Archive of SID.ir

نشریه پژوهش‌های مهندسی صنایع در سیستم‌های تولید
IERPS
ISSN: 2345-2269

نشریه پژوهش‌های مهندسی صنایع در سیستم‌های تولید

سال یازدهم، شماره بیست و دوم، بهار و تابستان ۱۴۰۲، صفحه ۱-۱۷
www.ier.basu.ac.ir

DOI: 10.22084/IER.2023.25524.2063

برآورد طول عمر مفید باقیمانده با درنظر گرفتن اثر تنش‌های فرآیندی مختلف بر تخریب

امیربهادر امیرحسینی[۱]، حسین غضنفری[۲*]، اشکان حافظ الکتب[۳]

۱. دانشجو دکتری رشتهٔ مهندسی صنایع - تحقیق در عملیات و مهندسی سیستم، گروه مهندسی صنایع، دانشکدهٔ صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۲. استادیار گروه مهندسی صنایع، دانشکدهٔ صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۳. دانشیار گروه مهندسی صنایع، دانشکدهٔ صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخچه مقاله:
دریافت ۱۴۰۰/۱۰/۲۶
پذیرش ۱۴۰۱/۰۳/۱۱
(مقاله پژوهشی)

کلمات کلیدی:
مدل‌سازی تصادفی
نمودار کنترل چندمتغیره چندوصفی
تجزیه‌وتحلیل تخریب شتاب‌یافته
فرآیند گاما

خلاصه

فرآیند پایش سلامت و پیش‌بینی صحیح وقوع زمان شکست هنوز مورد توجه بسیاری از محققین قابلیت اطمینان سیستم‌ها است تا به‌دنبال استفاده مؤثرتر از تسهیلات موجود باشند. در تحقیق حاضر سیستمی تک‌مؤلفه‌ای با چهار مکانیسم شکست کلی درنظر گرفته شده است که یکی از آن‌ها تخریب بیش از حد، در شرایط عادی عملیاتی و بقیه تسریع در فرآیند تخریب می‌باشند. در این مقاله، تخریب پیوسته با فرآیند گاما و دو عامل اخلال یا تنش گسسته و پیوسته درنظر گرفته شده‌اند که سه مکانیسم مختلف شکست را در وضعیت طول عمر شتاب‌یافته ایجاد کرده، همچنین عامل اخلال گسسته از تابع توزیع پواسون و عامل اخلال پیوسته از تابع توزیع نرمال پیروی می‌کنند. این چهار وضعیت در مقاله حاضر بررسی شده و در هریک از آن‌ها، تخمین تابع قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقی مانده (پیش‌بینی سلامت) تجهیزات به‌دست می‌آیند تا به توان احتمال وقوع شکست را در این سیستم تک‌مؤلفه‌ای کاهش داد. یک رویکرد ترکیبی با استفاده از کنترل فرآیند آماری با روش تبدیل داده‌ها برای پایش عوامل اخلال به‌کار گرفته می‌شود. همچنین نشان داده شد که با معنادار شدن عامل یا عوامل اخلال پارامتر شکل توزیع گاما افزایش یافته، قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقی مانده کاهش می‌یابند و در پایان برای نشان دادن روش پیشنهادی یک مثال ارائه و حل شد.

۱. مقدمه

فرسودگی، بخش جدایی‌ناپذیر هر فرآیند تولیدی یا سیستم‌های سازه‌ای است که تحت تأثیر شکست‌های تصادفی بوده و با کارکرد و طول عمر افزایش می‌یابند [۱]؛ بنابراین این سیستم‌ها و فرآیندها گام‌به‌گام تخریب شده و شکست تصادفی رخ می‌دهد. خرابی در حین انجام کار در سیستم‌های قابل تعمیر مانند هواپیماها و سیستم‌های مشابه بسیار خطرناک یا فاجعه‌بار هستند [۲].

اگر تخریب از آستانه شکست عبور کند، شکست رخ خواهد داد [۳]. متغیرها و عوامل اخلال مختلفی (تنش‌ها یا متغیرهای کمکی) در یک محیط واقعی وجود داشته و بر مکانیسم شکست تأثیر می‌گذارند. متغیرهای کمکی قابل‌مشاهده مانند رطوبت، دما، ارتعاش و غیره داده‌های جزیی را برای وضعیت سیستم فراهم می‌کنند. همچنین، پایش وضعیت توجه بسیار زیادی را در ادبیات موضوع به‌خود معطوف داشته است [۴،۵]. کنترل فرآیند آماری یکی از روش‌های پایش وضعیت است که برای تشخیص شکست بالقوه یا تعیین مقادیر نرخ شکست به‌روز شده به‌کار برده شده و تجزیه‌وتحلیل متغیرهای کمکی به تشخیص شکست کمک می‌کند؛ زیرا شدت تنش قبل از وقوع شکست افزایش می‌یابد. این متغیرها به‌دلیل تغییر شرایط محیطی مکانیسم‌های شکست را تسریع کرده و در این شرایط تنش‌ها یا عوامل اخلال بر سیستم‌های عملیاتی تأثیر می‌گذارند [۶-۹].

* نویسنده مسئول: حسین غضنفری
تلفن: ۰۲۱-۴۶۱۱۷۰۸۲؛ پست الکترونیکی: h.ghazanfari1399@gmail.com

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

تخریب در بسیاری از محصولات در طول زمان اتفاق می‌افتد. داده‌های تخریب می‌توانند اطلاعات قابل‌اعتمادتری نسبت به داده‌های زمان شکست مرسوم فراهم کنند [۱۲-۱۰]. مدل تخریب، رفتار تخریب یک محصول را درگذر زمان نشان می‌دهد [۱۶-۱۳]. جمع‌آوری داده‌های تخریب یک ویژگی کیفی محصول، در شرایط عادی عملیاتی ممکن است دشوار باشد؛ زیرا ممکن است آن محصول در این وضعیت عملیاتی قابلیت اطمینان بالاتری داشته باشد. آزمون داده‌های شتاب‌یافته، محصولات را برای تخریب سریع‌تر از شرایط معمول عملیاتی به‌کار گرفته و نتیجه برای ارزیابی توزیع طول عمر و پارامترهای مدل در شرایط کارکرد معمولی به‌کار برده می‌شود [۱۷-۱۹].

آزمون تخریب شتاب‌یافته با تنش ثابت، یک مدل قابل توجه در آزمون داده‌های شتاب‌یافته است [۲۰]. سطح تنش بر پارامترهای مقیاس و شکل یک مدل آزمون تخریب شتاب‌یافته با تنش ثابت گاما تأثیر می‌گذارد [۲۱]. برای محاسبه پایایی محصول، یک مدل آزمون تخریب شتاب‌یافته با تنش ثابت گاما را به‌کار گرفته و فرض کردند که سطح تنش بر پارامترهای شکل تأثیر گذاشته اما بر پارامتر مقیاس تأثیر نمی‌گذارد [۲۲]. برای ایجاد مدل آزمون داده‌های شتاب‌یافته، تعیین رابطه بین سطح تنش و اندازه‌گیری تخریب ضروری است. سه رابطه احتمالی برای مدل آزمون داده‌های شتاب‌یافته گاما وجود دارد. اول آن‌که تنها پارامتر شکل فرآیند گاما با سطح تنش مرتبط است، اما پارامتر مقیاس با سطح تنش مرتبط نیست [۲۴-۲۲]. دوم آن‌که تنها پارامتر مقیاس با سطح تنش مرتبط است، اما پارامتر شکل با سطح تنش ارتباط ندارد [۲۵]. سوم آن‌که پارامترهای شکل و مقیاس هر دو با سطح تنش مرتبط هستند. درنهایت نشان دادند که در این وضعیت، حالت چندخطی به وقوع پیوسته و برای تحلیل مناسب نیست [۱۸].

گاهی اوقات متغیرهای کمکی که بر شکست تأثیر می‌گذارند دارای توزیع‌های پیوسته و گسسته بوده که می‌توانند به‌طور هم‌زمان یا جداگانه در فرآیندها رخ دهند. نمودارهای کنترل که یکی از ابزارهای کنترل فرآیند آماری هستند برای هر دو ویژگی مشخصه‌های کیفی وابسته (همبسته) متغیر و وصفی به‌منظور پایش و اندازه‌گیری هم‌زمان در یک محیط عملیاتی به‌کار برده می‌شوند. چنین نمودارهایی، نمودارهای کنترل چندمتغیره چندوصفی نامیده شده و در این شرایط از این نمودارهای کنترل استفاده می‌شود [۲۶]. نمودارهای کنترل را با استفاده از توزیع X^2 در دو رویکرد مبتنی بر داده‌های زبانی به‌منظور پایش فرآیند چند متغیره ساخته و به‌کار بردند [۲۷]. یک نمودار کنترل از نوع شوهارت، نمودار np چندمتغیره، را برای مدیریت فرآیندهای چندمتغیره چندوصفی گسترش دادند. در این نمودار کنترل، از جمع وزن‌دار تعداد واحد نامنطبق برای رسم آماره و توزیع دوجمله‌ای استفاده می‌شود [۲۸]. ابتدا، از روش‌های تبدیل برای پایش فرآیندهای چندمتغیره چندوصفی استفاده کردند. در ادامه، کنترل کیفیت چندمتغیره چندوصفی متشکل از میانگین متحرک موزون نمایی چندمتغیره و T^2 را به‌کار بستند [۲۹]. فرآیندی را برای پایش چندین مشخصه کیفی همبسته که از مشخصه‌های کیفی متغیر و وصفی تشکیل شده بودند را درنظر گرفتند. همچنین، از روش معکوس نورتا برای پایش فرآیندهای متغیر و وصفی استفاده کردند. به این منظور، ابتدا داده‌ها را با استفاده از این روش به یک توزیع نرمال چندمتغیره تبدیل کرده و در ادامه، از نمودارهای کنترل چندمتغیره مانند میانگین متحرک موزون نمایی چندمتغیره یا T^2 استفاده کردند [۳۰]. شبکه عصبی مصنوعی و تحلیل تشخیصی را برای شناسایی جابه‌جایی میانگین در فرآیندهای چندمتغیره چندوصفی پیشنهاد کرده و در ادامه، از الگوریتم معکوس نورتا درروش پیشنهادی خود استفاده کردند [۳۱]. دو شبکه عصبی پرسپترون چندلایه را برای پایش بردار میانگین و ماتریس کوواریانس برای مشخصه‌های کیفی همبسته پیشنهاد کردند این مشخصه‌های کیفی می‌توانند از نوع متغیر و وصفی در فرآیندها باشند [۳۲]. براساس نمودار کنترل T^2، یک PCA mix، تجزیه‌وتحلیل مؤلفه اصلی و تجزیه‌وتحلیل تناظری چندگانه ایجاد کردند. بدین معنا که با داده‌های پیوسته و طبقه‌بندی شده هم‌زمان برای پایش نمودارهای کنترل با مشخصه‌های کیفی متغیر و وصفی سروکار دارند [۳۳]. پایش را با یک نمودار کنترل وصفی شروع کرده و تا زمان مشاهده یک هشدار خارج از کنترل ادامه دادند. در این حالت، به پایش با نمودار کنترل با مشخصه کیفی متغیر در نمونه بعدی تغییر وضعیت دادند. اگر هیچ نوع هشداری در نمونه بعدی در نمودار کنترل با مشخصه کیفی متغیر دیده نشد، دوباره پایش را با نمودار کنترل با مشخصه کیفی وصفی ادامه می‌دهند [۳۴].

برآورد قابلیت اطمینان انگیزه‌ای برای بهبود در طراحی مهندسی و مدیریت نگهداری و تعمیرات است و به‌طور چشمگیری به توسعه محصول کمک می‌کند [۳۸-۳۵]. تجزیه‌وتحلیل تخریب، تخمین دقیق‌تری از طول عمر متوسط نسبت به تجزیه‌وتحلیل شکست معمول ارائه می‌دهد [۳۹]. یک خط‌مشی نگهداری و تعمیر پیشگویانه را در یک سیستم در حال تخریب با حضور یک عامل اخلال پیوسته به‌همراه تنش درنظر گرفتند. دو مکانیسم شکست که یکی سطح تخریب بیش‌از اندازه و دیگری شوک می‌باشد در این مقاله درنظر گرفته شده و کنترل فرآیند آماری و نگهداری برمبنای وضعیت را برای کنترل عامل اخلال پیوسته ترکیب کردند. در این مقاله، فرآیند تخریب و شوک به‌ترتیب از تابع توزیع نمایی و نرمال پیروی می‌کنند [۴۰]. مدل‌سازی طول عمر را در یک محیط پویا برای مدل‌های تخریب به‌همراه متغیرهای کمکی به‌کار گرفتند [۴۱]. مدل‌های تخریب برای ترک‌های ناشی از خستگی به‌کار گرفته شده و توزیع زمان خستگی، زمانی ارزیابی می‌شود که حداقل یکی از اندازه‌های ترک از مقدار مشخص آستانه خود عبور کند. در یک دوره زمانی معقول، اطلاعات تخریب به‌طور مؤثر و سریع به‌دست می‌آید و آزمون طول عمر شتاب‌یافته با قرار دادن نمونه‌ها در شرایط تنش بالاتر رخ می‌دهد. مقالات زیادی در مورد مدل‌های تخریب شتاب‌یافته برای تجزیه‌وتحلیل قابلیت اطمینان تجهیزات طراحی شده برپایه مدارهای الکتریکی منتشر شده است [۴۳-۴۱]. فرآیند گاما را برای تجزیه‌وتحلیل نرخ رشد ترک ناشی از

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

خستگی در فولاد و آلیاژهای آلومینیوم استفاده کردند [۴۴]. مدل‌های تخریب شتاب‌یافته را برای شکست در فرآیند گاما و حرکت هندسی براونی به‌کار گرفتند. در فرآیند تخریب، میانگین زمان شکست محصول را مورد بحث و بررسی قرار دادند [۲۳]. دو ویژگی عملکردی تخریب محصول براساس فرآیند گامای دومتغیره را مدل‌سازی کردند [۴۵]. کیفیت یا سلامت سیستم در یک فرآیند گاما را برحسب درصد کمی‌سازی کردند [۱۸]. مجموعه داده‌های دیودهای ساطع کننده نور که شدت آن با درصد مشخص می‌شود را در شرایط تخریب عادی و تسریع شده معرفی کردند. در این شرایط، زمانی‌که شدت نور ۵۰ درصد کاهش می‌یابد، نمونه‌ها از کار می‌افتند [۴۶].

در این مقاله تأثیر دو عامل اخلال همبسته گسسته و پیوسته بر قابلیت اطمینان یک سیستم تک‌مؤلفه‌ای بررسی می‌شود. لذا در این پژوهش سعی بر آن است تا به سوالات تحقیق زیر پاسخ داده شود:

۱) چگونه می‌توان دو عامل اخلال همبسته گسسته و پیوسته را پایش کرد؟

۲) در شرایطی که عوامل اخلال تحت کنترل هستند، چگونه طول عمر مفید باقی‌مانده سیستم برآورد می‌شود؟

۳) چگونه می‌توان عامل اخلال یا عواملی که باعث تغییر الگوی تخریب می‌شوند را شناسایی کرد؟

۴) اگر عوامل اخلال (اول/دوم / یا هر دو) تحت کنترل نباشند، چگونه طول عمر مفید باقی‌مانده سیستم ارزیابی می‌شود؟

هدف ما در این تحقیق تمرکز بر یافتن پاسخ کارشناسانه به موارد زیر است:

۱) روش پایش دو عامل اخلال محیطی با نمودارهای کنترل کیفیت آماری ارائه می‌شود.

۲) برآورد قابلیت اطمینان سیستم در شرایط عادی که عوامل اخلال تحت کنترل هستند.

۳) برآورد قابلیت اطمینان سیستم در شرایط غیرعادی که عوامل اخلال (اول/دوم / هر دو) تحت کنترل نیستند.

۴) پیشگویی تخمین طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) تجهیزات در حضور یا عدم حضور عامل یا عوامل اخلال که بر وضعیت غیرعادی تأثیر می‌گذارند این موضوع اغلب با تغییر قابل توجه در متغیر یا متغیرهای کمکی رخ می‌دهد.

نوآوری‌های این مقاله به‌اختصار در ادامه اشاره می‌شوند. اول آن‌که مطالعه حاضر بر دو عامل محیطی تصادفی همبسته با توزیع احتمال پیوسته و گسسته و یک تابع چگالی احتمال توام متمرکز است. دوم آن‌که تنش موجب می‌شود که پارامترهای تابع چگالی احتمال فرآیند تخریب، به‌طور قابل توجهی تغییر کنند. ضروری است سوالات تحقیق در حالتی‌که تنها عامل اخلال اول یا دوم (تنش‌ها) یا ترکیب هردوی آن‌ها معنادار هستند، مورد بررسی قرار گیرد. درنهایت، پایش فرآیند و اندازه‌گیری قابلیت اطمینان درگذر زمان موردمطالعه قرار می‌گیرد. برای پایش هم‌زمان عوامل اخلال، از نمودارهای کنترل چندمتغیره چندوصفی استفاده می‌شود و با به‌دست آوردن اطلاعات از آخرین وضعیت سیستم، تخمین قابلیت اطمینان به‌روز می‌شود.

بقیه این مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش ۲، پیش‌نیازها و فرض‌های مدل و متغیرهای مرتبط توضیح داده شده‌اند. بخش ۳ به ارائه فرآیند شکست اختصاص دارد. در بخش ۴، یک مطالعه موردی معرفی می‌شود. در بخش ۵، نتایج مثال‌های عددی ارائه شده و رفتار روش پیشنهادی تجزیه‌وتحلیل می‌شود. درنهایت، نتیجه‌گیری در بخش ۶ ارائه شده است.

۲. پیش‌نیازها و مفروضات

در این تحقیق سیستم مورد مطالعه تحت تأثیر عوامل تصادفی اخلال قرار می‌گیرد. اگر سطح عامل یا عوامل اخلال در شرایط مختلف عملیاتی از آستانه مجاز خود فراتر رود، می‌تواند فرآیند تخریب را تسریع کرده و طول عمر آن را کاهش دهد. مفروضات غالب در این تحقیق به‌شرح زیر هستند.

- سیستم مورد مطالعه یک سیستم تک‌جزیی درنظر گرفته‌شده است.
- طول عمر سیستم (T) یک متغیر تصادفی با فرآیند گاما است.
- براساس داده‌های تجربی یا مدل‌های فیزیکی، فرآیند تخریب سیستم، شناسایی‌شده و همچنین، تخریب افزایشی و مستقل است.
- برای تشخیص مقدار متغیر تخریب که قابل اندازه‌گیری است، باید از بازرسی استفاده شود. به‌این ترتیب که این متغیر با سطح ازپیش تعیین شده مقایسه می‌شود. دوره پایش متغیرهای حالت فرآیند توسط نمودارهای کنترل، ثابت درنظر گرفته‌شده و با t تعریف می‌شود.
- در هر چهار مکانیسم شکست، این امکان وجود دارد که سیستم بتواند به‌کار خود ادامه دهد، اما به‌دلیل گذر از آستانه ازپیش تعیین شده تخریب، M، عملکرد سیستم قابل قبول نیست. این بدان معناست که متغیر قابل اندازه‌گیری فرسودگی، از سطح تخریب معنادارتر بوده و در این شرایط، سیستم به‌عنوان سیستمی درنظر گرفته می‌شود که در وضعیت شکست قرار دارد. سطح آستانه ا پیش تعیین شده M، حداقل سطح قابل قبول عملکرد سیستم برای انطباق محصولات با الزامات یا مقررات ایمنی است که می‌تواند برای سیستم‌های بسیار مهمی که با زندگی انسان‌ها مرتبط هستند به‌کار رود.
- آستانه تنش ازپیش تعیین شده برای عوامل اخلال اول و دوم به‌ترتیب UCL_d و UCL_c است. به‌عبارت دیگر، اگر $S_j(t_k) < UCL_j;\ \forall j = c, d$ باشد سیستم به‌طور عادی به‌کار خود ادامه می‌دهد و در این حالت شکست ناشی از سطح تخریب با فراتر رفتن از آستانه شکست رخ می‌دهد. اما اگر $S_j(t_k) \geq UCL_j;\ \forall j = c, d$ باشد سیستم تحت تأثیر تنش قرار می‌گیرد و احتمال شکست افزایش می‌یابد.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

نمادهای به‌کار گرفته شده در مدل به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$Y(t_k)$	متغیر تخریب در زمان t_k
y_k	تخریب در زمان k
$f(y\|\alpha t,\beta)$	تابع توزیع احتمال
$F_T(t\|\alpha,\beta)$	تابع توزیع تجمعی
M	آستانه ازپیش تعریف شده شکست برای متغیر تخریب
S_d	متغیر عامل اخلال گسسته
S_c	متغیر عامل اخلال پیوسته
AF_{nf}	ضریب شتاب
t_{sd}	زمان شکست در شرایط عملیاتی عادی
t_{nf}	زمان شکست در شرایط عملیاتی تنش‌زا
α_{sd}	پارامتر شکل تحت شرایط عملیاتی عادی
α_{nf}	پارامتر شکل تحت شرایط عملیاتی تنش‌زا
β_{sd}	پارامتر مقیاس تحت شرایط عملیاتی عادی
β_{nf}	پارامتر مقیاس تحت شرایط عملیاتی تنش‌زا
$R_{sd}(t)$	تابع قابلیت اطمینان در شرایط عملیاتی عادی
$R_{nf}(t)$	تابع قابلیت اطمینان در شرایط عملیاتی تنش‌زا
UCL_d	آستانه تنش برای اولین عامل اخلال
UCL_c	آستانه تنش برای دومین عامل اخلال
t_k	زمان گسسته
λ	پارامتر توزیع پواسون
μ	میانگین تابع توزیع نرمال
σ	انحراف استاندارد تابع توزیع نرمال
n	اندازه زیرگروه
$\boldsymbol{S_T}$	بردار عوامل اخلال
$\overline{\boldsymbol{S_T}}$	بردار میانگین عوامل اخلال
S_{T12}	ماتریس کوواریانس عوامل اخلال
$\boldsymbol{Z}$	اولین بردار تغییر متغیر داده شده عوامل اخلال
z_1	عامل اخلال گسسته پس از اولین تغییر متغیر
z_2	عامل اخلال پیوسته پس از اولین تغییر متغیر
h_i	مقدار ریشه عامل اخلال iام
x_1	عامل اخلال گسسته پس از تغییر متغیر دوم
x_2	عامل اخلال پیوسته پس از تغییر متغیر دوم
A,r,c	پارامترهای مدل ولتاژ-درصد رطوبت
t_{fr}	زمان شکست
T	طول عمر سیستم

برای تعمیم سطح کاربردی تحقیق حاضر، دو نوع عامل اخلال تصادفی گسسته (S_d) و پیوسته (S_c) به‌طور هم‌زمان درنظر گرفته شده‌اند که مقدار متغیرهای تنش‌های محیطی یا فرآیندی (مانند دما، فشار، سطح رطوبت و غیره) را مشخص می‌کنند. مقدار این عوامل اخلال مستقیماً با استفاده از ابزارهای اندازه‌گیری با مقادیر پیوسته یا سطوح مجزا (دو یا چند سطح) اندازه‌گیری می‌شوند. فرض بر این است که با کمک داده‌های تجربی، توابع چگالی احتمال حاشیه‌ای $S_d \sim f_{S_d}(s)$ و $S_c \sim f_{S_c}(s)$ تخمین‌های قابلیت اطمینانی را از پارامترهای مشخص ارائه می‌کنند. به‌طورکلی، $S_c, S_d \sim f(s_c, s_d)$ تابع چگالی احتمال توام دو متغیر گسسته و پیوسته خواهد بود.

مدیریت عملیات، سطوح عوامل اخلال S_d و S_c را با استفاده از نمودارهای کنترل روش‌های آماری کنترل فرآیند پایش کرده و از میانگین آن‌ها در هر دوره زمانی استفاده می‌کند. اگر نمودار یا نمودارهای کنترل مربوطه وضعیت را تحت کنترل نشان دهند، الگوی تخریب $f(y|\alpha,\beta)$ مؤلفه مورد مطالعه را به شکست تدریجی درگذر زمان هدایت می‌کند اما تا زمانی‌که نمودار یا نمودارهای کنترل استناد شده در وضعیت خارج از کنترل باشند و علل مهم آن حذف نشده باشد، پارامترهای الگوی تخریب از α_{sd}, β_{sd} به α_{nf}, β_{nf} تغییر می‌کنند که در آن $\beta_{sd} = \beta_{nf}$ می‌باشد. و $Y(t_k)$ با سرعت بیشتری به آستانه تخریب، M، نزدیک می‌شود.

چهار مکانیسم شکست به‌دلیل به‌کارگیری نمودار کنترل چندمتغیره چندوصفی و دو نوع عامل اخلال یا تنش در این سیستم وجود دارند. در ابتدا، سیستم پایش می‌شود که آیا در شرایط تحت کنترل قرار دارد یا خیر. اگر سیستم در حالت خارج از کنترل بود، بررسی می‌شود که آیا اولین، دومین و یا هر دو عامل اخلال (تنش‌ها) در شرایط خارج از کنترل قرار دارند یا خیر. به‌عبارت دیگر، در اولین وضعیت شکست، سیستم در شرایط عادی کار می‌کند. بدین معنا که سیستم در شرایط تحت کنترل قرار داشته و سطح تخریب بیش‌از حد در کارکرد سبب شکست سیستم می‌شود. در دومین حالت شکست، سیستم در شرایط خارج از کنترل کار می‌کند و عامل اخلال اول که گسسته است، بر شکست سیستم تأثیر می‌گذارد. در این شرایط، تخریب سیستم سریع‌تر از مکانیسم شکست اول اتفاق می‌افتد. در سومین حالت شکست، سیستم دوباره در شرایط خارج از کنترل فعالیت می‌کند و دومین عامل اخلال که پیوسته است بر شکست سیستم تأثیر دارد. در این حالت نیز تخریب سیستم سریع‌تر از مکانیسم شکست اول رخ می‌دهد. در چهارمین و آخرین وضعیت شکست، یک‌بار دیگر سیستم در شرایط خارج از کنترل کار می‌کند و هر دو عامل اخلال بر شکست سیستم تأثیر می‌گذارند. در این شرایط، تخریب سیستم سریع‌تر از هر سه حالت قبل به وقوع می‌پیوندد.

طول عمر تجهیز مقداری است که متغیر نشان‌دهنده سطح تخریب، $Y(t_k)$، که مقدار اولیه آن y_k صفر است را به حد مجاز و آستانه ازپیش تعریف شده M برساند. برای تخمین طول عمر باقیمانده تجهیزات، مفروضات زیر درنظر گرفته می‌شود.

- احتمال $Y(t_0) = 0$ یک است.
- $Y(t_k)$ افزایش‌های مستقل دارند؛ بنابراین، $Y(t_1) - Y(t_0), \dots, Y(t_n) - Y(t_{n-1})$ متغیرهای تصادفی هستند که به‌طور مستقل برای $\forall\, 0 \le t_0 < \cdots < t_n$ درنظر گرفته شده‌اند.
- هر افزایش $Y(t_{t+s}) - Y(t_s)$ از توزیع گاما پیروی می‌کند. پارامتر شکل و پارامتر مقیاس آن به‌ترتیب αt و β است. تابع

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

چگالی احتمال مربوطه به‌صورت زیر درنظر گرفته می‌شود.

$$f(x|\alpha t,\beta)=\frac{\beta^{-\alpha t}}{\Gamma(\alpha t)}x^{\alpha t-1}exp\left(\frac{-x}{\beta}\right),\qquad x>0 \quad (۱)$$

که $\Gamma(\alpha t)=\int_0^{+\infty}x^{\alpha t-1}e^{-x}dx$ است. میانگین تابع چگالی احتمال گاما $\mu=\alpha t\beta$ و واریانس آن $\sigma^2=\alpha t\beta^2$ است.

در این حالت، طول عمر سیستم، T، که به آستانه ازپیش مشخص شده تخریب M می‌رسد، مقدار اولیه تخریب y_k در زمان k و تابع توزیع تجمعی مطابق معادله (۲) را خواهد داشت [۲۰] و [۲۳].

$$F_T(t|\alpha,\beta)=\frac{\Gamma(\alpha t,(M-y_0)/\beta)}{\Gamma(\alpha t)}\quad ;t>0 \quad (۲)$$

که $\Gamma(c,z)=\int_z^{+\infty}x^{c-1}e^{-x}dx$ می‌باشد.

هر تابع انتقالی می‌تواند برای مدل‌سازی خطی آزمون طول عمر شتاب‌یافته استفاده شود، اما برای این منظور یک تابع انتقال خطی با مقیاس زمانی بزرگ‌تر استفاده می‌شود. با این فرض، زمان شکست در وضعیت معنادار بودن عامل اخلال یا تنش (گرمای زیاد، رطوبت، ولتاژ، گردوغبار و غیره) در یک ضریب ثابت (ضریب شتاب)، AF، ضرب می‌شود تا زمان شکست در حالت عملکرد عادی، معادله (۳)، به‌دست آید [۴۷].

$$t_{sd}=AF_{nf}\times t_{nf} \quad (۳)$$

t_{sd} زمان شکست در شرایط عادی عملیاتی بوده و t_{nf} زمان شکست در وضعیتی است که عامل اخلال معنادار است. همچنین، رابطه تابع قابلیت اطمینان در شرایط عادی عملیاتی و تنش‌زا به‌صورت رابطه (۴) خواهد بود [۴۷].

$$R_{sd}(t)=R_{nf}\left(\frac{t}{AF_{nf}}\right) \quad (۴)$$

$R_{nf}(t)$ تابع قابلیت اطمینان در شرایط کارکرد عادی است و $R_{sd}(t)$ تابع قابلیت اطمینان در حالت تنش‌زا است.

۳. متدولوژی

این بخش به بررسی و توضیح رابطه بین مکانیسم‌های شکست در شرایط کارکردی استاندارد می‌پردازد و عوامل اخلال و چگونگی تأثیر آن‌ها بر شکست سیستم را شناسایی و پایش می‌کند. در پایان، یک مدل برای هریک از چهار وضعیت مختلف طراحی و ارائه خواهد شد.

۳-۱. نمودار کنترل چند متغیره چند وصفی

فرآیندهای تصادفی که دارای عوامل اخلال پیوسته و گسسته هستند با استفاده از نمودار کنترل چندمتغیره چندوصفی پایش شده و بسته به وضعیت فرآیند در معرض یکی از چهار وضعیت شکست زیر قرار خواهند گرفت:

۱) نمودار کنترل نشان می‌دهد که سیستم تحت کنترل است.
۲) عامل اخلال گسسته معنادار است.
۳) عامل اخلال پیوسته معنادار است.
۴) هر دو عامل اخلال معنادارند.

فرض بر این است که عامل اخلال اول S_d و دوم S_c به‌ترتیب از تابع توزیع پواسون با پارامتر شناخته شده λ و تابع توزیع نرمال با پارامترهای معلوم μ و σ پیروی می‌کنند. همچنین، در یک دوره زمانی ثابت t، هریک از مقادیر عوامل اخلال در بردار $\boldsymbol{S}_T=[S_d,S_c]^T$ ذخیره می‌شوند. گام‌های زیر برای شناسایی معنادار بودن عامل یا عوامل اخلال توصیه می‌شوند.

۱) همبستگی بین عوامل اخلال را کاهش دهید تا متغیرهای کمکی تصادفی S_d و S_c شبه ناهمبستگی داشته باشند. برای این کار از تبدیل متغیر (۵) [۲۶] استفاده کنید. به عبارت دیگر، بردار عوامل اخلال، $\boldsymbol{S}_T$، به یک بردار جدید، $\boldsymbol{Z}=\boldsymbol{C}\boldsymbol{S}_T$ منتقل می‌شود.

$$\boldsymbol{Z}=\frac{n\times(\boldsymbol{S}_T-\bar{\boldsymbol{S}}_T)}{\sqrt{S_{T12}}} \quad (۵)$$

که در آن $\bar{\boldsymbol{S}}_T$ میانگین مقادیر شدت عوامل اخلال، S_{T12} مقادیر تخمین کوواریانس شدت عوامل اخلال و n اندازه زیرگروه هستند.

۲) باریشه‌یابی، چولگی بردار متغیر $\boldsymbol{Z}$ را کاهش دهید. برای این منظور، ریشه مناسب مقادیر مختلف z_1 و z_2 را محاسبه کنید. مناسب‌ترین مقدار ریشه h_1 و h_2 مقداری است که چولگی z_1 و z_2 را در محدوده $[۰,۱]$ و ترجیحاً نزدیک به صفر قرار دهد. بنابراین با استفاده از روش تنصیف $x_j=\sqrt[h]{z_j}\ ;\ j=c,d$ را محاسبه کنید.

۳) برای هر x_j، حدود نمودار کنترل $\mu_{x_j}\pm Z_{\alpha_j/2}\sigma_{x_j}$ را محاسبه کرده و ارزیابی کنید که آیا فرآیند تحت کنترل قراردارد یا خیر. اگر x_1 و x_2 هر دو در محدوده حدود کنترل قرار داشته باشند، وضعیت یک رخ داده است. به‌عبارت دیگر، هر دو عامل اخلال ازنظر آماری در وضعیت تحت کنترل قرار داشته و تأثیر معناداری بر فرآیند تخریب نخواهند داشت. اگر x_1 یا x_2 هرکدام یک هشدار خارج از کنترل تولید کنند، به‌ترتیب وضعیت‌های دو و سه اتفاق می‌افتند و زمانی‌که هردوی آن‌ها، x_1 و x_2، هم‌زمان هشدار خارج از کنترل تولید کنند، وضعیت چهار اتفاق می‌افتد. توجه شود که وضعیت‌های دو تا چهار فرآیند، تخریب را تسریع می‌کنند [۲۶].

۳-۲. مدل پیشنهادی برای تخمین طول عمر باقیمانده تحت تأثیر عوامل اخلال محیطی

در شرایطی که سیستم تحت تأثیر عامل یا عوامل اخلال محیطی قرار می‌گیرد، زمان شکست را می‌توان براساس یک مدل تجربی با مشاهدات متعدد از شرایط محیطی مختلف با برازش منحنی با الگوهای مختلف توصیف کرد. در این صورت مناسب‌ترین گزینه برای برازش می‌تواند براساس معیارهای مختلفی ازجمله به حداقل رساندن مجذور خطاها انتخاب شود. معادلات (۶)، (۷) و (۸) نمونه‌ای از یک الگوی برازش را براساس رابطه تجربی میان اثر ولتاژ-رطوبت بر طول عمر شتاب‌یافته به‌ترتیب در وضعیت‌های دو، سه و چهار که خارج از کنترل هستند نشان می‌دهد.

$$t_{fr}=AS_d^{-c} \quad (۶)$$

$$t_{fr}=AS_c^{-r} \quad (۷)$$

$$t_{fr}=AS_d^{-c}S_c^{-r} \quad (۸)$$

t_{fr} زمان شکست و A، c و r پارامترهای مدل هستند. ازآنجایی‌که طول عمر در شرایط تحت کنترل، t_{sd}، متناسب با طول عمر در وضعیت خارج از کنترل، t_{nf}، است. ضریب تناسب خطی $t_{sd}=$ [۴۷]

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

$AF_{nf} \times t_{nf}$ خواهد بود. بنابراین، اگر تابع چگالی طول عمر دارای چولگی باشد، در عمل، ضریب تناسب را می‌توان با تقسیم تخمین مرکزیت طول عمر در وضعیتی که فرآیند تحت کنترل است بر مرکزیت طول عمر در شرایطی که فرآیند خارج از کنترل است تعیین کرد. برای این کار به n مشاهدات تجربی (توصیه می‌شود $n \geq 10$) با فواصل نمونه‌برداری t برای تخمین طول عمر نیاز است.

۱) اگر فرآیند ازنظر آماری تحت کنترل باشد، تابع قابلیت اطمینان و تخمین طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) در زمان t_0 از معادلات (۹) و (۱۰) [۱۸] دنبال می‌شوند. با تخمین طول عمر مفید باقیمانده در زمان t_0، می‌توان به‌طور متوسط متوجه شد که تجهیزات تا چه مدت در سلامت مناسبی به‌کار خود ادامه می‌دهند. با توجه به روابط بالا $RUL(t) = \int_t^{\infty} R_T(t)$ می‌باشد.

$$R_T(t) = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{sd} t, (M - y_0)/\beta_{sd})}{\Gamma(\alpha_{sd} t)} \quad ; \quad t > 0 \qquad (۹)$$

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{sd}(t - t_0), (M - y_0)/\beta_{sd})}{\Gamma(\alpha_{sd}(t - t_0))}\right) dt \qquad (۱۰)$$

۲) اگر عامل اخلال گسسته یک هشدار خارج از کنترل را نشان دهد، تعدادی نمونه از فرآیند برداشته شده و تخمین طول عمر به‌دست می‌آید و براساس آن پارامترهای توصیف‌کننده رابطه میان طول عمر و متغیر کمکی محیطی (A و c در مدل شماره (۶)) برآورد می‌شوند. پس‌ازآن تابع توزیع گاما بر داده‌های طول عمر برازش داده می‌شود، میانه T_{50}، پارامتر شکل، α_{nf}، و پارامتر مقیاس، β_{nf}، تخمین زده می‌شوند و ضریب تناسب، AF_{nf}، تابع قابلیت اطمینان، $R_{nf}(t/AF_{nf})$، و برآورد طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) در زمان t_0 با توجه به معادلات (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) به‌دست می‌آیند.

$$AF_{nf} = \frac{A Z_d^{-c}}{T_{50}} \qquad (۱۱)$$

$$R_{nf}(t/AF_{nf}) = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf})} \quad ; \quad t > 0 \qquad (۱۲)$$

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf})}\right) dt \qquad (۱۳)$$

۳) فرض کنید که شرایط خارج از کنترل به‌دلیل عامل اخلال پیوسته مشابه قسمت قبل ایجاد شده باشد. در این وضعیت، پارامترهای نشان‌دهنده رابطه میان طول عمر و متغیر کمکی محیطی (A و r در مدل شماره (۷)) تخمین زده می‌شوند. درادامه، مانند بند ۲ اقدام شده و قابلیت اطمینان و ارزیابی طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) در زمان t_0 با توجه به معادلات (۱۴)، (۱۵) و (۱۶) محاسبه می شوند.

$$AF_{nf} = \frac{A Z_c^{-r}}{T_{50}} \qquad (۱۴)$$

$$R_{nf}(t/AF_{nf}) = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf})} \quad ; \quad t > 0 \qquad (۱۵)$$

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf})}\right) dt \qquad (۱۶)$$

۴) اگر دو عامل اخلال گسسته و پیوسته به‌طور هم‌زمان شرایط خارج از کنترل را ایجاد کنند، در این حالت، دوباره مانند قسمت قبل، پارامترهایی که رابطه میان طول عمر و متغیرهای کمکی محیطی (A، c و r در مدل شماره (۸)) را نشان می‌دهند برآورد می‌شوند. آنگاه، مانند بند ۲. اقدام شده و قابلیت اطمینان و ارزیابی طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) در زمان t_0 با توجه به معادلات (۱۷)، (۱۸) و (۱۹) به‌دست می‌آیند.

$$AF_{nf} = \frac{A Z_d^{-c} Z_c^{-r}}{T_{50}} \qquad (۱۷)$$

$$R_{nf}(t/AF_{nf}) = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf})} \quad ; \quad t > 0 \qquad (۱۸)$$

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf} t/AF_{nf})}\right) dt \qquad (۱۹)$$

تفاوت‌های اصلی میان وضعیت‌های دوم، سوم و چهارم AF_{nf}، t_{fr} و α_{nf} هستند، درحالی‌که β_{nf} ها تقریباً یکسان هستند. بنابراین، فرض می‌شود که پارامترهای مقیاس برابرند.

مدل توضیح داده‌شده در بخش ۳ به‌طور خلاصه در نمودار شماتیکی شکل (۱) نشان داده شده تا به درک شفاف‌تر آن کمک کند.

۴. مثال عددی

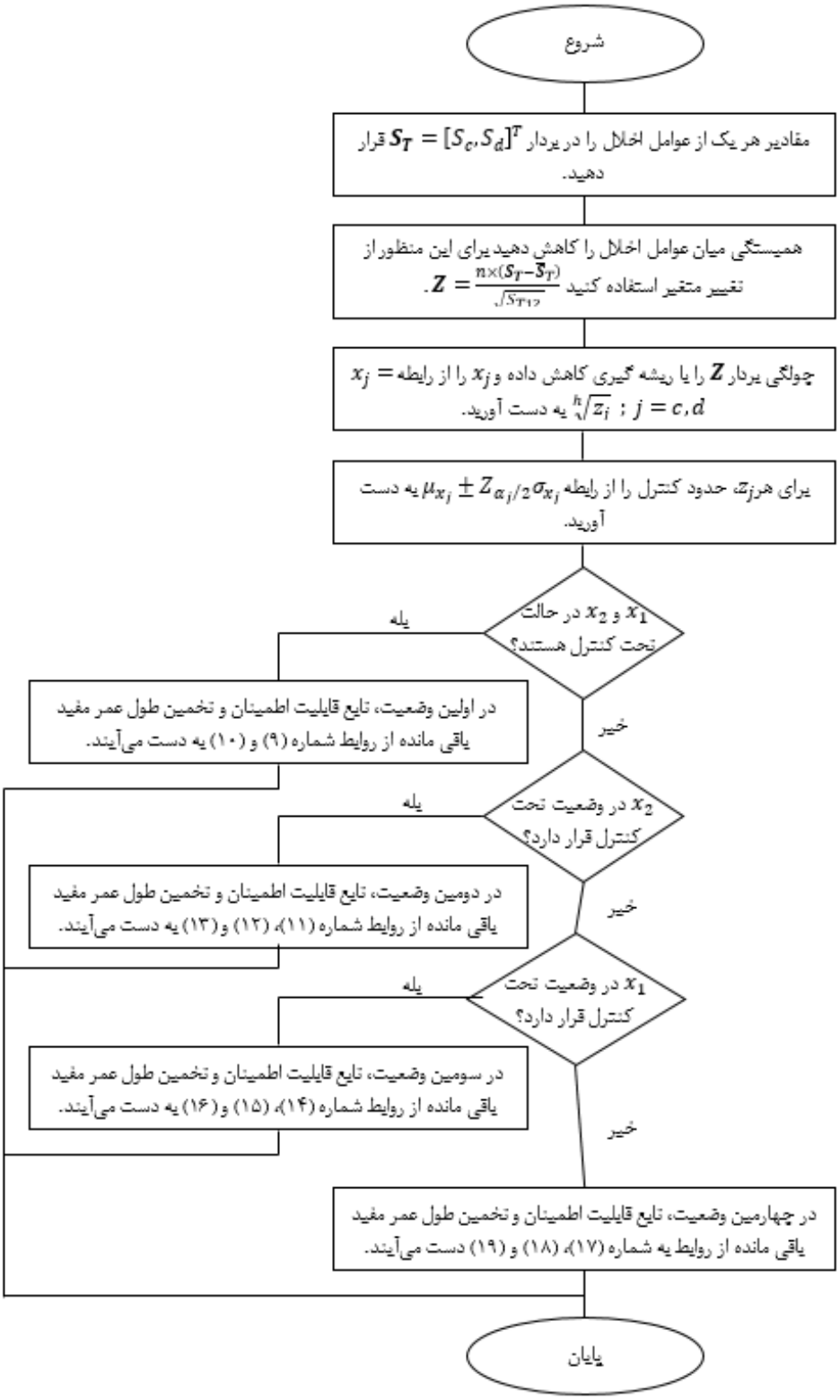
برای روشن‌تر شدن نحوه استفاده از مدل طراحی شده و تعیین تابع قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقیمانده، شفت یک ماشین صنعتی در شرکت ABC درنظر گرفته شده است. این شفت بسیار حساس بوده، در معرض تخریب تدریجی پیوسته قرار داشته و از فرآیند گاما پیروی می‌کند. دو عامل اخلال می‌توانند بر فرآیند تخریب اثر بگذارند. عامل اخلال گسسته، S_d، درصد رطوبت و عامل اخلال پیوسته، S_c، مقدار ولتاژ که به‌ترتیب از تابع توزیع پواسون و نرمال پیروی می‌کنند. در شرایطی که هر دو عامل اخلال تحت کنترل هستند، ۲۵ نمونه از هریک از آن دو، جمع‌آوری شده که در هر نمونه ۱۵ مشاهده قرار دارد. این داده‌ها در جداول (۱) و (۲) به‌ترتیب ارائه شده‌اند. میانگین تابع توزیع پواسون ۲۵٪ و پارامترهای تابع توزیع نرمال $\mu = 360$ و $\sigma =$ 5 ولت هستند.

با توجه به مشخصات فنی، قطر شفت در لحظه شروع فرآیند ۲۰۰ میلی‌متر است. در وضعیت کارکرد طبیعی، میانگین زمان شکست شفت پس از ۲۲۴۰۰ ساعت کاری به‌وقوع می‌پیوندد، درست زمانی‌که قطر آن به ۱۹۶ میلی‌متر می‌رسد. به‌عبارت دیگر، می‌توان گفت آستانه مجاز سطح تخریب $M = 4$ میلی‌متر است. با توجه به زمان‌بر بودن اندازه‌گیری قطر شفت، این قطعه هر ۱۱۲۰ ساعت یک‌بار بازدید و اندازه‌گیری می‌شود. فرآیند به‌طور مداوم پایش شده و میانگین مقدار عوامل اخلال برای هر دوره زمانی درنظر گرفته می‌شود.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

آستانه معناداری برای عامل اخلال گسسته یا درصد رطوبت ۶۰ درصد و برای عامل اخلال پیوسته یا ولتاژ ورودی این سیستم ۳۸۰ ولت است. ازآنجایی که درصد رطوبت گام‌به‌گام اندازه‌گیری می‌شود، این عامل اخلال به‌عنوان یک متغیر کمکی درنظر گرفته می‌شود. داده‌های تجربی نشان‌دهنده تغییرات در سطح متغیرهای تخریب در شرایط عملیاتی مختلف در چهار وضعیت یاد شده، اندازه‌گیری شده و در جدول (۳) ارائه شده‌اند. داده‌های مربوط به الگوی برازش براساس رابطه تجربی اثر ولتاژ-رطوبت بر طول عمر شتاب‌یافته در وضعیت‌های ۲، ۳ و ۴ به‌ترتیب در جدول (۴) ارائه شده‌اند.



شکل (۱). مدل مفهومی تحقیق حاضر

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول (۱). نمونه‌های جمع‌آوری شده از اولین عامل اخلال در وضعیت تحت کنترل (برحسب درصد)

S_d (%)	اندازه زیرگروه n														
	۳۳	۳۲	۲۵	۲۶	۳۶	۱۶	۲۳	۱۹	۲۴	۲۶	۲۸	۱۳	۲۶	۲۱	۳۰
	۱۵	۳۲	۲۶	۱۹	۲۵	۲۴	۲۴	۲۷	۲۲	۲۷	۲۱	۳۱	۱۸	۳۱	۲۲
	۳۴	۲۱	۳۳	۲۲	۲۹	۲۸	۲۲	۱۸	۲۵	۲۸	۱۸	۲۴	۲۶	۲۰	۳۰
	۲۷	۳۴	۲۸	۲۸	۱۹	۲۳	۳۰	۲۸	۲۸	۲۳	۱۷	۲۴	۲۳	۳۱	۲۹
	۴۴	۲۲	۲۶	۲۴	۲۰	۳۳	۲۲	۳۲	۲۶	۳۱	۲۰	۲۱	۲۴	۲۶	۱۹
	۲۲	۲۶	۱۹	۲۵	۲۷	۲۵	۴۱	۳۳	۲۳	۲۴	۲۳	۲۱	۲۴	۲۶	۱۶
	۲۸	۱۵	۲۹	۱۶	۱۷	۲۱	۲۸	۲۴	۲۸	۳۰	۲۴	۲۵	۳۲	۱۹	۲۴
	۲۶	۳۰	۲۶	۲۲	۱۹	۲۷	۳۰	۲۰	۲۳	۲۰	۲۵	۲۴	۲۷	۱۱	۲۶
	۲۴	۲۸	۲۱	۲۷	۲۷	۲۴	۲۶	۲۴	۲۳	۲۴	۲۷	۳۰	۳۵	۲۳	۲۴
	۲۰	۲۴	۲۹	۲۳	۱۴	۳۲	۳۲	۳۱	۲۴	۲۶	۴۰	۲۵	۲۶	۲۴	۳۲
	۱۹	۲۴	۲۷	۲۶	۲۹	۲۵	۲۵	۲۴	۲۱	۲۶	۲۵	۲۴	۳۲	۳۱	۱۵
	۲۸	۲۱	۲۸	۲۳	۲۷	۲۹	۲۹	۲۳	۲۶	۲۷	۳۱	۱۷	۲۹	۲۵	۲۴
اندازه نمونه k	۳۰	۲۲	۲۷	۱۹	۲۵	۲۷	۲۱	۳۳	۲۲	۳۰	۳۲	۱۷	۲۵	۲۱	۲۷
	۱۸	۲۹	۲۵	۲۷	۲۹	۳۰	۱۹	۱۴	۲۶	۲۶	۱۹	۳۷	۲۰	۳۳	۲۳
	۲۳	۲۶	۲۶	۱۹	۲۶	۲۲	۱۵	۲۰	۳۸	۲۷	۲۳	۲۰	۲۴	۲۸	۲۲
	۲۶	۲۱	۲۹	۲۷	۳۰	۱۰	۲۴	۲۷	۲۳	۲۳	۳۰	۲۵	۲۴	۲۹	۲۵
	۲۰	۱۷	۲۵	۳۰	۱۹	۲۷	۲۵	۲۴	۲۸	۲۵	۲۵	۱۸	۲۸	۲۳	۲۶
	۲۵	۲۶	۳۲	۲۰	۲۹	۲۸	۲۷	۲۶	۱۴	۱۸	۲۲	۱۸	۲۹	۱۹	۱۷
	۲۷	۳۲	۲۵	۲۸	۲۶	۳۰	۳۱	۲۶	۲۸	۱۶	۲۰	۳۱	۲۹	۲۸	۲۸
	۳۰	۳۵	۳۰	۲۵	۱۴	۲۳	۲۰	۲۴	۲۲	۳۲	۴۰	۲۸	۲۲	۳۲	۱۸
	۲۶	۲۰	۲۷	۲۶	۲۲	۳۱	۲۰	۱۹	۲۴	۲۲	۳۰	۲۹	۱۴	۳۲	۲۸
	۲۸	۲۴	۲۵	۳۲	۲۴	۱۸	۲۵	۳۰	۱۵	۲۲	۲۵	۲۶	۲۷	۲۹	۲۲
	۱۹	۲۸	۲۴	۲۷	۱۶	۲۳	۳۲	۲۳	۱۹	۱۶	۲۲	۱۶	۲۲	۲۹	۳۱
	۱۹	۲۹	۲۶	۱۹	۲۲	۲۵	۲۲	۲۳	۳۳	۲۵	۲۴	۲۶	۲۰	۲۲	۲۹
	۲۸	۳۳	۳۳	۲۶	۲۸	۲۲	۲۷	۱۸	۲۱	۳۲	۲۴	۲۰	۲۱	۲۴	۲۹

جدول (۲). نمونه‌های جمع‌آوری‌شده از عامل اخلال دوم در وضعیت تحت کنترل

S_c (v)	اندازه زیرگروه n														
	۳۶۴/۵۶	۳۶۰/۳۷	۳۵۳/۵۱	۳۶۳/۵۲	۳۵۷/۸۵	۳۶۰/۱۶	۳۶۴/۳۶	۳۶۵/۵۹	۳۵۷/۲۳	۳۵۹/۱	۳۶۳/۶۳	۳۶۰/۵۱	۳۶۲/۷	۳۶۱/۱۶	۳۵۸/۰۶
	۳۵۸/۰۹	۳۷۲/۶۶	۹/۳۵۷۵	۳۵۴/۶	۳۶۰/۰۸	۳۵۴/۲۳	۳۵۹/۲۸	۳۷۴/۵۲	۳۶۵/۵۱	۳۶۹/۵۶	۳۵۳/۴۹	۳۵۶/۸۳	۳۵۱/۶۸	۳۶۴/۳۹	۳۶۹/۲۹
	۳۶۴/۶۱	۳۶۳/۰۷	۳۴۹/۰۷	۳۶۰/۳۳	۳۵۹/۱۴	۳۶۷/۸۶	۳۶۰/۵۳	۳۶۴/۹۸	۳۵۴/۴۶	۳۵۶/۰۲	۳۶۲/۱۴	۳۶۵/۲۱	۳۶۵/۰۵	۳۵۶/۳	۳۶۰/۹۷
	۳۵۸/۴۹	۳۵۴/۶۷	۳۶۹/۵۶	۳۴۹/۵۱	۳۶۳/۷۹	۳۶۵/۰۶	۳۵۷/۹۹	۳۵۸/۷۹	۳۶۶/۸۱	۳۵۶/۱۴	۳۶۳/۳۳	۳۴۷/۶	۳۵۸/۹۵	۳۵۷/۵۱	۳۶۲/۸۴
	۳۵۷/۶۳	۳۶۱/۰۷	۳۵۴/۴۹	۳۵۶/۴۲	۳۶۷/۰۱	۳۶۱/۳۳	۳۶۱/۷۶	۳۶۴/۸	۳۶۲/۰۸	۳۶۱/۹	۳۵۵/۲۳	۳۵۴/۶۶	۳۶۱/۲۳	۳۵۱/۲۷	۳۵۹/۲
	۳۶۵/۵۱	۳۵۴/۴۵	۳۶۲/۱۲	۳۵۹/۱۶	۳۵۶/۱۳	۳۶۶/۳۱	۳۶۴/۲۶	۳۴۳/۵۱	۳۶۳/۴۶	۳۵۷/۸۳	۳۶۷/۳۹	۳۵۷/۰۶	۳۶۹/۳۷	۳۵۱/۲۹	۳۵۴/۵۹
	۳۶۶/۲۷	۳۵۴/۱۸	۳۶۳/۴	۳۵۷/۵۶	۳۵۶/۳۵	۳۶۵/۷۷	۳۵۷/۰۴	۳۵۷/۸۱	۳۶۰/۷۳	۳۵۶/۶۲	۳۵۶/۶۱	۳۶۱/۴۲	۳۶۲/۵۱	۳۵۱/۶۸	۳۶۵/۸۵
	۳۵۹/۶۱	۳۶۰/۷۷	۳۶۷/۱۴	۳۵۸/۷۳	۳۶۱/۲۳	۳۶۲/۹۲	۳۶۴/۹۶	۳۶۳/۵۴	۳۶۱/۵۲	۳۵۹/۶۶	۳۶۷/۶۵	۳۶۵/۵۱	۳۵۶/۵۸	۳۵۵/۹۷	۳۶۱/۳۶
	۳۵۷/۷	۳۶۶/۹۷	۳۵۸/۳۴	۳۵۵/۱۲	۳۶۴/۴۳	۳۶۱/۴۱	۳۵۹/۴۵	۳۵۹/۵۹	۳۶۵/۸۷	۳۶۱/۴۸	۳۴۹/۴۶	۳۵۷/۶۱	۳۵۸/۵۸	۳۶۷/۴۵	۳۶۲/۴۸
	۳۶۱/۷۷	۳۶۶/۳۲	۳۶۲/۴۳	۳۶۰/۷۹	۳۵۹/۸	۳۵۲/۸۸	۳۶۰/۲۲	۳۷۳/۴۴	۳۶۴/۹	۳۶۰/۱۲	۳۶۲/۳۸	۳۶۵/۲۶	۳۶۸/۲۶	۳۶۸/۲۴	۳۴۸/۷۴
	۳۵۳/۸۶	۳۵۳/۷	۳۵۳/۱۴	۳۵۸/۱۴	۳۶۵/۰۲	۳۶۴/۱۷	۳۶۷/۲	۳۶۳/۶۹	۳۶۴/۸۱	۳۶۴/۱۱	۳۵۶	۳۵۷/۹۳	۳۵۶/۲۹	۳۵۶/۲۸	۳۶۳/۶۸
اندازه نمونه k	۳۵۹/۷	۳۵۴/۳۷	۳۵۶/۵۶	۳۵۸/۹۲	۳۶۳/۸	۳۶۰/۳۵	۳۵۷/۶۱	۳۵۶/۴۴	۳۵۸/۹۶	۳۵۸/۷۵	۳۵۴/۵۹	۳۵۶/۲۳	۳۶۳/۲۸	۳۶۸/۳۱	۳۵۷/۰۷
	۳۶۶/۲۳	۳۵۹/۵۸	۳۵۳/۹۴	۳۶۰/۴۸	۳۶۳/۷۸	۳۶۴/۹۹	۳۶۴/۱۷	۳۵۵/۴۹	۳۵۸/۱۸	۳۵۴/۸۲	۳۵۴/۹۵	۳۵۳/۵۵	۳۶۱/۶۴	۳۶۵/۱	۳۶۴/۲۸
	۳۵۷/۳۲	۳۶۷/۰۷	۳۶۱/۰۵	۳۶۶/۷۸	۳۵۸/۸۴	۳۴۷/۶۲	۳۵۰/۴۳	۳۵۸/۴۱	۳۵۹/۹۷	۳۶۰/۴۶	۳۵۹/۵۶	۳۵۳/۸۸	۳۶۲/۸	۳۶۰/۳۵	۳۵۴/۲۳
	۳۵۹/۳۴	۳۵۶/۵۹	۳۶۴/۹۶	۳۶۲/۸۶	۳۵۳/۵۴	۳۶۳/۶۳	۳۶۰/۱۹	۳۵۷/۴۵	۳۵۴/۱۳	۳۵۷/۵۵	۳۵۷/۳۴	۳۵۸/۴۸	۳۶۰/۴۹	۳۶۰/۵۱	۳۶۵/۲۱
	۳۶۲/۴۸	۳۶۳/۵۵	۳۵۵/۳	۳۵۲/۵۸	۳۵۱/۲۱	۳۶۳/۰۴	۳۶۰/۳۵	۳۶۱/۱۸	۳۵۷/۵۲	۳۶۶/۴۱	۳۵۸/۷۱	۳۵۷/۴۸	۳۵۳/۱۵	۳۵۳/۵۶	۳۶۰/۳۹
	۳۵۴/۰۳	۳۶۸/۹۹	۳۵۸/۴۴	۳۵۹/۲۵	۳۶۲/۱۴	۳۶۴/۱۷	۳۶۳/۵۶	۳۶۸/۶۶	۳۵۷/۴۵	۳۶۰/۴	۳۵۶/۵	۳۶۷/۴۳	۳۵۳/۱۳	۳۵۵/۶۹	۳۵۸/۷۴
	۳۵۴/۰۲	۳۶۲/۹	۳۶۵/۰۲	۳۶۸/۵۸	۳۶۲/۱۱	۳۶۵/۱۹	۳۶۰/۲۵	۳۵۵/۶۴	۳۵۴/۲۴	۳۵۵/۲۹	۳۶۲/۵۳	۳۶۰/۱۹	۳۵۳/۵۴	۳۵۹/۰۳	۳۵۶/۱۵
	۳۶۵/۹۴	۳۶۵/۲	۳۶۱/۵۵	۳۶۵/۷	۳۴۴/۸	۳۵۹/۴۲	۳۶۱/۸۶	۳۵۸/۷۸	۳۶۶	۳۵۵/۵۹	۳۵۷/۶۷	۳۶۴/۵	۳۵۳/۵۷	۳۶۱/۱۳	۳۶۱/۳۴
	۳۶۱/۵۹	۳۴۷/۸۲	۳۵۵/۸۶	۳۶۴/۶۷	۳۵۵/۵۸	۳۶۱/۸	۳۶۰/۵۶	۳۶۵/۰۱	۳۵۸/۹۹	۳۶۱/۲۱	۳۶۳/۳	۳۶۳/۴۶	۳۵۸/۴۲	۳۵۶/۹۴	۳۶۰/۳۷
	۳۶۹/۵۷	۳۴۹/۹۷	۳۶۴/۰۸	۳۶۲/۹۸	۳۵۰/۲۶	۳۶۰/۷۷	۳۵۶/۴۸	۳۶۳/۶۳	۳۵۴/۹۶	۳۵۵/۶۴	۳۵۹/۷۳	۳۶۷/۲۴	۳۶۳/۴۹	۳۵۳/۹۸	۳۵۲/۷۲
	۳۵۹/۸۹	۳۵۵/۹۷	۳۶۷/۷۷	۳۶۸/۲۷	۳۶۱/۲۷	۳۵۷/۴۳	۳۵۶/۲۹	۳۵۷/۹۲	۳۵۱/۵۲	۳۴۸/۰۹	۳۶۲	۳۶۴/۶۸	۳۵۷/۳۲	۳۶۸/۳۳	۳۶۲/۷۸
	۳۶۶/۲۵	۳۵۹/۳۶	۳۶۱/۶۶	۳۵۴/۱۹	۳۵۴/۳۲	۳۶۸/۶۴	۳۶۶/۹۷	۳۶۱/۵۸	۳۶۷/۴۳	۳۵۹/۴۱	۳۵۰/۵۶	۳۶۵/۲۹	۳۶۰/۶۷	۳۵۴/۰۴	۳۶۱/۸۵
	۳۶۴/۳۲	۳۵۳/۶۲	۳۶۰/۴۹	۳۵۸/۵۷	۳۵۶/۶۷	۳۵۵/۲	۳۵۵/۷۲	۳۵۶/۰۷	۳۵۶/۵۲	۳۶۱/۸۱	۳۶۹/۱۸	۳۶۵/۹۹	۳۵۸/۹۱	۳۷۳/۴۳	۳۶۷/۳۵
	۳۵۸/۹۵	۳۵۹/۷۴	۳۶۵/۹۲	۳۶۸/۸۵	۳۵۲/۲۵	۳۶۰/۵۳	۳۶۰/۵۴	۳۶۱/۴۹	۳۶۳/۹۶	۳۵۷/۴۵	۳۶۲/۷	۳۵۱/۴۸	۳۵۰/۴۹	۳۶۴/۴۸	۳۵۷/۹۲

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول (۳). داده‌های تجربی نشان‌دهنده تغییرات در سطح متغیر تخریب در شرایط عملیاتی مختلف

t $(hour)$	تحت کنترل (mm)	هشدار خارج از کنترل به‌دلیل		
		S_c (mm)	S_d (mm)	S_c and S_d (mm)
۱۱۲۰	۰/۱۲۹	۰/۴۳۸	۰/۲۷۲	۱/۲۲۴
۲۲۴۰	۰/۱۳۲	۰/۴۵۹	۰/۳۷۴	۱/۱۷۸
۳۳۶۰	۰/۴۶۳	۰/۵۷۳	۰/۷۰۷	۱/۳۲۶
۴۴۸۰	۰/۱۳۴	۰/۵۳۳	۰/۷۵۴	۱/۹۷
۵۶۰۰	۰/۱۱۱	۰/۲۶۹	۰/۷۰۴	۱/۳۶۸
۶۷۲۰	۰/۱۹۹	۰/۴۹۳	۰/۵۰۱	۰/۶۱۶
۷۸۴۰	۰/۲۲۵	۰/۳۶۶	۰/۳۷۸	۰/۷۴۶
۸۹۶۰	۰/۰۴۹	۰/۱۳۷	۱/۰۴	۱/۱۴۵
۱۰۰۸۰	۰/۰۸۵	۰/۳۴۵	۰/۳۷۵	۰/۷۱۱
۱۱۲۰۰	۰/۱۲۴	۰/۵۳۱	۰/۳۸۹	۰/۹۱۴
۱۲۳۲۰	۰/۳۷۷	۰/۲۳۳	۰/۸۳۸	۰/۶۹۶
۱۳۴۴۰	۰/۳۱۲	۰/۱۶۷	۰/۷۲	۰/۹۸۷
۱۴۵۶۰	۰/۱۵۸	۱/۱۸۵	۰/۴۷۲	۰/۸۹۸
۱۵۶۸۰	۰/۰۳۳	۰/۲۳	۰/۴۹۶	۰/۶۴۳
۱۶۸۰۰	۰/۴۶۳	۰/۱۸۳	۰/۱۳۳	۱/۰۶۲

۵. بحث و حل مثال

در این بخش، برای روشن‌تر شدن روش پیشنهادی مثالی که در بخش ۴ ارائه شده، حل می‌شود. ابتدا عملکرد سیستم در هریک از چهار وضعیت به‌صورت جداگانه بررسی می‌شود؛ یعنی فرض می‌شود که هر بار شفت در یکی از چهار وضعیت یادشده قرار داشته، تابع قابلیت اطمینان شفت، طول عمر مفید باقیمانده و ضریب شتاب محاسبه می‌شوند. سپس مثالی که ترکیبی از چهار وضعیت مطرح شده را دربردارد حل خواهد شد. از این‌رو، محاسبات زیر بر این اساس انجام شده و تمامی محاسبات توسط نرم‌افزار Matlab و Minitab انجام می‌شوند.

۵-۱. نمودار کنترل چند متغیره چند وصفی

با استفاده از مراحل یاد شده در زیر بخش ۳-۱، حل مثال، گام‌به‌گام به‌صورت زیر انجام می‌شود:

۱) با تغییر متغیر (متغیر کمکی) رابطه (۵) همبستگی بین عوامل اخلال را کاهش دهید. با توجه به این‌که حجم نمونه ۱۵ عدد است، بنابراین $n = 15$ خواهد بود. بردار میانگین برابر است با $\bar{\boldsymbol{S}}_{\boldsymbol{T}} = [25.0027\ ,\ 360.0844]^T$، همبستگی میان دو متغیر کمکی $Corr(\boldsymbol{S_T}) = -0.090$ خواهد بود پس از تغییر متغیر بردار کوواریانس دو متغیر کمکی جدید برابر است با $Cov(\boldsymbol{Z}) = \begin{bmatrix} 9.0532 & -0.8235 \\ -0.8235 & 8.2602 \end{bmatrix}$ و همبستگی دو متغیر کمکی جدید $Corr(\boldsymbol{Z}) = -0.0706$ خواهد بود.

۲) با استفاده از تغییر متغیر کمکی $x_j = \sqrt[h]{z_j}$، به‌ترتیب، $h_d = 0.9331$ و $h_c = 0.7166$، برای عامل اخلال اول و دوم بوده و همچنین، چولگی بردار متغیرهای کمکی $\boldsymbol{Z}$ از $skewness(\boldsymbol{Z}) = [0.1014,\ 0.5122]$ به $skewness(\boldsymbol{X}) = [0.0095\ ,\ -3.2483e-04]$ کاهش می یابند.

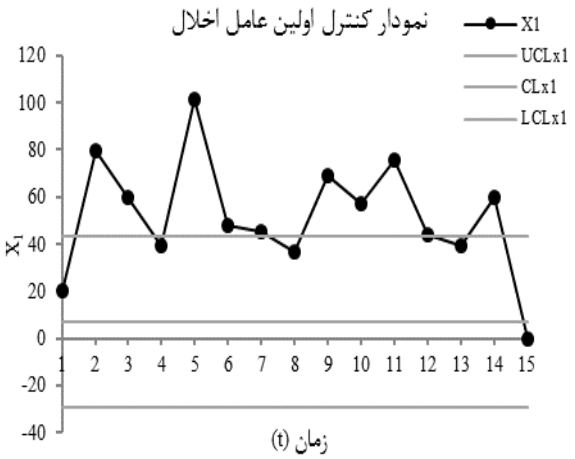
۳) حدود نمودار کنترل برای هر x_j با استفاده از $\mu_{x_j} \pm Z_{\alpha_j/2}\sigma_{x_j}$ و $\alpha_j = 0.05$ محاسبه می‌شود. بنابراین، $UCL_{x1} = 24.0626$، $LCL_{x1} = -14.4211$ و $UCL_{x2} = 8.6299$ و $LCL_{x2} = -2.8373$ خواهند بود. در مورد این‌که آیا فرآیند تحت کنترل است یا خیر، به زیر بخش ۳-۱ مراجعه کنید. دو نمودار کنترل جداگانه برای هریک از عوامل اخلال در شکل (۲) و شکل (۳) ارائه شده است.

جدول (۴). داده‌های تجربی مرتبط به الگوی برازش بر اساس رابطه آزمایشی ولتاژ-رطوبت در مدل‌های (۶)، (۷) و (۸)

$t_{fr} = AS_d^{-c}$		$t_{fr} = AS_c^{-r}$		$t_{fr} = AS_d^{-c}S_c^{-r}$		
t_{fr}	S_d (%)	t_{fr}	S_c (v)	t_{fr}	S_d (%)	S_c (v)
۸۶۰۷/۱۱۷	۵۰	۸۲۱۷/۲۴۲	۳۹۳	۳۴۰۳/۴۳۴	۵۰	۳۹۳
۱۳۲۰۳/۳۲۶	۷۰	۸۲۱۳/۶۲۴	۳۹۴/۱۲	۵۲۱۸/۵۷۳	۷۰	۳۹۴/۱۲
۱۱۵۴۷/۶۹۳	۶۳	۸۲۵۸/۴۶۹	۳۸۰/۵۴	۴۵۸۹/۱۰۸	۶۳	۳۸۰/۵۴
۹۹۴۱/۳۷۵	۵۶	۸۲۵۰/۹۷۵	۳۸۲/۷۷	۳۹۴۷/۱۶۵	۵۶	۳۸۲/۷۷
۱۴۹۰۴/۶۱۹	۷۷	۸۲۵۸/۰۲۴	۳۸۰/۶۷	۵۹۲۲/۸۴۸	۷۷	۳۸۰/۶۷
۱۰۶۲۳/۴۹۵	۵۹	۸۲۴۸/۹۳۵	۳۸۳/۳۸	۴۲۱۶/۹۵۴	۵۹	۳۸۳/۳۸
۱۰۳۹۵/۰۴۹	۵۸	۸۲۶۵/۶۸۲	۳۷۸/۴۱	۴۱۳۴/۶۵	۵۸	۳۷۸/۴۱
۹۷۱۶/۱۷۳	۵۵	۸۲۸۲/۷۸۷	۳۷۳/۴	۳۸۷۲/۶۲۴	۵۵	۳۷۳/۴
۱۲۲۵۱/۴۴	۶۶	۸۲۵۰/۸۱۵	۳۸۲/۸۲	۴۸۶۴/۲۶۸	۶۶	۳۸۲/۸۲
۱۱۳۱۵/۱۰۶	۶۲	۸۲۷۰/۸۹	۳۷۶/۸۷	۴۵۰۳/۴۴۱	۶۲	۳۷۶/۸۷
۱۲۷۲۵/۴۸۱	۶۸	۸۲۸۲/۴۹۴	۳۷۳/۴۹	۵۰۷۱/۸۷۹	۶۸	۳۷۳/۴۹
۱۰۳۹۵/۰۴۹	۵۸	۸۲۱۱/۱۸۵	۳۹۴/۸۷	۴۱۰۷/۳۹	۵۸	۳۹۴/۸۷
۹۹۴۱/۳۷۵	۵۶	۸۲۵۴/۱۱۵	۳۸۱/۸۳	۳۹۴۸/۶۶۷	۵۶	۳۸۱/۸۳
۱۱۵۴۷/۶۹۳	۶۳	۸۲۴۳/۴۷	۳۸۵/۰۲	۴۵۸۰/۷۷۴	۶۳	۳۸۵/۰۲
۷۱۰۴/۹۶۳	۴۳	۸۲۳۰/۴۳۵	۳۸۸/۹۶	۲۸۱۳/۹۶۲	۴۳	۳۸۸/۹۶

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir



شکل (۲). نمودار کنترل اولین عامل اخلال پس از دو تغییر متغیر

شکل (۳). نمودار کنترل دومین عامل اخلال پس از دو تغییر متغیر

۵-۲. تابع چگالی احتمال داده‌های شکست

اولین گام برای تجزیه‌وتحلیل داده‌های جمع‌آوری شده، تعیین تابع چگالی احتمال داده‌های تجربی است که نشان‌دهنده تغییر سطح متغیر تخریب در شرایط عملیاتی مختلف و طول عمر سیستم بوده و این‌که آیا هریک از عوامل اخلال به‌تنهایی یا هر دو معنادار هستند یا خیر. اما گام دوم انجام محاسبات به‌دنبال تعیین نوع تابع توزیع احتمال شکست می‌باشد. با توجه به این‌که این مقاله برای تجهیزاتی کاربرد دارد که دچار تخریب تدریجی شده و از تابع توزیع گاما پیروی می‌کنند، ابتدا می‌بایست بررسی شود که آیا داده‌های جمع‌آوری شده در چهار وضعیت یادآوری شده در بخش ۳-۱ از این تابع توزیع پیروی می‌کنند یا خیر. برای این منظور، آزمون نیکویی-برازش با استفاده از نرم‌افزار Minitab انجام می‌شود. داده‌های موردنیاز برای تخمین تابع چگالی احتمال در محاسبه تابع قابلیت اطمینان، ضریب شتاب و میانه و میانگین زمان شکست در سه وضعیت تعریف شده خارج از کنترل در جدول (۵) ارائه شده‌اند.

۵-۳. محاسبه قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقی‌مانده در وضعیت اول

در وضعیت اول، زمانی‌که سیستم در حالت تحت کنترل قرارداد، هیچ‌یک از عوامل اخلال معنادار نیستند؛ بنابراین، پایایی و برآورد طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) سیستم در $t_1 = 1120$ ساعت به‌ترتیب توسط روابط (۹) و (۱۰) محاسبه می‌شوند. در این حالت y_0 برابر با صفر است.

$$R_T(1120) = 1 - \frac{\Gamma(2.1706, 4/0.0919)}{\Gamma(2.1706)} = 1 \qquad (۲۰)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120 | T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{22400} dt = 21280.000\ h \qquad (۲۱)$$

میانگین طول عمر مفید باقیمانده شفت پس از ۱۱۲۰ ساعت کارکرد ۲۱۲۸۰ ساعت خواهد بود.

۵-۴. محاسبه قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقیمانده در وضعیت‌های دوم تا چهارم

در این وضعیت‌ها، عامل اخلال گسسته، پیوسته هریک به‌تنهایی و هر دو عامل اخلال گسسته و پیوسته معنادار هستند؛ بنابراین، طول عمر سیستم به‌ترتیب با استفاده از مدل‌های (۶)، (۷) و (۸) محاسبه می‌شوند. در این روابط، A، c و r مقادیر ثابتی هستند که باید با انجام رگرسیون بر روی داده‌های زمان شکست سیستم (جدول (۴)) برآورد شوند؛ بنابراین، در ابتدا، این رابطه از طریق لگاریتم طبیعی به حالت خطی تبدیل می‌شود، یعنی $Ln(t_{fr}) = Ln(A) - cLn(S_d)$، $Ln(t_{fr}) = Ln(A) - rLn(S_c)$ و $Ln(t_{fr}) = Ln(A) - cLn(S_d) - rLn(S_c)$. درادامه، با استفاده از این رابطه خطی شده و داده‌های جدول یاد شده، نرم‌افزار Minitab به‌کار گرفته می‌شود. درنهایت، مقادیر ثابت $Ln(A) = 9.942 \rightarrow A = 20781$، $c = -1.272$ و $r = 0.1553$ به‌دست می‌آیند. همچنین، با مراجعه به خروجی این نرم‌افزار مشاهده می‌شود که مقدار R-sq، R-sq (adj) و R-sq (pred) برابر ۱۰۰٪ و مقدار شاخص VIF برای $Ln(S_1)$ ، $Ln(S_2)$ و $Ln(S_1)$ و $Ln(S_2)$ در این شرایط به‌ترتیب ۱/۰۰، ۱/۰۰ و ۱/۰۷ و ۱/۰۷ بوده که قابل قبول است. بنابراین، مقادیر به‌دست آمده مربوط به ثابت مدل ولتاژ-رطوبت توجیه‌پذیر بوده و قابل استناد هستند. درنتیجه، رابطه طول عمر سیستم برحسب عامل اخلال گسسته درصد رطوبت، عامل اخلال پیوسته ولتاژ و عوامل اخلال پیوسته و گسسته ولتاژ و درصد رطوبت به‌شکل زیر محاسبه می‌شوند.

$$t_{fr} = 20781 \times S_d^{1.272} \qquad (۲۲)$$

$$t_{fr} = 20781 \times S_c^{-0.1553} \qquad (۲۳)$$

$$t_{fr} = 20781 \times S_d^{1.272} \times S_c^{-0.1553} \qquad (۲۴)$$

زمانی‌که درصد رطوبت ۶۰ درصد و بیشتر برای عامل اخلال گسسته بوده و ولتاژ سیستم ۳۸۰ ولت و بیشتر برای عامل اخلال پیوسته باشد و هم‌زمان هر دو عامل اخلال از آستانه مجاز خود عبور کنند. طول عمر سیستم در این وضعیت‌ها از معادلات (۲۵)، (۲۶) و (۲۷) به‌دست می‌آیند.

$$t_{fr} = 20781 \times 0.6^{1.272} = 10852.9944\ h \qquad (۲۵)$$

$$t_{fr} = 20781 \times 380^{-0.1553} = 8260.2875\ h \qquad (۲۶)$$

$$t_{fr} = 20781 \times 0.6^{0.1272} \times 380^{-0.1553} = 4313.9817\ h \qquad (۲۷)$$

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول (۵). نتایج آزمون نیکویی برازش داده‌های جمع‌آوری‌شده در قالب شاخص‌های AD و P-value

	عامل اخلال معنادار		زمان شکست			متغیر تخریب $Y(t)$			
						تحت کنترل	هشدار خارج از کنترل به‌دلیل		
	S_d	S_c	t_{fS_d}	t_{fS_c}	$t_{fS_cS_d}$		S_d	S_c	S_c و S_d
MTTF	–	–	۱۰۹۴۷/۹۹۷	۸۲۴۹/۲۷۶	۴۳۴۶/۲۸۳	–	–	–	–
T_{50}	–	–	۱۰۶۲۳/۴۹۵	۸۲۵۰/۹۷۵	۴۲۱۶/۹۵۴	۰/۱۳۴۲	۰/۳۶۵۵	۰/۴۹۵۹	۰/۹۸۷۱
$\alpha_{sd}t$ or $\alpha_{nf}t$	–	–	–	–	–	۲/۱۷۰۶	۳/۳۴۳۴	۴/۷۱۳۱	۹/۸۴۶
β_{sd} or β_{nf}	–	–	–	–	–	۰/۰۹۲	۰/۱۲۲۴	۰/۱۱۵۳	۰/۱۰۴۸
AD	–	۰/۳۷۹	۰/۲۲۰	۰/۳۹۱	۰/۲۳۰	۰/۳۴۲	۰/۳۳۲	۰/۲۸۸	۰/۲۶۸
P-value >	۰/۱۷۰	۰/۳۵۸	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰	۰/۲۵۰
PDF	پواسون	نرمال	گاما	گاما	گاما	گاما	گاما	گاما	گاما

بنابراین، ضریب شتاب، مقدار تابع قابلیت اطمینان و برآورد طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) که در آن عامل اخلال گسسته، S_d، عامل اخلال پیوسته، S_c، هریک به‌تنهایی و هر دو عامل اخلال باهم معنادار هستند به‌وسیله روابط (۱۱)، (۱۲)، (۱۳)، (۱۴)، (۱۵)، (۱۶)، (۱۷)، (۱۸) و (۱۹) به‌دست می‌آیند. در این وضعیت‌ها y_0 برابر با صفر است.

$$AF_{S_d} = \frac{10852.9944}{10623.4947} = 1.0216 \quad (۲۸)$$

$$R_{sd}(1120) = 1 - \frac{\Gamma\left(\frac{3.3434}{1.0216}, 4/0.1224\right)}{\Gamma\left(\frac{3.343}{1.0216}\right)} = 1 \quad (۲۹)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120|T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{10947.997} dt = 9827.997\ h \quad (۳۰)$$

$$AF_{S_c} = \frac{8260.2875}{8250.9749} = 1.0011 \quad (۳۱)$$

$$R_{sd}(1120) = 1 - \frac{\Gamma\left(\frac{4.7131}{1.0011}, 4/0.1153\right)}{\Gamma\left(\frac{4.7131}{1.0011}\right)} = 1 \quad (۳۲)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120|T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{8249.276} dt = 7129.276\ h \quad (۳۳)$$

$$AF_{S_dS_c} = \frac{4313.9817}{4216.9540} = 1.0230 \quad (۳۴)$$

$$R_{sd}(1120) = 1 - \frac{\Gamma\left(\frac{9.8460}{1.0230}, 4/0.1048\right)}{\Gamma\left(\frac{9.8460}{1.0230}\right)} = 1 \quad (۳۵)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120|T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{4346.283} dt = 3226.283\ h \quad (۳۶)$$

میانگین طول عمر شفت پس از ۱۱۲۰ ساعت کارکرد در وضعیت‌های دوم، سوم و چهارم به‌ترتیب ۹۸۲۷/۹۹۷ ساعت، ۷۱۲۹/۲۷۶ ساعت و ۳۲۲۶/۲۸۳ ساعت خواهد بود.

جدول (۶) مقادیر تخمینی قابلیت اطمینان، طول عمر مفید باقی‌مانده و ضریب شتاب را در هریک از چهار وضعیت مشخص شده در زمان $t_1 = 1120$ ساعت نشان می‌دهد. جدول (۷) تابع توزیع تجمعی، جدول (۸)، پایایی و جدول (۹)، مقادیر طول عمر مفید باقیمانده را در زمان‌های مشخص شده t_k نشان می‌دهد.

طبق جدول (۶) بهترین زمان تعویض شفت در وضعیت‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ به‌ترتیب ۲۱۲۸۰، ۹۸۲۷/۹۹۷، ۷۱۲۹/۲۷۶ و ۳۲۲۶/۲۸۳ ساعت پس از شروع به‌کار می‌باشد. شکل (۴) نیز پیشرفت تخریب شفت را در زمان‌های بازرسی شده به‌همراه آستانه تخریب نشان می‌دهد. شکل (۵) تابع توزیع تجمعی و شکل (۶) قابلیت اطمینان قطر شفت را در چهار وضعیت مشخص شده نشان می‌دهد.

جدول (۶). برآورد مقادیر پایایی، طول عمر مفید باقیمانده و ضریب شتاب در ۴ وضعیت مختلف در زمان $t_1 = 1120$ ساعت

وضعیت	ضریب شتاب	پایایی	طول عمر مفید باقی‌مانده
۱	–	۱/۰۰۰	۲۱۲۸۰
۲	۱/۰۲۱۶	۱/۰۰۰	۸۲۷/۹۹۹۷
۳	۱/۰۰۱۱	۱/۰۰۰	۷۱۲۹/۲۷۶
۴	۱/۰۲۳	۱/۰۰۰	۳۲۲۶/۲۸۳

جدول (۷). مقادیر محاسبه‌شده تابع توزیع تجمعی متغیر تخریب در ۴ وضعیت مختلف

t ساعت	تحت کنترل	هشدار خارج از کنترل به‌دلیل		
		S_d	S_c	S_c و S_d
۱۱۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۲۲۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۳۳۶۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵۱
۴۴۸۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۵۰۱
۵۶۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۱۹	۰/۹۳۳
۶۷۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	۰/۱۱۶	۰/۹۹۸
۷۸۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۱	۰/۳۶۱	۱/۰۰۰
۸۹۶۰	۰/۰۰۰	۰/۱۰۸	۰/۶۷۱	۱/۰۰۰
۱۰۰۸۰	۰/۰۰۰	۰/۲۶۳	۰/۸۸۶	۱/۰۰۰
۱۱۲۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۸۱	۰/۹۷۴	۱/۰۰۰
۱۲۳۲۰	۰/۰۰۰	۰/۶۹۸	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰
۱۳۴۴۰	۰/۰۰۲	۰/۸۵۷	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۴۵۶۰	۰/۰۰۶	۰/۹۴۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۵۶۸۰	۰/۰۱۵	۰/۹۸۳	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۱۶۸۰۰	۰/۰۳۷	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰

Archive of SID.ir

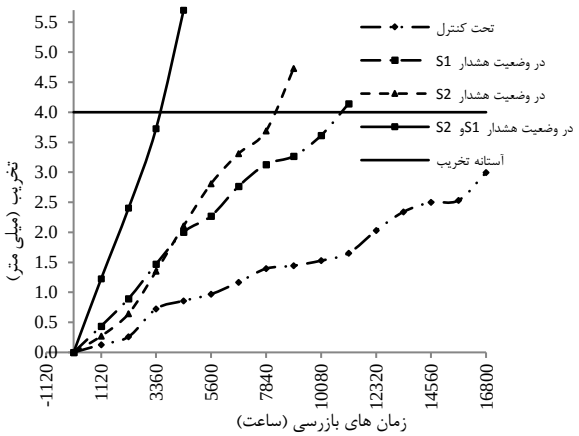
Archive of SID.ir

جدول (۸). برآورد مقادیر قابلیت اطمینان در ۴ وضعیت مختلف

t ساعت	تحت کنترل	هشدار خارج از کنترل به‌دلیل		
		S_d	S_c	S_c و S_d
۱۱۲۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۲۲۴۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰
۳۳۶۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۴۹
۴۴۸۰	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۴۹۹
۵۶۰۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۹	۰/۹۸۱	۰/۰۶۷
۶۷۲۰	۱/۰۰۰	۰/۹۹۴	۰/۸۸۴	۰/۰۰۲
۷۸۴۰	۱/۰۰۰	۰/۹۶۹	۰/۶۳۹	۰/۰۰۰
۸۹۶۰	۱/۰۰۰	۰/۸۹۲	۰/۳۲۹	–
۱۰۰۸۰	۱/۰۰۰	۰/۷۳۷	۰/۱۱۴	–
۱۱۲۰۰	۱/۰۰۰	۰/۵۱۹	۰/۰۲۶	–
۱۲۳۲۰	۱/۰۰۰	۰/۳۰۲	۰/۰۰۴	–
۱۳۴۴۰	۰/۹۹۸	۰/۱۴۳	۰/۰۰۰	–
۱۴۵۶۰	۰/۹۹۴	۰/۰۵۵	–	–
۱۵۶۸۰	۰/۹۸۵	۰/۰۱۷	–	–
۱۶۸۰۰	۰/۹۶۳	۰/۰۰۴	–	–

جدول (۹). برآورد مقادیر طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) در ۴ وضعیت مختلف

t ساعت	تحت کنترل	هشدار خارج از کنترل به‌دلیل		
		S_d	S_c	S_c و S_d
۱۱۲۰	۲۱۲۸۰/۰۰۰	۹۸۲۷/۹۹۷	۷۱۲۹/۲۷۶	۳۲۲۶/۲۸۳
۲۲۴۰	۲۰۱۶۰/۰۰۰	۸۷۰۷/۹۹۷	۶۰۰۹/۲۷۵	۲۱۰۵/۷۰۹
۳۳۶۰	۱۹۰۴۰/۰۰۰	۷۵۸۷/۹۹۱	۴۸۸۹/۱۵۱	۹۳۵/۵۱۶
۴۴۸۰	۱۷۹۲۰/۰۰۰	۶۴۶۷/۷۷۸	۳۷۶۴/۵۸۸	–
۵۶۰۰	۱۶۸۰۰/۰۰۰	۵۳۴۴/۷۶۳	۲۵۹۹/۴۵۴	–
۶۷۲۰	۱۵۶۸۰/۰۰۰	۴۲۰۴/۲۹۵	۱۳۵۱/۴۴۳	–
۷۸۴۰	۱۴۵۵۹/۹۹۷	۳۰۱۳/۰۰۳	۲۶۱/۶۲۱	–
۸۹۶۰	۱۳۴۳۹/۹۶۹	۱۷۷۴/۱۹۸	–	–
۱۰۰۸۰	۱۲۳۱۹/۷۹۳	۶۳۹/۲۹۲	–	–
۱۱۲۰۰	۱۱۱۹۸/۹۱۱	–	–	–
۱۲۳۲۰	۱۰۰۷۵/۴۲۵	–	–	–
۱۳۴۴۰	۸۹۴۴/۳۷۳	–	–	–
۱۴۵۶۰	۷۷۹۵/۹۳۰	–	–	–
۱۵۶۸۰	۶۶۱۶/۲۴۹	–	–	–
۱۶۸۰۰	۵۳۹۴/۷۳۹	–	–	–

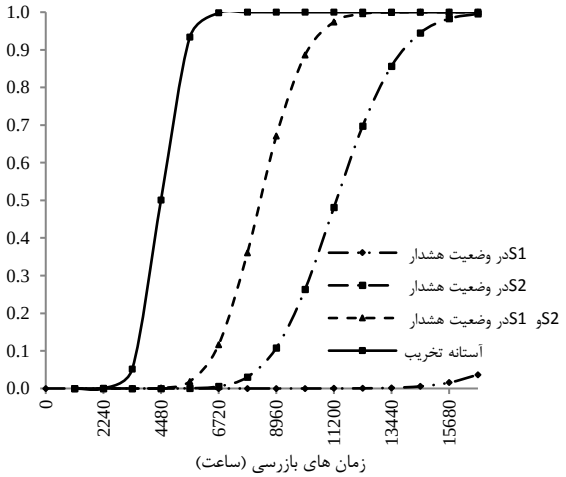


شکل (۴). تخریب قطر شفت

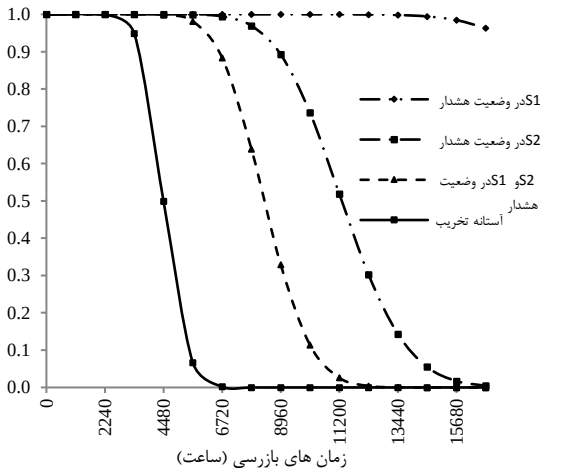
۴-۶. محاسبه قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقیمانده در وضعیت‌های اول تا چهارم ترکیبی

تحت کنترل یا خارج از کنترل قرار داشتن سیستم به‌دلیل عامل یا عوامل اخلال براساس زیر بخش ۵-۱ در ستون دوم جدول (۱۰) نمایش داده شده است.

لازم به یادآوری است که y_0 تنها در زمان t_0 صفر است. در این مثال، پس‌از آن که مشخص شد سیستم درچه موقعیتی قرار دارد و براساس مقدار y_0، مقدار اولیه تخریب، تابع توزیع تجمعی، قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقیمانده محاسبه می‌شوند.



شکل (۵). تابع توزیع تجمعی قطر شفت در ۴ وضعیت مختلف



شکل (۶). قابلیت اطمینان شفت در ۴ وضعیت مختلف

در ردیف سوم و هفتم مشاهده می‌شود که مقدار پایایی کمتر از ردیف چهارم و هشتم است. همین‌طور، مقدار طول عمر مفید باقیمانده در ردیف دوم، سوم و هفتم بسیار کوچک‌تر از ردیف سوم، چهارم و هشتم است. پاسخ، وضعیت سیستم در هر دوره بازرسی است که در ستون دوم براساس نمودار کنترل چندمتغیره چندوصفی مشخص شده است. بدین معنا که در پایان هر بازه زمانی، بازرسی براساس وضعیتی که سیستم در آن قرار دارد t_{fr}، α_{nf} و AF_{nf} متفاوتی بر پایایی و طول عمر مفید باقیمانده تأثیر می‌گذارند و این پارامترها تفاوت را ایجاد می‌کنند.

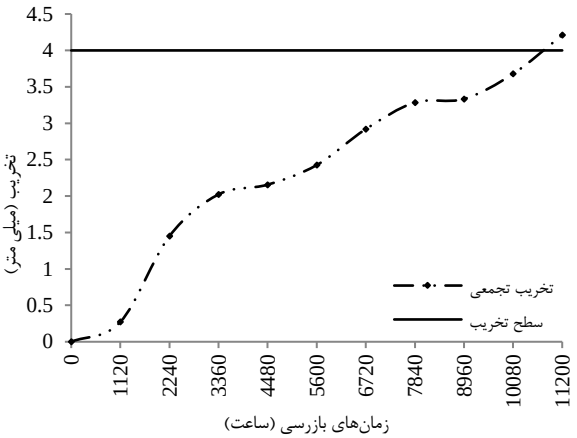
Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

جدول (۱۰). عوامل اخلال خارج از کنترل و مقادیر تخریب، پایایی و طول عمر مفید باقی‌مانده شفت

ساعت t	عامل/ عامل اخلال	تخریب (میلی‌متر)	تخریب کل (میلی‌متر)	تابع توزیع تجمعی	پایایی	طول عمر مفید باقی‌مانده (ساعت)
۱۱۲۰	x_2	۰/۲۷۲	۰/۲۷۲	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۷۱۲۹/۲۷۶
۲۲۴۰	x_1 and x_2	۱/۱۷۸	۱/۴۵۰	۰/۰۰۱	۰/۹۹۹	۲۱۰۴/۰۳۱
۳۳۶۰	x_1	۰/۵۷۳	۲/۰۲۳	۰/۰۰۳	۰/۹۹۷	۷۵۶۸/۰۹۱
۴۴۸۰	-	۰/۱۳۴	۲/۱۵۷	۰/۰۰۱	۰/۹۹۹	۱۷۹۰۹/۵۲۷
۵۶۰۰	x_1	۰/۲۶۹	۲/۴۲۶	۰/۵۹۹	۰/۴۰۱	۲۱۴۵/۲۸۳
۶۷۲۰	x_1	۰/۴۹۴	۲/۹۲۰	۰/۹۵۳	۰/۰۴۷	۱۹۸/۱۶۳
۷۸۴۰	x_1	۰/۳۶۵	۳/۲۸۵	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۶۹
۸۹۶۰	-	۰/۰۴۹	۳/۳۳۴	۰/۹۹۸	۰/۰۰۲	۲۷/۵۱۶
۱۰۰۸۰	x_1	۰/۳۴۵	۳/۶۷۹	۱/۰۰۰	-	-
۱۱۲۰۰	x_1	۰/۵۳۱	۴/۲۱۰	۱/۰۰۰	-	-

به‌عبارت دیگر، سیستم بین چهار وضعیت یادشده در حال جابه‌جایی است. همچنین با توجه به جدول (۵) نشان داده شد که با معنادار شدن عامل یا عوامل اخلال پارامتر شکل توزیع گاما افزایش یافته اما تأثیر چندانی بر پارامتر مقیاس نداشته و پایایی و طول عمر مفید باقیمانده کاهش می یابند. شکل (۷) پیشرفت واقعی تخریب شفت را در زمان‌های بازرسی شده به همراه آستانه تخریب ازپیش تعیین شده نشان می‌دهد.



شکل (۷). تخریب شفت در ۴ وضعیت مختلف

۷. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این تحقیق ایجاد یک مدل شکست برای سیستم‌های تک‌مؤلفه‌ای است که به‌طور پیوسته تخریب شده، از فرآیند تخریب گاما پیروی کرده و در معرض دو عامل اخلال محیطی همبسته پیوسته و گسسته قرار دارد. ترکیب نمودار کنترل چندمتغیره چندوصفی با تابع قابلیت اطمینان، ابزاری مناسب برای کنترل سیستمی با چند مکانیسم شکست متفاوت در شرایط مختلف عملیاتی ایجاد می‌کند.

عامل اخلال گسسته از تابع توزیع پواسون و عامل اخلال پیوسته از تابع توزیع نرمال پیروی می‌کند که این دو هریک، یا به‌طور مشترک باهم فرآیند شکست را تسریع می‌کنند. روش پیشنهادی برای پایش عوامل تسریع‌کننده شکست و محاسبه تابع قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقیمانده به‌طور هم‌زمان استفاده می‌شود. با توجه به امکان معنادار بودن دو عامل اخلال در هر زمان، چهار وضعیت مختلف درنظر گرفته شده است. ابتدا، تخریب در شرایط کاری عادی. دوم، تخریب شتاب‌یافته در حالت معنادار بودن عامل اخلال گسسته. سوم، تخریب شتاب‌یافته در وضعیت تأثیر معنادار عامل اخلال پیوسته و چهارم تخریب شتاب‌یافته براثر تأثیر معنادار هم‌زمان هر دو عامل اخلال، وضعیت‌های مورد مطالعه در این مقاله هستند. ازآنجایی که عوامل شتاب‌دهنده تنها نرخ شکست را بدون تغییر تابع چگالی شکست افزایش می‌دهند، ضرایب پارامترهای این توابع چگالی با استفاده از میانه تابع چگالی و مدل شتاب‌دهنده ولتاژ–رطوبت برآورد شدند. تابع قابلیت اطمینان و برآورد طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) نیز در وضعیت‌های مختلف محاسبه شدند.

در این تحقیق از داده‌های تخریب قطر شفت استفاده و روش پیشنهادی بر روی آن اجرا و مشخص شد که اگر عامل یا عوامل اخلال معنادار باشند، تأثیر کمی بر پارامتر مقیاس داشته، پایایی و طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) کاهش می‌یابند. همچنین، می‌توان به‌وسیله نمودار کنترل چندمتغیره چندوصفی دو عامل اخلال یاد شده را پایش کرده و احتمال وقوع شکست را با استفاده از طول عمر مفید باقیمانده محاسبه شده، در شرایط مختلف عملیاتی کاهش داد.

الگوی پایش عامل‌های اخلال محیطی در حضور اغتشاش گونه دو عامل اخلال گسسته و پیوسته، محاسبه تابع قابلیت اطمینان سیستم و برآورد طول عمر مفید باقیمانده در وضعیت‌های مختلف از مهم‌ترین دستاوردهای پژوهش حاضر است.

برای توسعه و ادامه تحقیق حاضر، می‌توان تأثیر چندین عامل اخلال همبسته گسسته و پیوسته را در تحقیقات آتی دنبال کرد. مطالعه حاضر همچنین پتانسیل توسعه بر روی سایر الگوهای شکست را دارد. مفهوم کاپیولا را می‌توان برای طول عمر شتاب‌یافته چندمتغیره اعمال کرد، به‌ویژه زمانی‌که اجزاء ازنظر آماری وابسته هستند. از هوش مصنوعی و شبکه‌های عصبی نیز می‌توان برای پایش عامل یا عوامل اخلال استفاده کرد.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

مراجع

[1] C. Valdez-Flores and R. M. Feldman, (1989). A survey of preventive maintenance models for stochastically deteriorating single-unit systems, Nav. Res. Logist., 36:419–446, doi.org/10.1002/1520-6750(198908)36:4<419::AID-NAV3220360407>3.0.CO;2-5.

[2] H. Wang, (2002). A survey of maintenance policies of deteriorating systems, Eur. J. Oper. Res., 139: 469–489, doi.org/10.1016/S0377-2217(01)00197-7.

[3] J. van Noortwijk, M. Kok, and R. Cooke, (1997). Optimal Maintenance Decisions for the Sea-Bed Protection of the Eastern-Scheldt Barrier, in Engineering Probabilistic Design and Maintenance for Flood Protection, Springer US, pp. 25–56.

[4] W. Wang, (2007). A two-stage prognosis model in condition based maintenance, Eur. J. Oper. Res., 182:1177–1187, doi.org/10.1016/j.ejor.2006.08.047.

[5] Y. Zhan and C. K. Mechefske, (2007). Robust detection of gearbox deterioration using compromised autoregressive modeling and Kolmogorov-Smirnov test statistic-Part I: Compromised autoregressive modeling with the aid of hypothesis tests and simulation analysis, Mech. Syst. Signal Process., 21:1953–1982, doi.org/10.1016/j.ymssp.2006.11.005.

[6] M. Ben-Daya and M. A. Rahim, (2000). Effect of maintenance on the economic design of x̄-control chart, Eur. J. Oper. Res., 120:131–143, doi.org/10.1016/S0377-2217(98)00379-8.

[7] C. Richard Cassady, R. O. Bowden, L. Liew, and E. A. Pohl, (2000). Combining preventive maintenance and statistical process control: a preliminary investigation, IIE Trans. Institute Ind. Eng., 32:471–478, doi.org/10.1023/A:1007693017671.

[8] T. G. Yeung, C. R. Cassady, and K. Schneider, (2007). Simultaneous optimization of [Xbar] control chart and age-based preventive maintenance policies under an economic objective, IIE Trans., 40:147–159, doi.org/10.1080/07408170701592515.

[9] K. Linderman, K. E. McKone-Sweet, and J. C. Anderson, (2005). An integrated systems approach to process control and maintenance, Eur. J. Oper. Res., 164:324–340, doi.org/10.1016/j.ejor.2003.11.026.

[10] W. Nelson, (1990). Accelerated testing : statistical models, test plans and data analyses. Wiley.

[11] W. Q. Meeker, L. A. Escobar. (1998). Statistical methods for reliability data. Wiley.

[12] D.-G. Chen, Y. Lio, H. K. T. Ng, and T.-R. Tsai, (2017). Statistical modeling for degradation data. Springer.

[13] C. J. Lu and W. O. Meeker, (1993). Using degradation measures to estimate a time-to-failure distribution, Technometrics, 35:161–174, doi.org/10.1080/00401706.1993.10485038.

[14] C. H. Hu, M. Y. Lee, and J. Tang, (2015). Optimum step-stress accelerated degradation test for Wiener degradation process under constraints, Eur. J. Oper. Res., 241:412–421, doi.org/10.1016/j.ejor.2014.09.003.

[15] X. Wang. Sinica and undefined (2008). A pseudo-likelihood estimation method for nonhomogeneous gamma process model with random effects, Statistica Sinica, 18(3):1153-1163, http://www.jstor.org/stable/24308535.

[16] Z. S. Ye and N. Chen, (2014). The inverse gaussian process as a degradation model, Technometrics, 56:302–311, doi.org/10.1080/00401706.2013.830074.

[17] Z. S. Ye, L. P. Chen, L. C. Tang, and M. Xie, (2014). Accelerated degradation test planning using the inverse gaussian process, IEEE Trans. Reliab., 63:750–763, doi.org/10.1109/TR.2014.2315773.

[18] M. H. Ling, K. L. Tsui, and N. Balakrishnan, (2015). Accelerated degradation analysis for the quality of a system based on the gamma process, IEEE Trans. Reliab., 64:463–472, doi.org/10.1109/TR.2014.2337071.

[19] Q. Guan, Y. Tang, and A. Xu, (2016). Objective Bayesian analysis accelerated degradation test based on Wiener process models, Appl. Math. Model., 40:2743–2755, doi.org/10.1016/j.apm.2015.09.076.

[20] P. H. Jiang, B. X. Wang, and F. T. Wu, (2019). Inference for constant-stress accelerated degradation test based on Gamma process, Appl. Math. Model., 67:123–134, doi.org/10.1016/j.apm.2018.10.017.

[21] N. D. Singpurwalla, (1995). Survival in Dynamic Environments, Statistical Science, 10(1):86–103, http://www.jstor.org/stable/2246233.

[22] C. Zhang, X. Lu, Y. Tan, and Y. Wang, (2015). Reliability demonstration methodology for products with Gamma Process by optimal accelerated degradation testing, Reliab. Eng. Syst. Saf., doi.org/10.1016/j.ress.2015.05.011, 142:369–377.

[23] [23] C. Park and W. J. Padgett, (2005). Accelerated degradation models for failure based on geometric Brownian motion and gamma processes, Lifetime Data Anal., 11:511–527, doi.org/10.1007/s10985-005-5237-8.

[24] Z. Pan and N. Balakrishnan, (2010). Multiple-steps step-stress accelerated degradation modeling based on wiener and gamma processes," Commun. Stat. Simul. Comput., 39:1384–1402, doi.org/10.1080/03610918.2010.496060.

[25] X. Wang, (2009). Nonparametric estimation of the shape function in a Gamma process for degradation data, Can. J. Stat., 37:102–118.

[26] M. R. Niavarani, (2014). Multi-Variate-Attribute Quality Control (MVAQC) (Doctoral dissertation, University of Melbourne, Department of Mechanical Engineering).

[27] H. Taleb, (2009). Control charts applications for multivariate attribute processes, Comput. Ind. Eng., 56:399–410, doi.org/10.1016/j.cie.2008.06.015.

[28] Lu, X. S. (1998). Control chart for multivariate attribute processes. International Journal of Production Research, 36(12), 3477-3489, doi.org/10.1080/002075498192166.

[29] M. H. Doroudyan and A. Amiri, (2013). Monitoring multivariate-attribute processes based on transformation techniques, Int. J. Adv. Manuf. Technol., 69:2161–2172, doi.org/10.1007/s00170-013-5149-9.

[30] M. H. Doroudyan and A. Amiri, (2014). Monitoring correlated variable and attribute quality characteristics based on NORTA inverse technique, Int. J. Product. Qual. Manag., 14:247–262, doi.org/10.1504/IJPQM.2014.064478.

[31] M. R. Maleki and R. Sahraeian, (2015). Online monitoring and fault diagnosis of multivariate-attribute process mean using neural networks and discriminant analysis technique, Int. J. Eng. Trans. BAppl., 28:1634–1643, doi: 10.5829/idosi.ije.2015.28.11b.11.

[32] M. R. Maleki and A. Amiri, (2015). Simultaneous Monitoring of Multivariate-attribute Process Mean and Variability Using Artificial Neural Networks, J. Qual. Eng. Prod. Optim., 1:43–54, https://jqepo.shahed.ac.ir/article_188_db89132e09a36c98cd375afffd946530.pdf.

[33] M. Ahsan, M. Mashuri, H. Kuswanto, D. D. Prastyo, and H. Khusna, (2018). Multivariate control chart based on PCA mix for variable and attribute quality characteristics, Prod. Manuf. Res., 6:364–384, doi.org/10.1080/21693277.2018.1517055.

[34] F. Aparisi and L. Lee Ho, (2018). M-ATTRIVAR: An attribute-variable chart to monitor multivariate process

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

Saf., 94(2):418–431, doi.org/10.1016/j.ress.2008.04.002.
[41] Escobar, L. A., & Meeker, W. Q. (2006). A review of accelerated test models. Statistical science, 21(4):552-577, http://www.jstor.org/stable/27645794.
[42] W. Q. Meeker, L. A. Escobar, and C. J. Lu, (1998). Accelerated Degradation Tests: Modeling and Analysis, Technometrics, 40:89–99, doi.org/10.1080/00401706.1998.10485191.
[43] C.-Y. Peng and S.-T. Tseng, (2010). Progressive-stress accelerated degradation test for highly-reliable products, IEEE Trans. Reliab., 59:30–37, doi.org/ 10.1109/TR.2010.2040769.
[44] J. Lawless and M. Crowder, (2004). Covariates and random effects in a gamma process model with application to degradation and failure, Lifetime Data Anal., 10:213–227, doi.org/10.1023/B:LIDA.0000036389.14073.dd.
[45] Z. Pan and N. Balakrishnan, (2011). Reliability modeling of degradation of products with multiple performance characteristics based on gamma processes, Reliab. Eng. Syst. Saf., 96:949–957, doi.org/10.1016/j.ress.2011.03.014.
[46] Chaluvadi, V. N. H. (2008). Accelerated life testing of electronic revenue meters (Doctoral dissertation, Clemson University).
[47] M. C. Shaw, (2001). Engineering Statistics Handbook, Eng. Probl. Solving, https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/eda.htm.
means, Qual. Reliab. Eng. Int., 34:214–228, doi.org/10.1002/qre.2250.
[35] N. Balakrishnan and D. Han, (2008). Exact inference for a simple step-stress model with competing risks for failure from exponential distribution under Type-II censoring, J. Stat. Plan. Inference, 138,:4172–4186, doi.org/10.1016/j.jspi.2008.03.036.
[36] A. Banerjee and D. Kundu, (2008). Inference based on type-II hybrid censored data from a Weibull distribution, IEEE Trans. Reliab., 57:369–378, doi.org/ 10.1109/TR.2008.916890.
[37] J. F. Castet and J. H. Saleh, (2009). Satellite and satellite subsystems reliability: Statistical data analysis and modeling," Reliab. Eng. Syst. Saf., 94:1718–1728, doi.org/10.1016/j.ress.2009.05.004.
[38] M.-H. Chen, X. Tong, and J. Sun, (2009). A frailty model approach for regression analysis of multivariate current status data, Stat. Med., 28:3424–3436, doi.org/10.1002/sim.3715.
[39] Lu, C. J., Meeker, W. Q., & Escobar, L. A. (1996). A comparison of degradation and failure-time analysis methods for estimating a time-to-failure distribution. Statistica Sinica, 6(3):531-546, http://www.jstor.org/stable/24305606.
[40] E. Deloux, B. Castanier, and C. Bérenguer, (2009). Predictive maintenance policy for a gradually deteriorating system subject to stress," Reliab. Eng. Syst.

Archive of SID.ir

Archive of SID.ir

IERPS Journal of Industrial Engineering Research in Production Systems

ISSN: 2345-2269

Journal of Industrial Engineering Research in Production Systems

Spring and Summer 2023, Volume 11., No. 22., pp. 1-17
www.ier.basu.ac.ir

DOI: 10.22084/IER.2023.25524.2063

Estimating Remaining Useful Lifetime Considering Effects of Different Process Stress on Degradation

A.B. Amirhosseini[1], H. Ghazanfari[2*], A. Hafezolkotob[3]

[1.] PhD Candidate, Department of Industrial Engineering, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[2.] Assistant Professor, Department of Industrial Engineering, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
[3.] Associate Professor, Department of Industrial Engineering, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

ARTICLE INFO

***Article history*:**

Received: 2022/1/16
Accepted: 2022/6/1

***Keywords*:**

Stochastic Modeling
Multivariate-Attribute Control Chart (MVACC)
Accelerated Degradation Analysis
Gamma Process

ABSTRACT

The process of health monitoring and correct prognosis of time to failure occurrence is still considered by many researchers of systems reliability to seek more effective use of available facilities. In the present study, a one-component system with four general failure mechanisms has been considered, one of which is excessive degradation under normal operating conditions and the other is accelerating the degradation process. In this paper, continuous degradation of the Gamma process is considered with two discrete and continuous noise factors or stresses, which create three different failure mechanisms in the accelerated lifetime condition. The discrete noise factor follows the Poisson distribution function and the continuous noise factor follows the normal distribution function. These four situations are investigated in the present paper and in each of them, the estimation of the reliability function and the remaining useful lifetime (RUL) or health prognosis of the equipment is obtained in order to reduce the probability of failure in this single-component system. A hybrid approach using statistical process control (SPC) with data transformation method is used to monitor the noise factors. It was also shown that with the significance of the noise factor or factors the scale parameter of the gamma distribution increases and, the reliability and remaining useful lifetime decrease. An example is solved at the end to illustrate the proposed method.

[*] Corresponding author. H. Ghazanfari
Tel.:021-46117082; E-mail address: h.ghazanfari1399@gmail.com

Archive of SID.ir