، نمایی، نرمال لگاریتمی و ویول نمایش داده می‌شوند (Shirmohammadi, 2002). لذا با توجه به ارزیابی کارکرد ماشین و بررسی خرابی‌های آن در کوتاه‌مدت یا درازمدت، هر ماشین می‌تواند رفتاری را متناسب با توابع مورد نظر از خود نشان دهد.

امروزه تابع توزیع ویول متداول‌ترین مدل مورد استفاده در مطالعات قابلیت اطمینان است. این توزیع به‌طور وسیع در شاخه‌های

از کار افتادن دستگاه‌ها و سیستم‌ها موجب اختلال در سطوح مختلف تولیدی و پشتیبانی می‌شود و می‌تواند به‌عنوان تهدیدی شدید در جهت افزایش هزینه‌های تولید تلقی شود. ممکن است برنامه زمانی برای مراحل مختلف کاشت، داشت و برداشت به‌درستی تخمین زده شود اما بدون توجه به میزان قابلیت اطمینان ماشین‌ها در حین انجام کار به‌علت خرابی بعضی از ماشین‌ها انجام کار متوقف شده یا به تأخیر بیفتد. احتمال توقف کاری ماشین برابر است با $(1-R)$ که R قابلیت اطمینان ماشین بوده و همیشه $0 < R < 1$ است (Vafaei et al., 2010). بنابراین قابلیت اطمینان یک سیستم عبارت است از احتمال کارکرد رضایت‌بخش آن سیستم تحت شرایط کار مشخص برای مدت زمان معین (Billinton and Allan, 2012). هزینه‌های نگهداری ماشین‌های کشاورزی بخش عظیمی از مجموع هزینه‌های عملیاتی آنها را تشکیل می‌دهد و بسته به نوع ماشین این هزینه‌ها

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مکانیزاسیون کشاورزی دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان و دانشجوی دکتری مکانیزاسیون کشاورزی دانشگاه تبریز
۲، ۳ و ۴- به‌ترتیب استاد، استادیار و مربی گروه ماشین‌های کشاورزی و مکانیزاسیون دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان
(*- نویسنده مسئول: Email: afshinmarzban@hotmail.com)

برای تخمین پارامترهای تابع ویبول به دست آمده برای خرابی‌های کمباین جان‌دیر ۹۵۵ از روش برآورد حداکثر درست‌نمایی استفاده کردند. در نهایت با استفاده از تابع به دست آمده برای توزیع خرابی‌های ماشین و تخمین پارامترهای آن قابلیت اطمینان ماشین بعد از ۱۳۰ ساعت کار صفر شد. هال و دانشمند (۲۰۱۰) و حسینی و همکاران (۲۰۱۲) با بررسی روی قابلیت اطمینان ماشین حفار در معادن، قابلیت اطمینان آن را براساس تابع توزیع خرابی آن به دست آوردند. همچنین برابادی و کومار (۲۰۰۸) قابلیت اطمینان ماشین سنگ‌شکن در معدن را با انتگرال‌گیری از تابع توزیع خرابی آن در زمان‌های مختلف به دست آوردند.

در تحقیق حاضر ارائه متودولوژی تحلیل قابلیت اطمینان سیستم‌های تعمیرپذیر مورد توجه بوده که این کار از طریق انتخاب یک تابع توزیع مناسب برای خرابی‌های دروگر، برآورد پارامترهای این تابع، استفاده از تابع برای برآورد زمان خراب شدن دستگاه و محاسبه قابلیت اطمینان آن صورت گرفته است.

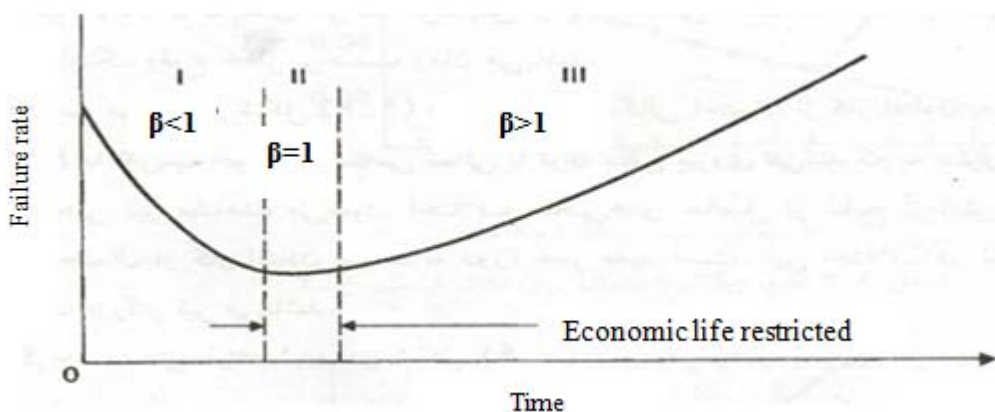
مواد و روش‌ها

این تحقیق در شرکت کشت و صنعت نیشکر حکیم فارابی انجام شد که در حد فاصل ۳۵ کیلومتری جاده اهواز-آبادان و مختصات جغرافیایی ۳۰/۵۹ درجه شمالی و ۴۸/۳۰ درجه شرقی قرار دارد. این شرکت ۲۴ دستگاه دروگر نیشکر از نوع استافت مدل ۷۰۰۰ دارد. با توجه به اینکه سن کارکرد دروگرها متفاوت بود به سه دسته قدیمی، نیمه‌قدیمی و جدید تقسیم شدند. برای این کار از روش ساده گروه‌بندی (میانگین و انحراف معیار ساعات کارکرد دروگرها) استفاده شد.

مختلف مهندسی برای مدل‌سازی زمان‌های شکست کاربرد دارد. دلیل اهمیت این توزیع رفتار تابع نرخ خرابی آن است که با تغییر پارامترهای ویبول می‌تواند تابعی صعودی، نزولی و یا ثابت باشد. شکل تابع بستگی به پارامترهای آن داشته و به وسیله آنها می‌توان تطبیق مناسبی برای تقریباً هرگونه توزیعی از اطلاعات و نتایج مشاهدات ایجاد نمود. به همین دلیل توزیع ویبول نقش مهمی در تحلیل آماری اطلاعات تجربی ایفا می‌کند (Luss and Jammer, 2005; Bartkute and Sakalauskas, 2008). همچنین مقدار پارامتر شکل در توزیع ویبول به گونه‌ای که در شکل ۱ نشان داده شده می‌تواند در تعیین مرحله‌ای که دستگاه از نظر سنی در آن قرار دارد مؤثر باشد.

همانطور که در شکل ۱ نشان داده شده است اگر پارامتر شکل کمتر از یک بود دستگاه در مرحله اشکالات اولیه قرار دارد، اگر پارامتر شکل برابر یک بود دستگاه در مرحله عمر مفید یا عمر اقتصادی قرار دارد و اگر پارامتر شکل بزرگتر از یک بود دستگاه در حال ورود به مرحله فرسودگی می‌باشد (Billinton and Allan, 2012).

در مورد دروگر نیشکر چون سامانه‌های مورد نظر تعمیرپذیر هستند با افزایش استفاده از سامانه و همچنین افزایش عمر آن قابلیت اطمینان سامانه کاهش خواهد یافت (نرخ خرابی افزایش خواهد یافت) که این خاصیت تنها در بعضی از توزیع‌های آماری مانند توزیع ویبول با پارامتر مقیاس بزرگتر از ۱ قابل مشاهده است (Levin and Kalal, 2003). پوزش و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی تابع قابلیت اطمینان تراکتورهای مسی فرگوسن ۲۸۵ را به دست آوردند که در نتیجه آن تابع نمایی که نوع خاصی از تابع ویبول با پارامتر شکل یک می‌باشد بر داده‌های خرابی تراکتورها منطبق بود. وفایی و همکاران (۲۰۱۰)



شکل ۱- رابطه بین پارامتر شکل و عمر عملکردی دستگاه‌های مکانیکی

Fig. 1. Relation between shape parameter and life performance on mechanical equipment

شد. در مورد داده‌هایی که دارای تمایل بودند نتیجه شد که داده‌های آزمایش همگن هستند. برای آزمون تمایل ابتدا مقدار آماره U از رابطه (۱) محاسبه گردید (Hall and Daneshmend, 2010).

$$U = 2 \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{T_i}{T_n} \right) \quad (1)$$

که در این رابطه n ، n آمین خرابی، T_n مجموع زمان‌های کارکرد سالم دستگاه و T_i فراوانی تجمعی زمان i دوره کارکرد دستگاه است. بعد از اینکه آماره U به دست آمد این آماره با استفاده از آزمون کای اسکوئر مورد آزمون قرار گرفت. در مواردی که مقدار آماره U از مقدار به دست آمده از جدول کای اسکوئر در سطح احتمال ۵٪ با درجه آزادی $(n-1)$ بیشتر بود (n تعداد خرابی) داده‌ها همگن بودند.

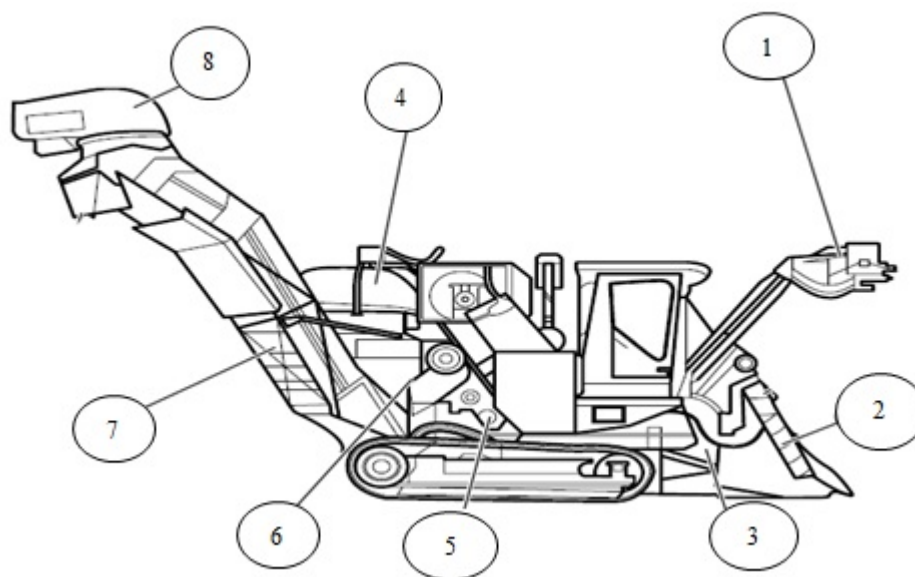
داده‌هایی که همگن بودند برای تعیین اینکه دارای توزیع مستقل و مشخصی هستند مورد آزمون همبستگی قرار گرفتند. در آزمون همبستگی اگر $sig \leq 0.05$ باشد همبستگی معنی‌داری بین داده‌ها وجود دارد و اگر $sig > 0.05$ بود همبستگی معنی‌داری بین داده‌ها وجود ندارد.

داده‌هایی که همبستگی نداشتند دارای توزیع مستقل و مشخص (iid) بودند (Hoseinie et al., 2012). برای آزمون همبستگی از نرم افزار spss نسخه ۱۵ استفاده شد.

بنابراین از میان دروگرهای موجود محدوده تقسیم‌بندی دروگرها به این صورت تعریف شد: دسته اول دروگرهای قدیمی بودند که مدت زمان کارکردشان تا زمان اجرای تحقیق بیشتر از ۶۷۶۰ ساعت بود. دسته دوم دروگرهای جدید بودند که مدت زمان کارکردشان کمتر از ۳۴۷۶ ساعت بود و دسته سوم دروگرهای نیمه قدیمی بودند که مدت زمان کارکردشان تا زمان اجرای تحقیق بین ۳۴۷۶ و ۶۷۶۰ ساعت بود. از این تعداد، سه دستگاه دروگر برای تحقیق و برآورد نتایج انتخاب شدند که هر یک نماینده یکی از گروه‌ها بود. اطلاعات مربوط به کارکرد هر دستگاه دروگر برای مدت ۴۰۰ ساعت جمع‌آوری شد. این اطلاعات شامل زمان‌های کارکرد بدون نقص دستگاه در فاصله بین دو خرابی بود. دروگر نیشکر استافت مدل ۷۰۰۰ و اجزای آن در شکل ۲ نشان داده شده است.

الگوریتم مدل‌سازی قابلیت اطمینان سیستم‌های تعمیرپذیر در قالب مراحل مختلف دستیابی به روش مناسب به منظور تخمین صحیح پارامترهای تابع و تعیین قابلیت اطمینان به صورت گام به گام در شکل ۳ مشاهده می‌شود.

ابتدا به منظور تعیین همگنی یا ناهمگنی داده‌های زمان‌های بین خرابی‌ها از آزمون تمایل استفاده شد. این آزمون به دو روش گرافیکی و آماری قابل انجام است که در این پژوهش از روش آماری استفاده

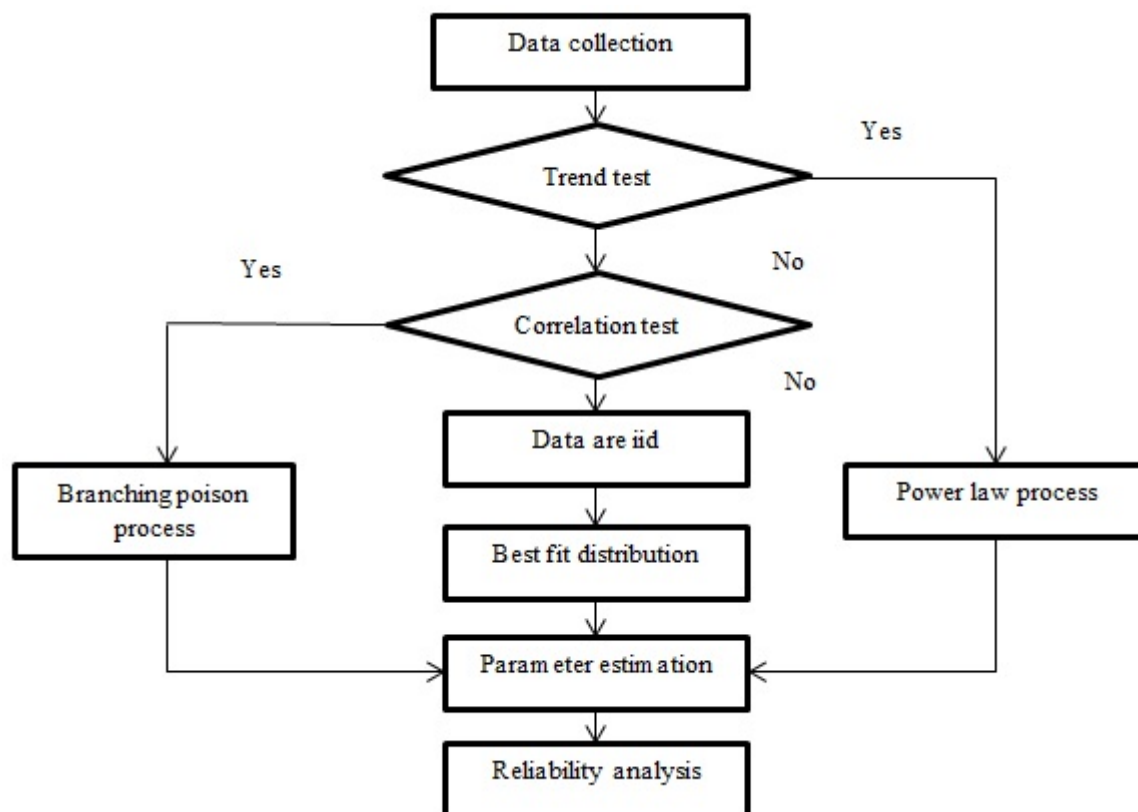


شکل ۲- دروگر نیشکر استافت و اجزای اصلی آن

۱- تاپر ۲- حلزونی‌ها ۳- کفبر ۴- پروانه اولیه ۵- غلتک‌های تغذیه ۶- خردکن ۷- بالابر ۸- پروانه ثانویه

Fig. 2. Austaft sugarcane harvester and its important components

1-Topper 2- Crop dividers 3- Base cutter 4- Primary extractor fan 5- Feed rollers 6- Chopper 7- Elevator 8- Secondary extractor fan



شکل ۳- فرآیند تحلیل قابلیت اطمینان سیستم‌های تعمیرپذیر (Barabadi and Kumar, 2008)
 Fig. 3. Reliability analysis process of a repairable system (Barabadi and Kumar, 2008)

ویبول دو پارامتری و ویبول سه پارامتری که در مورد داده‌های پیوسته مورد استفاده قرار می‌گیرند. روابط مربوط به هر یک از این توابع در ذیل آمده است. این توابع در آزمون کلمگروف اسمیرنوف برای انطباق با زمان‌های بین خرابی مورد استفاده قرار گرفتند (Shirmohammadi, 2002).

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad \text{تابع نمایی ساده}$$

$$f(t) = \frac{\lambda}{\alpha} e^{-\frac{t-\lambda}{\alpha}} \quad \text{نمایی دو پارامتری}$$

$$f(t) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\ln t - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad \text{تابع نرمال لگاریتمی}$$

$$f(t) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad \text{تابع نرمال}$$

$$f(t) = \frac{\beta t^{\beta-1}}{\alpha^\beta} \exp\left[-\left(\frac{t}{\alpha}\right)^\beta\right] \quad \text{تابع ویبول دو پارامتری}$$

$$f(t) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t-\lambda}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t-\lambda}{\alpha}\right)^\beta} \quad \text{تابع ویبول سه پارامتری}$$

پس از اینکه تابع متناسب با داده‌های خرابی، از آزمون

برای تعیین بهترین تابع منطبق بر داده‌های خرابی ماشین از آزمون کلمگروف- اسمیرنوف^۱ استفاده شد. این روش برای آزمون توزیع‌های پیوسته مناسب است و شاخص D بحرانی که مبنای تعیین نوع تابع منطبق بر داده‌ها است با استفاده از رابطه (۲) تعیین شد (Billinton and Allan, 2012).

$$D = \max |F_{iE} - F_{iO}| \quad (2)$$

در این رابطه F_{iE} فراوانی تجمعی انتظاری و F_{iO} فراوانی تجمعی داده‌ها است.

مقدار محاسبه شده با مقدار بحرانی از جدول کلمگروف- اسمیرنوف در سطح اطمینان ۹۵ درصد مطابقت داده شد. در مورد هر یک از توابع که مقدار D به دست آمده از D بحرانی حاصل از جدول کلمگروف- اسمیرنوف در سطح اطمینان ۹۵ درصد کمتر بود، آن تابع تطابق بهتری را با داده‌ها ایجاد می‌کرد. برای آزمون کلمگروف اسمیرنوف از نرم‌افزار ویبول ++ نسخه ۶ استفاده گردید. توابعی که در مورد زمان‌های بین خرابی استفاده می‌شوند عبارتند از: تابع نمایی ساده، نمایی دو پارامتری، نرمال، نرمال لگاریتمی،

1- Kolmogrov – Smirnov test

بر اساس جدول ۱ مقادیر به‌دست آمده برای آماره χ^2 در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای هر سه دروگر بیشتر از مقدار مشخص شده در جدول کای اسکوتر بود. بنابراین فواصل زمانی بین خرابی‌های دروگرها همگن می‌باشد (Barabadi and Kumar, 2008 and Hall and Daneshmend, 2010). برای تعیین اینکه آیا دروگرها دارای توزیع مشخص و شناخته‌شده‌ای هستند آزمون همبستگی روی داده‌های مربوط به فواصل زمانی بین خرابی آنها انجام شد که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

نتایج حاصل از آزمون همبستگی نشان داد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد با توجه به اینکه ضریب همبستگی برای داده‌های مربوط به فواصل زمانی بین خرابی برای همه آنها بیشتر از ۰/۰۵ بود، بین این داده‌ها همبستگی وجود ندارد. بنابراین همه دروگرها دارای توزیع خرابی مشخص و شناخته‌شده‌ای هستند (Hoseinie *et al.*, 2012). پس از اینکه نتایج آزمون‌های تمایل و همبستگی مشخص کرد که هر سه دروگر دارای تابع توزیع خرابی مستقل و مشخص هستند، آزمون کلمگروف اسمیرنوف برای تعیین نوع تابع توزیع خرابی مربوط به هر دروگر انجام شد و سپس پارامترهای هر تابع نیز از روش ماکزیمم درست‌نمایی و با استفاده از نرم افزار ویبول ++ نسخه ۶ به‌دست آمد. نتایج آن را در جدول ۳ مشاهده می‌کنید.

کلمگروف- اسمیرنوف انتخاب شد پارامترهای آن با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده شد. در این روش برای تابع توزیع موردنظر یک تابع درست‌نمایی به‌صورت لگاریتمی نوشته می‌شود و با کمینه کردن آن شرایط حداکثر درست‌نمایی فراهم می‌شود. رابطه (۳) بیانگر این روش می‌باشد (Poozesh *et al.*, 2010).

$$LK = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i) \quad (3)$$

در این پژوهش از نرم افزار ویبول ++ ۶ برای تخمین پارامترها استفاده گردید.

پس از تعیین نوع تابع توزیع خرابی منطبق بر زمان‌های بین خرابی و تخمین پارامترهای آن مدل قابلیت اطمینان از رابطه (۴) و با انتگرال‌گیری از تابع توزیع خرابی‌های دروگر به‌دست آمد (Barabadi and Kumar, 2008).

$$R = \int_0^t f(t) dt \quad (4)$$

نتایج و بحث

برای تعیین همگنی داده‌های زمان‌های بین خرابی آزمون تمایل انجام شد که نتایج آن در جدول ۱ آمده است. در این آزمون مقدار χ^2 محاسبه شده از رابطه (۱) با مقداری که در سطح احتمال ۹۵ درصد و درجه آزادی مورد نظر برای هر دروگر از جدول مقادیر محاسبه شده برای آزمون کای اسکوتر به‌دست آمد مقایسه شد.

جدول ۱- نتایج آزمون آماری تمایل برای داده‌های زمان‌های بین خرابی دروگرها

Table 1- Trend test's results for TBF data of cane harvesters

دروگر	درجه آزادی	آماره محاسبه شده	پذیرش فرض صفر در سطح معنی‌داری ۵٪
Cane harvester	Degree of freedom	Calculated statistic U	Rejection of null hypothesis at 5% level of significance
قدیمی Old	100	114.58	77.9 < Not rejected
نیمه‌قدیمی Middle old	84	129.80	64.2 < Not rejected
جدید New	60	68.60	43.2 < Not rejected

جدول ۲- نتایج آزمون آماری همبستگی برای داده‌های زمان‌های بین خرابی دروگرها

Table 2- Correlation test's results for TBF data of cane harvesters

نوع دروگر	ضریب همبستگی	پذیرش فرض صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد
Cane harvester	Correlation coefficient	Rejection of null hypothesis at 5% level of significance
قدیمی Old	0.093	0.05 < Not rejected
نیمه‌قدیمی Middle old	0.097	0.05 < Not rejected
جدید New	0.186	0.05 < Not rejected

جدول ۳- تعیین بهترین توزیع برای داده‌های زمان‌های بین خرابی دروگرها

Table 3- Best-fit distribution for TBF data

دروگرها	آزمون k-s (بهترین تطابق) k-s test (goodness of fit)						بهترین تطابق	پارامترهای تابع
	ویبول سه پارامتری Weibull 3 parameter	ویبول دو پارامتری Weibull 2 parameter	نرمال لگاریتمی Log-normal	نرمال Normal	نمایی دو پارامتری Exponential 2 parameter	نمایی Exponential		
قدیمی Old	...	0.62	0.99	0.94	...	0.98	Weibull 2 parameter	$\beta=1.50$ $\alpha = 6.99$
نیمه قدیمی Middle old	0.76	0.73	0.92	0.83	0.98	0.98	Weibull 2 parameter	$\beta =1.42$ $\alpha =7.13$
جدید New	0.60	0.54	0.85	0.76	0.91	0.99	Weibull 2 parameter	$\beta =1.35$ $\alpha = 9.01$

یافته و به $1/50$ می‌رسد. البته باید به این نکته توجه داشت که پارامتر شکل نمی‌تواند به‌تنهایی گویای وضعیت کاری دروگرها باشد، زیرا پارامتر دیگری نیز تحت عنوان پارامتر مقیاس وجود دارد که در تابع توزیع خرابی قرار گرفته و در نهایت قابلیت اطمینان براساس آنها مشخص شده و وضعیت کاری دستگاه تعیین می‌شود.

پس از تعیین نوع تابع و پارامترهای آن مقادیر قابلیت اطمینان برای هر یک از دروگرها با استفاده از رابطه (۴) محاسبه شد که در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴- مقادیر قابلیت اطمینان دروگرها با گذشت زمان

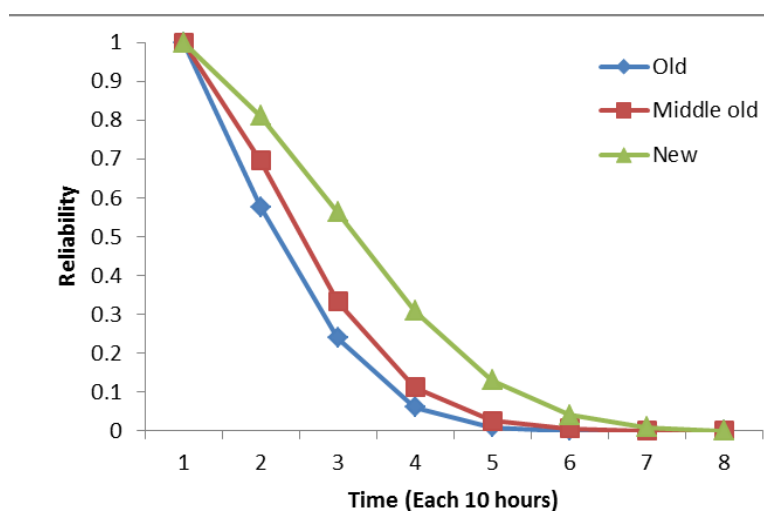
Table 4- Reliability for cane harvesters at the end of different time intervals

زمان (ساعت) Time (hour)	قدیمی Old	نیمه قدیمی Middle old	جدید New
0	1	1	1
10	0.576	0.695	0.811
20	0.239	0.333	0.562
30	0.06	0.112	0.308
40	0.008	0.026	0.13
50	...	0.005	0.04
60	0.009

براساس جدول ۴ و همچنین شکل ۴ که از این جدول نتیجه شده است مشاهده شد که قابلیت اطمینان دروگر نیشکر با گذشت زمان برای همه دروگرها کاهش یافت که البته امری طبیعی در دستگاه‌های مکانیکی می‌باشد، اما مقدار این کاهش برای دروگرها متفاوت بود. به طوری که قابلیت اطمینان بعد از گذشت ۲۰ ساعت از شروع به کار دروگرها برای دروگر جدید $56/2$ درصد، دروگر نیمه قدیمی $33/3$ درصد و دروگر قدیمی $23/9$ درصد بود.

براساس نتایج جدول ۳ دروگر قدیمی به علت اینکه در ابتدای شروع کارکرد دچار خرابی شده بود بنابراین توابع نمایی دو پارامتری و ویبول سه پارامتری برای آن در نظر گرفته نمی‌شود (Vafaei et al., 2010). بنابراین از بین دیگر توابع، مقدار D به دست آمده از رابطه (۲) نسبت به D بحرانی موجود در جدول مقادیر کلمگروف-اسمیرنوف برای همه توابع کمتر بود. همچنین تابع ویبول دو پارامتری نسبت به دیگر توابع مقدار D کمتری را به خود اختصاص داد و بهترین تطابق را با داده‌های موجود ایجاد کرد. برای دروگرهای نیمه قدیمی و جدید نیز نتیجه‌ای مشابه دروگر قدیمی حاصل شد. بنابراین تابع ویبول دو پارامتری برای دروگرهای نیمه قدیمی و جدید نیز به عنوان بهترین تابع انتخاب شد (Billinton and Allan, 2012; Hoseinie et al., 2012; Hall and Daneshmend, 2010).

پس از اینکه تابع مناسب انتخاب شد پارامترهای آن نیز به روش ماکزیمم درست‌نمایی و با استفاده از نرم افزار ویبول ++ نسخه ۶ به دست آمد که در جدول ۳ موجود است. مقادیر پارامتر شکل برای همه دروگرها بزرگتر از یک است. با توجه به اینکه پارامتر شکل در تابع ویبول می‌تواند گویای وضعیت کاری دستگاه‌های مکانیکی باشد، بنابراین نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که در دروگر جدید مقدار پارامتر شکل $1/35$ است که این امر نشان می‌دهد دروگرهایی که کمترین سن را در میان دروگرهای مورد آزمایش داشته‌اند در حال دور شدن از مرحله عمر اقتصادی خود هستند. البته باید به این نکته نیز توجه کرد که دوره عمر عملکرد اقتصادی در دستگاه‌های مکانیکی دوره کوتاهی است (شکل ۱) و این امر در مورد دروگرهای نیشکر که در شرایط کاری سنگین در فصل برداشت نیشکر با حداکثر ظرفیت کار می‌کنند به خوبی نمود پیدا می‌کند (Billinton and Allan, 2012). در دروگر نیمه قدیمی مشاهده شد که مقدار پارامتر شکل افزایش یافته و به $1/42$ می‌رسد و در مورد دروگر قدیمی پارامتر شکل دوباره افزایش



شکل ۴- نمودار قابلیت اطمینان دروگرهای نیشکر

Fig. 4. The reliability plots of each cane harvesters

نیشکر نیاز است که از میزان قابلیت اطمینان آنها اطلاع یافت. بنابراین برای تعیین قابلیت اطمینان دروگرها تحقیقی در شرکت کشت و صنعت نیشکر حکیم فارابی برنامه‌ریزی شد. به‌علت تفاوت عمر عملکردی دروگرها به سه گروه قدیمی، نیمه‌قدیمی و جدید تقسیم شدند. نتایج حاصل از تابع توزیع خرابی به‌دست آمده برای دروگرها نشان داد که زمان‌های بین خرابی دروگرها دارای توزیع مستقل و شناخته‌شده بود و در ادامه مشاهده شد که توزیع منطبق بر داده‌ها و بیول دو پارامتری با پارامتر شکل $1/50$ برای دروگرهای قدیمی، $1/42$ دروگرهای نیمه‌قدیمی و برای دروگرهای جدیدتر $1/35$ بود. همچنین قابلیت اطمینان نیز برای آنها به‌دست آمد که مقدار آن برای دروگرهای قدیمی بعد از ۴۰ ساعت، نیمه‌قدیمی بعد از ۵۰ ساعت و برای دروگرهای جدیدتر بعد از ۶۰ ساعت نزدیک به صفر می‌شود.

اختلاف بین قابلیت اطمینان دروگرهای قدیمی و نیمه‌قدیمی نزدیک به هم است و مقدار این اختلاف حدود ۱۰ درصد است اما قابلیت اطمینان دروگرهای جدید ۲۳ درصد از دروگرهای نیمه‌قدیمی و همچنین ۳۳ درصد از دروگرهای قدیمی بیشتر است. از این نتایج و همچنین نمودار نرخ خرابی برای دستگاه‌های مکانیکی که در شکل یک نشان داده شده است می‌توان نتیجه گرفت که دروگرهای جدید در مرحله عمر مفید خود قرار دارند اما دروگرهای نیمه‌قدیمی و قدیمی به‌علت افت ناگهانی قابلیت اطمینان مرحله عمر مفید را پشت سر گذاشته و در مرحله فرسودگی قرار دارند که البته دروگرهای نیمه‌قدیمی با توجه به وضعیت قابلیت اطمینانی که دارند نسبت به دروگرهای قدیمی وضعیت بهتری دارند. همچنین مشاهده می‌شود که میزان قابلیت اطمینان برای دروگر گروه قدیمی بعد از ۴۰ ساعت کار تقریباً صفر می‌شود و در دروگرهای گروه نیمه‌قدیمی و جدید این مقدار به ترتیب بعد از ۵۰ و ۶۰ ساعت صفر می‌شود.

نتیجه‌گیری

برای کنترل و کاهش خرابی‌ها و برنامه‌ریزی کاری دروگرهای

منابع

- Barabadi, J., and U. Kumar. 2008. Reliability analysis of mining equipment: a case study of a crushing plant at Jajarm Bauxite mine in Iran. *Reliability Engineering and System Safety* 93: 647-653.
- Bartkute, V., and L. Sakalauskas. 2008. The method of three-parameter weibull distribution estimation. *Acta et Commentationes Universitatis Tartuensis de Mathematica* 12: 65-78.
- Billinton, R., and R. N. Allan. 2012. Reliability evaluation of engineering systems: concepts and techniques. Translated by M. Rezaeeian. Amir Kabir University. Tehran. Iran. 496p. (In Farsi).

4. Hall, R. A., and L. K. Daneshmend. 2010. Reliability modeling of surface mining equipment: data gathering and analysis methodologies. *International Journal of Surface Mining and Reclamation and Environment* 17 (3): 139-155.
5. Hoseinie, S. H., M. Ataei, R. Khalokakaei, B. Ghodrati, and U. Kumar. 2012. *Journal of Quality in Maintenance Engineering* 18 (1): 98-119.
6. Levin, M. A., and T. T. Kalal. 2003. *Improving product reliability: strategies and implementation*. John wiley and sons. USA. 342 p.
7. Luus, R. and M. Jammer. 2005. Estimation of parameters in 3-parameter weibull probability distribution functions. *Hungarian Journal of Industrial Chemistry Vesprem* 33 (1-2): 69-73.
8. Meeker, W. Q., and L. Escobar. 1998. *Statistical methods for reliability data*. John Wiley and sons. USA. 680p.
9. Mobley, R. K. 2002. *An introduction to predictive maintenance*. Elsevier science press. USA. 438 p.
10. Poozesh, M., S. S. Mohtasabi, and H. Ahmadi. 2010. Determination of reliability function for MF 285 tractors at Daabal Khozai Agro-industry in Khouzestan. 6th *Agricultural Machinery and Mechanization Conference*. Tehran. Iran. (In Farsi).
11. Shirmohammadi, A. 2002. *Repair and maintenance planning*. Arkane Danesh. Iran. 315p. (In Farsi).
12. Vafaei, M. R., H. Mashadi Meighani, M. Almasi, and S. Minaei. 2010. Choosing of most appropriate method for reliability parameter calculation on cereal harvesting machine John deer 955 in Markazi province. *Daneshe Novine Keshavarzi magazine* 5 (15): 143-151. (In Farsi).

Reliability evaluation and analysis of sugarcane 7000 series harvesters in sugarcane harvesting

P. Najafi¹- M. A. Asoodar²- A. Marzban^{3*}- M. A. Hormozi⁴

Received: 21-11-2013

Accepted: 03-02-2014

Introduction: The performance of agricultural machines depends on the reliability of the equipment used, the maintenance efficiency, the operation process, the technical expertise of workers, etc. As the size and complexity of agricultural equipment continue to increase, the implications of equipment failure become even more critical. Machine failure probability is $(1-R)$ and R is machine reliability, and that $0 < R < 1$ (Vafaei *et al.*, 2010). Moreover, system reliability is the probability that an item will perform a required function without failure under stated conditions for a stated period of time (Billinton and Allan, 1992). Therefore, we must be able to create an appropriate compromise between maintenance methods and acceptable reliability levels. Precision failure data gathering in a farm is a worthwhile work, because these can represent a good estimate of machine reliability combining the effects of machine loading, surrounding effects and incorrect repair and maintenance. Each machine based on its work conditions, parts combination and manufacturing process follows a failures distribution function depending on the environment where the machine work and the machine's specifications (Meeker and Escobar, 1998). General failures distributions for contiguous data are normal, log-normal, exponential and Weibull (Shirmohamadi, 2002). Each machine can represent proportionate behavior with these functions in short or long time.

Materials and methods: The study area was the Hakim Farabi agro-industry Company located 35 kilometers south of Ahvaz in Iran. Arable lands of this company are located in 31 to 31°10' N latitude and 45 to 48°36' E longitudes. The region has dry and warm climate. A total of 24 Austoft 7000 sugarcane chopper harvester are being used in the company. Cane harvesters were divided into 3 group consisting of old, middle aged and new. From each group, one machine was chosen. Data from maintenance reports of harvesters which have been recorded within 400 hours were used. Usually, two methods are used for machine reliability modeling. The first is Pareto analysis and the second is statistical modeling of failure distributions (Barabadi and Kumar, 2007). For failures distribution modeling data need to be found, that are independent and identically (iid) distributed or not. For this, trend test and serial correlation tests are used. If the data has a trend, those are not iid and its parameters are computed from the power law process. For the data that does not have a trend, serial correlation test are performed. If the correlation coefficient is less than 0.05 the data is not iid. Therefore, its parameters reach via branching poison process or other similar methods; if the correlation coefficient is more than 0.05, the data are iid. Therefore, the classical statistical methods will be used for reliability modeling. Trend test results are compared with statistical parameter U (Eqn 1).

$$U = 2 \sum_{i=1}^{n-1} \ln(T_i/T_n) \quad (1)$$

where n is total number of failures, T_n is time of the n th failure and T_i time of the i th failure.

A test for serial correlation was also done by plotting the i th TBF against the $(i-1)$ th TBF, $i = 1; 2; \dots; n$: If the plotted points are randomly scattered without any pattern, it can be interpreted that there is no correlation in general among the TBFs data and the data is independent. To continue, one must choose as the best fit distribution for TBF data. Few tests can be used for best fit distribution that include chi squared test and Kolmogorov-Smirnov (K-S) test. Chi squared test is not valid when the data are less than 50. Therefore, when the TBF data are less than 50, K-S test must be used. Hence, the K-S test can be used for each TBF data numbers. When the failure distribution has been determined, the reliability model may be computed by equation (2).

$$R = \int_0^{\infty} f(t) dt \quad (2)$$

where R is reliability, f is failures distribution and t is operation time.

Results and discussion: Results of trend analysis for TBF data of sugarcane harvester machines showed that the calculated statistics U for all machines was more than chi squared value that was extracted from the chi square table with

1- Former Agricultural Mechanization MSc student of Ramin Agriculture and Natural Resources University of Khuzestan and PhD student of Agricultural Mechanization, University of Tabriz

2, 3 & 4- Professor, Assistant professor and Lecturer respectively, Department of Agricultural Machinery and Mechanization, Ramin Agriculture and Natural Resources University of Khuzestan, Mollasani, Iran

(*- Corresponding Author Email: afshinmarzban@hotmail.com)

2 (n-1) degrees of freedom and 5 percent level of significance. Hence, it is possible that all of the machines' TBF data will have identically and independent distributions. For validating this hypothesis, correlation test was performed on TBF data that verified prior results. Then, Kolmogorov-Simonov test was done on TBF data. Results showed that all three machines followed Weibull 3 parameters function, but the shape parameter was different for them. The analysis showed the shape parameter for old, middle aged and new cane harvesters was 1.5, 1.42 and 1.35, respectively.

Conclusions: In order to control and reduce failures and to plan and schedule the harvester operations in optimum time, machine reliability must be known. In this paper, three sugarcane harvesters were studied individually. From the trend analysis and serial correlation, it is seen that the assumption of identically and being independently distributed was valid for all machines' TBF data of sugarcane chopper harvesters.

Keywords: Correlation test, Shape parameter, Sugarcane harvester, Trend test, Weibull function