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

پیام نجفی[1*]، محمدامین آسودار[2]، افشین مرزبان[3] و محمدعلی هرمزی[4]

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مکانیزاسیون، گروه مهندسی مکانیزاسیون کشاورزی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان Najafi.payam@yahoo.com
۲- دانشیار گروه مهندسی مکانیزاسیون کشاورزی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان
۳- استادیار گروه مهندسی مکانیزاسیون کشاورزی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان
۴- مربی گروه مهندسی مکانیزاسیون کشاورزی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان

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 فعال در شرکت کشت و صنعت حکیم فارابی برنامه‌ریزی شد. در این تحقیق دروگرها بر اساس سن کارکرد به سه گروه سنی قدیمی، نیمه قدیمی 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 که در نتیجه همه دروگرها از تابع ویبول دو پارامتری پیروی می‌کردند. پارامتر شکل برای دروگرهای قدیمی، نیمه قدیمی و جدید به ترتیب ۱/۵۰، ۱/۴۲ و ۱/۳۵ بود. همچنین میزان قابلیت اطمینان برای دروگرهای قدیمی، نیمه قدیمی و جدید بعد از گذشت ۲۰ ساعت به ترتیب ۵۶/۲، ۳۳/۳ و ۲۳/۹ بود. پارامتر شکل حاصل که مقدار آن برای همه دروگرها بزرگتر از یک بود نشان داد که همه دروگرها با کمی شدت و ضعف در مرحله فرسودگی یا در ابتدای آن قرار دارند.

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

مقدمه

از کار افتادن دستگاه‌ها و سیستم‌ها موجب وقوع اخلال در سطوح مختلف تولیدی و پشتیبانی می‌شود و می‌تواند به عنوان تهدیدی شدید در جهت افزایش هزینه‌های تولید تلقی شود. با توجه به اینکه دوره برداشت نیشکر در استان خوزستان از نیمه مهر شروع و تا نیمه‌های فروردین سال آینده ادامه دارد باید بتوان محصول را به موقع برداشت کرد زیرا پس از آن با گرم شدن هوا گیاه شروع به جوانه‌زنی می‌کند و قند موجود در آن صرف تغذیه جوانه‌ها می‌شود (راهدار، ۱۳۸۳). بنابراین سیستم‌های مکانیکی بکار رفته در دروگرهای نیشکر باید پایا، اطمینان‌بخش و ایمن باشند. قابلیت اطمینان یک سیستم عبارت است از احتمال کارکرد

رضایت‌بخش آن سیستم تحت شرایط کار مشخص برای مدت زمان معین (Billinton and Allan,1992).خسارت‌های ناشی از قابلیت اطمینان در تمام طول عمر یک ماشین پدیدار می‌شود. جمع آوری دقیق داده‌های خرابی در مزرعه کار ارزشمندی است چرا که به طور 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 (Levis, 1987). 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 (Micker and Escobar, 1998). معمولاً توابع توزیع عمر برای داده های پیوسته به صورت نرمال، نمایی، نرمال لگاریتمی و ویبول نمایش داده می‌شوند (حاج شیر محمدی، ۱۳۸۱). 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. انجمن مهندسی ماشین‌های کشاورزی آمریکا قابلیت اطمینان عملیاتی را برای شرایط کار در نواحی مرکزی ایالت‌های شمالی آمریکا با ماموریت عملیات در ۴۰ هکتار زمین ذرت و سویا محاسبه نمود.

پوزش و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان تعیین تابع قابلیت اطمینان تراکتورهای کشاورزی، عملکرد تراکتورهای مسی‌فرگوسن ۲۸۵ فعال در کشت و صنعت دعبل خزایی را در سال دهم و برای مدت ۵۰۰ ساعت کارکرد از نظر خرابی و زمان رویداد آن مورد بررسی قرار دادند. آنها با بررسی داده‌های خرابی و روند آنها فرض کردند که ازکارافتادن تراکتورها از روند تابع نمایی پیروی می‌کند. سپس فرض خود را با استفاده از آزمون کای اسکوئر آزمون کردند. مقدار بدست آمده برای تابع نمایی در سطح اطمینان ۵ درصد کمتر از مقدار بدست آمده از جدول کای اسکوئر بود. بنابراین فقط تابع نمایی بر داده‌های خرابی تراکتورها منطبق بود. بنابراین پارامتر نرخ خرابی برای این تابع ۰/۰۲۵ خرابی در هر ساعت برآورد شد و به این ترتیب تابع قابلیت اطمینان برای آن به صورت $R(t) = e^{-۰/۰۲۵t}$ به دست آمد.

در تحقیق حاضر بررسی دقیق کارکرد دروگرهای نیشکر برای تعیین سطح قابلیت اطمینان آنها در شرایط کنونی کار در شرکت‌های کشت و صنعت نیشکر استان خوزستان مورد توجه قرار گرفته است.

مواد و روش‌ها

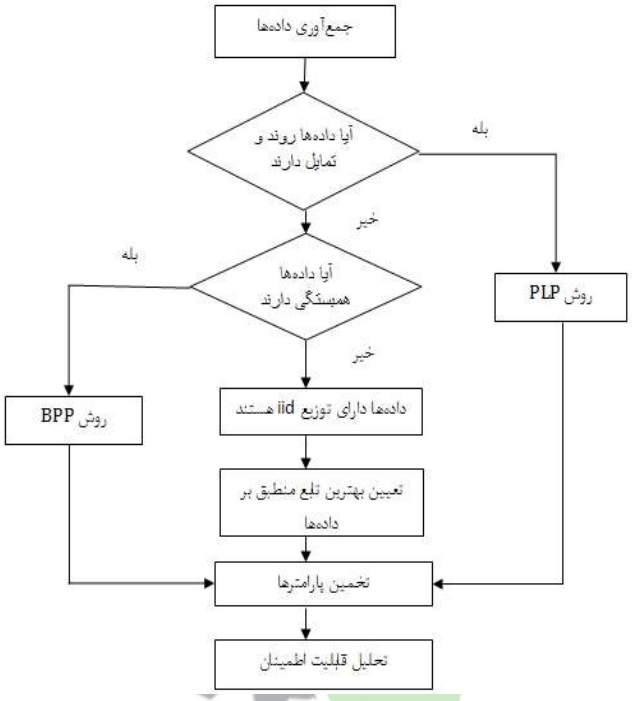
جمع‌آوری اطلاعات

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

دستگاه دروگر جهت تحقیق و برآورد نتایج انتخاب شدند که هریک 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.

مفاهیم بنیادی در تعیین رویکرد تحلیلی قابلیت اطمینان

الگوریتم مدل‌سازی قابلیت اطمینان سیستم‌های تعمیرپذیر در قالب مراحل مختلف دستیابی به روش مناسب جهت تخمین صحیح پارامترهای تابع به‌صورت گام به گام در شکل ۱ مشاهده می‌شود.



شکل ۱. الگوریتم تحلیل قابلیت اطمینان سیستم‌های تعمیرپذیر (Barabadi and Kumar, 2008)

آزمون تمایل داده‌ها[1]

به منظور تعیین وجود روند یا عدم وجود روند داده‌ها از آزمون تمایل استفاده شد. در صورتی که داده‌ها دارای تمایل باشد نتیجه می‌شود داده‌های آزمایش غیرهارمونیک[2] هستند و پارامترهای آن باید از روش PLP[3] محاسبه شود. برای آزمون تمایل ابتدا آماره $\mathbb{U}$ از (رابطه۱) محاسبه گردید.

$$\mathbb{U} = ۲\sum_{i=۱}^{n-۱} \ln(\mathrm{T}n/\mathrm{Ti}) \qquad (۱)$$

[1]- Trend test
[2]- Non homogeneous
[3]- Power law process

که در آن n تعداد خرابی، T_n مجموع زمان‌های کارکرد سالم دستگاه و T_i فراوانی تجمعی زمان i دوره کارکرد دستگاه است.

بعد از اینکه مقدار آماره U به‌دست آمد مقدار آن با استفاده از آزمون کای اسکوئرمورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر مقدار آماره U از مقدار به‌دست آمده از جدول کای اسکوئر در سطح احتمال ۵٪ با درجه آزادی ۲(n-۱) کمتر بود (n تعداد خرابی) داده‌ها دارای تمایل هستند و باید پارامتر مقیاس را از رابطه ۲ و پارامتر شکل را از (رابطه ۲) و پارامتر مقیاس را از (رابطه ۳) به دست آورد.

$$\beta = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n-1} \mathrm{Ln}(Tn/Ti)} \qquad (۲)$$

$$\alpha = \frac{Tn}{n^{1/\beta}} \qquad (۳)$$

که در آن‌ها β پارامتر شکل، α پارامتر مقیاس، n تعداد خرابی، T_n مجموع زمان‌های کارکرد سالم دستگاه و T_i فراوانی تجمعی زمان i دوره کارکرد دستگاه است.

آزمون همبستگی داده‌ها[4]

اگر داده‌ها دارای تمایل نباشند در این‌صورت داده‌های آزمایش هارمونیک هستند و باید مورد آزمون همبستگی قرار گیرند. اگر داده‌های آزمایش همبستگی داشته باشند از روش BPP[5] برای تخمین پارامترهای تابع استفاده می‌کنیم و اگر داده‌ها همبستگی نداشته باشند بنابراین دارای توزیع مشخص و شناخته شده هستند. در آزمون همبستگی اگر sig ≤۰/۰۵ باشد همبستگی معنی‌داری بین دو متغیر وجود دارد و اگر sig>۰/۰۵ بود همبستگی معنی‌داری بین دو متغیر وجود ندارد.

تعیین بهترین تابع توزیع منطبق بر داده‌های خرابی ماشین

برای تعیین بهترین تابع منطبق بر داده‌های خرابی ماشین از آزمون کلمگروف- اسمیرنوف[6] استفاده می‌شود. این روش برای آزمون توزیع‌های پیوسته مناسب است و شاخص تفاوت بر مبنای انحراف مطلق میان فراورنی نسبی تجمعی از توزیع انتظاری در مقایسه با توزیع نتایج تجربی و با (رابطه ۴) تعیین می‌شود.

$$D = \max \left| F_{iE} - F_{iO} \right| \qquad (۴)$$

که در آن F_{iE} فراوانی تجمعی انتظاری و F_{i0} فراوانی تجمعی داده‌ها است.

مقدار محاسبه شده با مقدار بحرانی از جدول کلمگروف- اسمیرنوف در سطح اطمینان ۵٪ مطابقت داده می‌شود. در مورد هر یک از توابع که مقدارD به‌دست آمده ازD بحرانی مقدار کمتری را به خود اختصاص داد آن تابع تطابق بهتری را با داده‌ها ایجاد می‌کند. برای آزمون کلمگروف اسمیرنوف می‌توان از نرم‌افزار ویبول ++ ۶ نیز استفاده کرد.

[4]- Correlation test
[5]- Branching poison process
[6]- Kolmogrov Smirnov test

توابعی که معمولاً در مورد داده‌های خرابی استفاده می‌شوند عبارتنداز: تابع نمایی ساده، نمایی دو پارامتری، نرمال، نرمال لگاریتمی، 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.

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

نمایی دو پارامتری $$f(t)=\frac{1}{\alpha} e^{\frac{-(t-\gamma)}{\alpha}}$$

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

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

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

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

تخمین پارامترهای توابع توزیع به روش حداکثر درست‌نمایی[7]

پس از اینکه تابع متناسب با داده‌های خرابی از آزمون کلمگروف- اسمیرنوف انتخاب شد باید بتوان پارامترهای آن‌را تخمین زد. می‌توان از روش حداکثر درست‌نمایی برای تخمین پارامترهای تابع استفاده کرد. در این روش برای تابع توزیع موردنظر یک تابع درست‌نمایی به صورت لگاریتمی نوشته می‌شود و با کمینه کردن آن شرایط حداکثر درست‌نمایی فراهم می‌شود. (رابطه ۵) بیانگر این روش می‌باشد.

$$LK= \sum_{i=1}^{n} \ln f(xi) \qquad (۵)$$

برای کمینه نمودن معادله فوق باید نسبت به ضرایب تابع توزیع مورد نظر $f(x_i)$ مشتق گرفته تا به تعداد ضرایب تابع توزیع، دستگاه معادلات چندمجهولی به‌دست آید. در نهایت برای حل دستگاه معادلات چندمجهولی می‌توان از روش‌های کرامر یا محاسبات تکراری نیوتن- رافسون استفاده نمود و پارامترهای تابع توزیع موردنظر را به دست آورد. همچنین می‌توان برای سهولت کار از نرم‌افزارهای موجود برای تخمین پارامترها به روش حداکثر درست‌نمایی مانند نرم افزار ویبول ++ نسخه ۶ استفاده کرد.

تعیین تابع قابلیت اطمینان

[7]- Maximum Likelihood

مدل قابلیت اطمینان از (رابطه ۶) و با انتگرال‌گیری از تابع توزیع خرابی‌های دروگر به‌دست می‌آید.

$$R = \int_0^{\infty} f(t)dt \quad (۶)$$

نتایج و بحث

برای اینکه مشخص شود آیا فواصل زمانی بین خرابی از یک روند مشخص پیروی می‌کنند آزمون تمایل انجام شد که نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. نتایج آزمون تمایل برای دروگرها

دروگر	درجه آزادی	$\mathbb{U}$	پذیرش فرض صفر در سطح معنی‌داری ۵٪
قدیمی	۱۰۰	۱۱۴/۵۸	عدم پذیرش > ۷۷/۹
نیمه قدیمی	۸۴	۱۲۹/۸۰	عدم پذیرش > ۶۴/۲
جدید	۶۰	۶۸/۶۰	عدم پذیرش > ۴۳/۲

بر اساس جدول ۱ مقادیر به دست آمده برای آماره $\mathbb{U}$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای هر سه دروگر بیشتر از مقدار مشخص شده در جدول کای اسکوئر بود. بنابراین هر سه نوع دروگر در آزمون تمایل رد شدند و این به این معنی است که فواصل زمانی بین خرابی‌های هیچکدام از دروگرها ثابت و مشخص نیست بلکه این فواصل به صورت تصادفی رخ می‌دهد و مقادیر آن در هر زمان می‌تواند متفاوت از مقادیر قبل یا بعد از خود باشد. بر اساس آزمون تمایل انجام شده نتیجه گرفته شد از روش PLP برای دروگرها استفاده نمی‌شود. برای تعیین اینکه آیا دروگرها دارای توزیع مشخص و شناخته شده‌ای هستند آزمون همبستگی روی داده‌های مربوط به فواصل زمانی بین خرابی آنها انجام شد که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول۲. نتایج آزمون همبستگی برای دروگرها

دروگر	ضریب همبستگی	پذیرش فرض صفر در سطح معنی‌داری ۵ درصد
قدیمی	۰/۰۹۳	عدم پذیرش < ۰/۰۵
نیمه قدیمی	۰/۰۹۷	عدم پذیرش < ۰/۰۵
جدید	۰/۱۸۶	عدم پذیرش < ۰/۰۵

نتایج حاصل از آزمون همبستگی نشان داد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد همه دروگرها دارای توزیع خرابی مشخص و شناخته شده‌ای هستند زیرا ضریب همبستگی برای داده‌های مربوط به فواصل زمانی بین خارجی برای همه آنها بیشتر از ۰/۰۵ بود که نشان می‌داد بین این داده‌ها همبستگی وجود ندارد. پس از اینکه نتایج آزمون‌های تمایل و همبستگی مشخص کرد که هر سه دروگر دارای تابع توزیع خرابی 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 با استفاده از (رابطه ۵) و به کمک نرم افزار ویبول ++ نسخه ۶ به دست آمد که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول۳. آزمون کلمگروف– اسمیرنوف برای تعیین تابع توزیع منطبق بر خرابی دروگرها

دروگرها	احتمال اینکه D بحرانی کوچکتر از D						بهترین تطابق	پارامتهای تابع
	نمایی	نمایی دو پارامتری	نرمال	نرمال لگاریتمی	ویبول دو پارامتری	ویبول سه پارامتری		
قدیمی	۰/۹۸	...	۰/۹۴	۰/۹۹	۰/۶۲	...	ویبول دو پارامتری	β=۱/۵۰ α =۶/۹۹
نیمه قدیمی	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۸۳	۰/۹۲	۰/۷۳	۰/۷۶	ویبول دو پارامتری	β =۱/۴۲ α =۷/۱۳
جدید	۰/۹۹	۰/۹۱	۰/۷۶	۰/۸۵	۰/۵۴	۰/۶۰	ویبول دو پارامتری	β =۱/۳۵ α =۹/۰۱

بر اساس 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. بنابراین از بین دیگر توابع، مقدار D به دست آمده نسبت به D

موجود در جدول مقادیر کلمگروف اسمیرنوف برای تابع ویبول دو پارامتری نسبت به دیگر توابع مقدار کمتری را به خود اختصاص داد و بهترین تطابق را با داده‌های موجود ایجاد کرد. برای دروگرهای نیمه قدیمی و جدید نیز مقدار D به دست آمده نسبت به D موجود در جدول مقادیر کلمگروف اسمیرنوف برای تابع ویبول دو پارامتری کمترین مقدار را نسبت به دیگر توابع به خود اختصاص داد بنابراین تابع ویبول دو پارامتری برای دروگرهای نیمه قدیمی و جدید نیز به عنوان بهترین تابع انتخاب شد.

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. این امر نشان می‌دهد همه دروگرها در حال خروج از مرحله عمر مفید و ابتدای فرسایش هستند و هر چه مقدار پارامتر شکل افزایش می‌یابد نتیجه می‌گیریم که دروگرها بیشتر دچار فرسودگی شده‌اند، به‌طوری که در دروگر جدید مقدار پارامتر شکل ۱/۳۵ و در دروگر نیمه‌قدیمی افزایش یافته و به ۱/۴۲ می‌رسد و در مورد دروگر قدیمی دوباره افزایش یافته و به ۱/۵۰ می‌رسد.

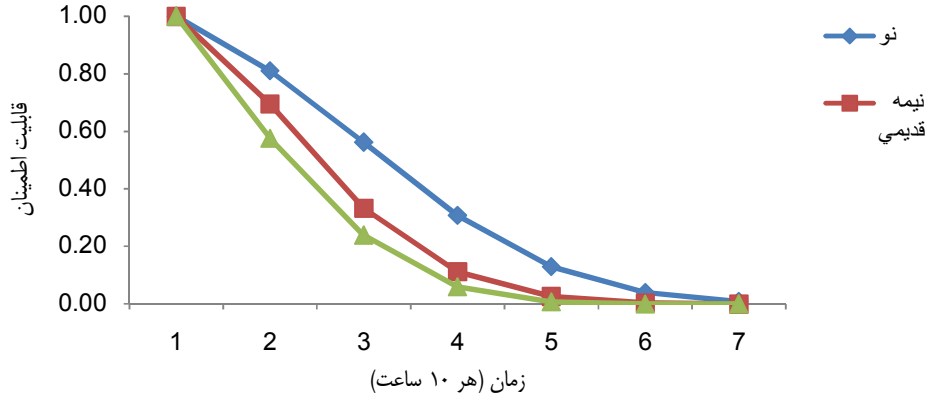
پس از تعیین نوع تابع و پارامترهای آن مقادیر قابلیت اطمینان را برای هر یک از دروگرها با استفاده از (رابطه ۶) محاسبه شد که در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. مقادیر قابلیت اطمینان نسبت به زمان برای دروگرها

زمان (ساعت)	قدیمی	نیمه قدیمی	جدید
۰	۱	۱	۱
۱۰	۰/۵۷۶	۰/۶۹۵	۰/۸۱۱
۲۰	۰/۲۳۹	۰/۳۳۳	۰/۵۶۲
۳۰	۰/۰۶	۰/۱۱۲	۰/۳۰۸
۴۰	۰/۰۰۸	۰/۰۲۶	۰/۱۳
۵۰	۰	۰	۰/۰۴
۶۰	۰	۰	۰/۰۰۹

بر اساس جدول ۴ و همچنین شکل ۲ که از این جدول نتیجه شده است مشاهده می شود قابلیت اطمینان دروگر نیشکر با گذشت زمان برای همه دروگرها کاهش می‌یابد اما مقدار این کاهش برای دروگرها متفاوت است. به‌طوری که قابلیت اطمینان بعد از گذشت ۲۰ ساعت از شروع به کار دروگرها برای دروگر جدید ۵۶/۲ درصد، دروگر نیمه‌قدیمی ۳۳/۳ درصد و دروگر قدیمی ۲۳/۹ درصد بود. یعنی در دروگر نو ۴۳/۸ درصد احتمال دارد بعد از گذشت ۲۰ ساعت اولین خرابی رخ دهد. در دروگر نیمه‌قدیمی ۶۶/۷

احتمال دارد بعد از گذشت ۲۰ ساعت دروگر خراب شود و در دروگر قدیمی ۷۶/۱ درصد احتمال بعد از گذشت ۲۰ ساعت دروگر خراب شود.



شکل ۲. روند کاهش قابلیت اطمینان دروگرها با گذشت زمان

نتیجه‌گیری

برای کنترل و کاهش خرابی‌ها و برنامه‌ریزی کاری دروگرهای 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 برنامه ریزی شد. نتایج حاصل از تابع توزیع خرابی حاصل برای دروگرها نشان داد که همه دروگرهای موجود در شرکت کشت و صنعت فارابی یا در مرحله فرسودگی هستند و یا در حال ورود به این مرحله می‌باشند زیرا پارامتر مقیاس برای تابع ویبول مربوط به توزیع خرابی همه آنها بزرگتر از یک بود که مقدار آن برای دروگرهای قدیمی ۱/۵۰ برای دروگرهای نیمه قدیمی ۱/۴۲ و برای دروگرهای جدیدتر ۱/۳۵ بود. همچنین قابلیت اطمینان نیز برای آنها به دست آمد که برای دروگرهای قدیمی و نیمه قدیمی بعد از ۵۰ ساعت و برای دروگرهای جدیدتر بعد از ۶۰ ساعت مقدار آن نزدیک به صفر می‌شود.

منابع

۱- پوزش، م.، محتسبی، س. س. و احمدی، ح. ۱۳۸۹. تعیین تابع قابلیت اطمینان تراکتورهای مسی‌فرگوسن ۲۸۵ فعال در کشت و صنعت دعبل خزایی خوزستان. ششمین کنگره ملی ماشین‌های کشاورزی و مکانیزاسیون، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران (کرج)، ۲۴ و ۲۵ شهریور.
۲- حاج شیر محمدی، ع. ۱۳۸۱. برنامه‌ریزی نگهداری و تعمیرات. چاپ دوازدهم. انتشارات ارکان دانش. ۳۱۵ صفحه.
۳- راهدار، م. ر. ۱۳۸۳. نیشکر. انتشارات دانشگاه شهید چمران. ۶۰۰ صفحه.
4- Billinton, R. And R. N. Allan. 1992. Reliability evaluation of engineering systems: concepts and techniques. Second edition.
5- 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.
6- Levis, E. E. 1987. Introduction to reliability engineering. John Wiley and sons press. USA.
7- Meeker, W. Q. and L. Escobar. 1998. Statistical methods for reliability data. John Wiley and sons press. USA.

Reliability Evaluation and Analysis of Sugarcane 7000 Series Harvesters in Sugarcane Harvesting

Payam Najafi[1*], Mohammad Amin Asoodar[2], Afshin Marzb [3] and Mohamma Ali Hormozi[4]

1- MSc student, Department of Agricultural Mechanizati Engineering, Khouzestan Ramin Agricultural and Natural Resources University Najafi.payam@yahoo.com
2- Associate professor, Department of Agricultural Mechanizati Engineering, Khouzestan Ra Agricultural and Natural Resources Universit
3- Assistant professor, Department of Agricultural Mechanizatio Engineering, Khouzestan Ramin Agricultural and Natural Resources University
4- Instructor, Department of Agricultural Mechanizat Engineering, Khouzestan Ramin Agricultural and Natural Resources Universit

Abstract

Nowadays, mechanization of agricultural systems needs to develop the real working plans. For exact real planning, the Manager must know all machines reliability techniques and use efficiency. This paper describes reliability for sugarcane 7000 series harvesters which were used in Hakim Farabi agro- industry in southern part of Iran. In this paper sugarcane harvesters divided into three groups consisted old age, middle age and new. Arrivals which failures were computed after 400 hours of performance. Failures distribution functions and their parameters were computed for sugarcane harvesters. All harvesters were followed weibull two parameters functions. Shape parameter for old age, middle age and new arrivals harvesters were 1.5, 1.42 and 1.35, respectively. Reliability for old age, middle age and new arrival harvesters after 20 hours was 56.2, 33.3 and 23.9, respectively. Computed shape parameters fo each harvester was higher than normal that it described sugarcane harvesters were in erosive stages or go to start this stage of their lives.

Key words: failures distribution function, reliability, shape parameter, time between failures, weibull function