

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

امیربهادر امیرحسینی^۱، حسین غضنفری^{۲*}، اشکان حافظ‌الکتب^۳

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

خلاصه

فرآیند پایش سلامت و پیش‌بینی صحیح وقوع زمان شکست هنوز مورد توجه بسیاری از محققین قابلیت اطمینان سیستم‌ها است تا به دنبال استفاده مؤثرتر از تسهیلات موجود باشند. در تحقیق حاضر سیستمی تک‌مؤلفه‌ای با چهار مکانیسم شکست کلی در نظر 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 اخلاص یا تنش گسسته و پیوسته در نظر گرفته شده‌اند که سه مکانیسم مختلف شکست را در وضعیت طول عمر شتاب‌یافته ایجاد کرده، همچنین عامل اخلاص گسسته از تابع توزیع پواسون و عامل اخلاص پیوسته از تابع توزیع نرمال پیروی می‌کنند. این چهار وضعیت در مقاله حاضر بررسی شده و در هر یک از آن‌ها، تخمین تابع قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقی مانده (پیش‌بینی سلامت) تجهیزات به دست 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 اخلاص به کار گرفته می‌شود. همچنین نشان داده شد که با معنادار شدن عامل یا عوامل اخلاص 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.

اطلاعات مقاله

تاریخچه مقاله:

دریافت ۱۴۰۰/۱۰/۲۶

پذیرش ۱۴۰۱/۰۳/۱۱

(مقاله پژوهشی)

کلمات کلیدی:

مدل سازی تصادفی

نمودار کنترل چندمتغیره

چندوصفی

تجزیه و تحلیل تخریب

شتاب یافته

فرآیند گاما

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 اخلاص 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 جزئی را برای وضعیت سیستم فراهم می‌کنند. همچنین، پایش وضعیت توجه بسیار زیادی را در ادبیات موضوع به خود 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 به کار برده شده و تجزیه و تحلیل متغیرهای کمکی به تشخیص شکست کمک می‌کند؛ زیرا شدت تنش قبل از وقوع شکست افزایش می‌یابد. این متغیرها به دلیل تغییر شرایط محیطی مکانیسم‌های شکست را تسریع کرده و در این شرایط تنش‌ها یا عوامل اخلاص بر سیستم‌های عملیاتی تأثیر می‌گذارند [۶-۹].

* نویسنده مسئول: حسین غضنفری

تلفن: ۰۲۱-۴۶۱۱۷۰۸۲-۰۲۱؛ پست الکترونیکی: ghazanfari1399@gmail.com

چندین مشخصه کیفی همبسته که از مشخصه‌های کیفی متغیر و وصفی تشکیل شده بودند را در نظر 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 در روش 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، تجزیه و تحلیل مؤلفه اصلی و تجزیه و تحلیل 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 هشدار 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 [۳۵-۳۸]. تجزیه و تحلیل تخریب، تخمین دقیق‌تری از طول عمر متوسط نسبت به تجزیه و تحلیل شکست معمول ارائه می‌دهد [۳۹]. یک خط‌مشی نگهداری و تعمیر پیشگویانه را در یک سیستم در حال تخریب با حضور یک عامل اخلاص پیوسته به‌همراه تنش در نظر گرفتند. دو مکانیسم شکست که یکی سطح تخریب بیش‌از اندازه و دیگری شوک می‌باشد در این مقاله در نظر گرفته شده و کنترل فرآیند آماری و نگهداری بر مبنای وضعیت را برای کنترل عامل اخلاص پیوسته ترکیب کردند. در این مقاله، فرآیند تخریب و شوک به ترتیب 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 تجزیه و تحلیل قابلیت اطمینان تجهیزات طراحی شده بر پایه مدارهای الکتریکی منتشر شده است [۴۱-۴۳]. فرآیند گاما را برای تجزیه و تحلیل نرخ رشد ترک ناشی از

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 در گذر 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 آن که تنها پارامتر شکل فرآیند گاما با سطح تنش مرتبط است، اما پارامتر مقیاس با سطح تنش مرتبط نیست [۲۴-۲۲]. دوم آن که تنها پارامتر مقیاس با سطح تنش مرتبط است، اما پارامتر شکل با سطح تنش ارتباط ندارد [۲۵]. سوم آن که پارامترهای شکل و مقیاس هر دو با سطح تنش مرتبط هستند. در نهایت 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 دو جمله‌ای استفاده می‌شود [۲۸]. ابتداءً 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

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 تجزیه و تحلیل می‌شود. در نهایت، نتیجه‌گیری در بخش ۶ ارائه شده است.

۲. پیش‌نیازها و مفروضات

در این تحقیق سیستم مورد مطالعه تحت تأثیر عوامل تصادفی اخلاخل قرار می‌گیرد. اگر سطح عامل یا عوامل اخلاخل 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 به شرح زیر هستند.

- سیستم مورد مطالعه یک سیستم تک‌جزیی در نظر گرفته شده است.
- طول عمر سیستم (T) یک متغیر تصادفی با فرآیند گاما است.
- بر اساس داده‌های تجربی یا مدل‌های فیزیکی، فرآیند تخریب سیستم، شناسایی شده و همچنین، تخریب افزایشی و مستقل است.
- برای تشخیص مقدار متغیر تخریب که قابل اندازه‌گیری است، باید از بازرسی استفاده شود. به این ترتیب که این متغیر با سطح از پیش تعیین شده مقایسه می‌شود. دوره پایش متغیرهای حالت فرآیند توسط نمودارهای کنترل، ثابت در نظر گرفته شده و با t تعریف می‌شود.
- در هر چهار مکانیسم شکست، این امکان وجود دارد که سیستم بتواند به‌کار خود ادامه دهد، اما به دلیل گذر از آستانه از پیش 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 در نظر گرفته می‌شود که در وضعیت شکست قرار دارد. سطح آستانه از 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 از پیش تعیین شده برای عوامل اخلاخل اول و دوم به ترتیب UCL_d و UCL_c است. به عبارت 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.

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 بر اساس فرآیند گامای دوم‌تغیره را مدل‌سازی کردند [۴۵]. کیفیت یا سلامت سیستم در یک فرآیند گاما را برحسب درصد کمی‌سازی کردند [۱۸]. مجموعه داده‌های دودهای ساطع‌کننده نور که شدت آن با درصد مشخص می‌شود را در شرایط تخریب عادی و تسریع شده معرفی کردند. در این شرایط، زمانی که شدت نور ۵۰ درصد کاهش می‌یابد، نمونه‌ها از کار می‌افتند [۴۶].

در این مقاله تأثیر دو عامل اخلاخل 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 اخلاخل همبسته گسسته و پیوسته را پایش کرد؟

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

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

(۴) اگر عوامل اخلاخل (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:

- روش پایش دو عامل اخلاخل محیطی با نمودارهای کنترل کیفیت آماری ارائه می‌شود.
 - برآورد قابلیت اطمینان سیستم در شرایط عادی که عوامل اخلاخل تحت کنترل هستند.
 - برآورد قابلیت اطمینان سیستم در شرایط غیرعادی که عوامل اخلاخل (اول/دوم / هر دو) تحت کنترل نیستند.
 - پیشگویی تخمین طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) تجهیزات در حضور یا عدم حضور عامل یا عوامل اخلاخل 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 آن که مطالعه حاضر بر دو عامل محیطی تصادفی همبسته با توزیع احتمال پیوسته و گسسته و یک تابع چگالی احتمال توام متمرکز است. دوم آن که تنش موجب می‌شود که پارامترهای تابع چگالی احتمال فرآیند تخریب، به‌طور قابل توجهی تغییر کنند. ضروری است سوالات تحقیق در حالتی که تنها عامل اخلاخل اول یا دوم (تنش‌ها) یا ترکیب هر دوی آن‌ها معنادار هستند، مورد بررسی قرار گیرد. در نهایت، پایش فرآیند و اندازه‌گیری قابلیت اطمینان در گذر زمان مورد مطالعه قرار می‌گیرد. برای پایش هم‌زمان عوامل اخلاخل، از نمودارهای کنترل چندمتغیره چندوصفی استفاده می‌شود و با به‌دست آوردن اطلاعات از آخرین

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. به‌طور کلی، $S_c, S_d \sim f(S_c, S_d)$ تابع چگالی احتمال توام دو متغیر گسسته و پیوسته خواهد بود.

مدیریت عملیات، سطوح عوامل اخلاص 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 در گذر زمان هدایت می‌کند اما تا زمانی که 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 اخلاص 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 اخلاص (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 بیش از حد در کارکرد سبب شکست سیستم می‌شود. در دومین حالت شکست، سیستم در شرایط خارج از کنترل کار می‌کند و عامل اخلاص 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 اخلاص 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 اخلاص 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_0 صفر است را به حد مجاز و آستانه ازپیش تعریف شده M برساند. برای تخمین طول عمر باقیمانده تجهیزات، مفروضات زیر در نظر 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 $0 < t_0 < \dots < t_n$ در نظر گرفته شده‌اند.
- هر افزایش $Y(t_{t+s}) - Y(t_s)$ از توزیع گاما پیروی می‌کند. پارامتر شکل و پارامتر مقیاس آن به ترتیب αt و β است. تابع

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
$f(y at, \beta)$	تابع توزیع احتمال
$F_T(t \alpha, \beta)$	تابع توزیع تجمعی
M	آستانه ازپیش تعریف شده شکست برای متغیر تخریب
S_d	متغیر عامل اخلاص گسسته
S_c	متغیر عامل اخلاص 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 اخلاص
UCL_c	آستانه تنش برای دومین عامل اخلاص
t_k	زمان گسسته
λ	پارامتر توزیع پواسون
μ	میانگین تابع توزیع نرمال
σ	انحراف استاندارد تابع توزیع نرمال
n	اندازه زیرگروه
S_T	بردار عوامل اخلاص
\bar{S}_T	بردار میانگین عوامل اخلاص
S_{T12}	ماتریس کوواریانس عوامل اخلاص
Z	اولین بردار تغییر متغیر داده شده عوامل اخلاص
Z_1	عامل اخلاص گسسته پس از اولین تغییر متغیر
Z_2	عامل اخلاص پیوسته پس از اولین تغییر متغیر
h_i	مقدار ریشه عامل اخلاص λ
x_1	عامل اخلاص گسسته پس از تغییر متغیر دوم
x_2	عامل اخلاص 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 اخلاص تصادفی گسسته (S_d) و پیوسته (S_c) به‌طور هم‌زمان در نظر گرفته شده‌اند که مقدار متغیرهای تنش‌های محیطی یا فرآیندی (مانند دما، فشار، سطح رطوبت و غیره) را مشخص می‌کنند. مقدار این عوامل اخلاص مستقیماً با استفاده از ابزارهای اندازه‌گیری با مقادیر پیوسته یا سطوح مجزا (دو یا چند سطح) اندازه‌گیری می‌شوند. فرض بر این است

ثابت t ، هر یک از مقادیر عوامل اخلاص در بردار $S_T = [S_d, S_c]^T$ ذخیره می‌شوند. گام‌های زیر برای شناسایی معنادار بودن عامل یا عوامل اخلاص توصیه می‌شوند.

(۱) همبستگی بین عوامل اخلاص 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 اخلاص، S_T ، به یک بردار جدید، $Z = CS_T$ منتقل می‌شود.

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

که در آن میانگین مقادیر شدت عوامل اخلاص، \bar{S}_T مقادیر تخمین کوواریانس شدت عوامل اخلاص و n اندازه زیرگروه هستند. (۲) باریشه‌یابی، چولگی بردار متغیر 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 $[0, 1]$ و ترجیحاً نزدیک به صفر قرار دهد. بنابراین با استفاده از روش تنصیف $Z_j = h_j \sqrt{Z_j}$; $j = c, d$ بنا بر این محاسبه کنید.

(۳) برای هر x_j ، حدود نمودار کنترل $Z_{\alpha_j/2} \sigma_{x_j} \pm \mu_{x_j}$ را محاسبه کرده و ارزیابی کنید که آیا فرآیند تحت کنترل قرار دارد یا خیر. اگر x_1 و x_2 هر دو در محدوده حدود کنترل قرار داشته باشند، وضعیت یک رخ داده است. به عبارت دیگر، هر دو عامل اخلاص از نظر آماری در وضعیت تحت کنترل قرار داشته و تأثیر معناداری بر فرآیند تخریب نخواهند داشت. اگر x_1 یا x_2 هر کدام یک هشدار خارج از کنترل تولید کنند، به ترتیب وضعیت‌های دو و سه اتفاق می‌افتند و زمانی که هر دو 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 اخلاص محیطی

در شرایطی که سیستم تحت تأثیر عامل یا عوامل اخلاص 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 از جمله 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 به ترتیب 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. از آنجایی که طول عمر در شرایط تحت کنترل، t_{sd} ، متناسب با طول عمر در وضعیت خارج از کنترل، t_{nf} ، است. ضریب تناسب خطی [۴۷] $t_{sd} =$

چگالی احتمال مربوطه به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

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

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

در این حالت، طول عمر سیستم، T ، که به آستانه از پیش 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].

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

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 اخلاص 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)، به دست 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 اخلاص معنادار است. همچنین، رابطه تابع قابلیت اطمینان در شرایط عادی عملیاتی و تنش‌زا به صورت 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 اخلاص و چگونگی تأثیر آن‌ها بر شکست سیستم را شناسایی و پایش می‌کند. در پایان، یک مدل برای هر یک از چهار وضعیت مختلف طراحی و ارائه خواهد شد.

۳-۱. نمودار کنترل چند متغیره چند وصفی

فرآیندهای تصادفی که دارای عوامل اخلاص 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 اخلاص گسسته معنادار است.

(۳) عامل اخلاص پیوسته معنادار است.

(۴) هر دو عامل اخلاص معنادارند.

فرض بر این است که عامل اخلاص اول S_d و دوم S_c به ترتیب 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

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] \\ = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf})} \right) dt \quad (16)$$

(۴) اگر دو عامل اخلاص 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.

$$AF_{nf} = \frac{AZ_d^{-c} Z_c^{-r}}{T_{50}} \quad (17)$$

$$R_{nf}(t/AF_{nf}) \\ = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf})} ; t > 0 \quad (18)$$

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] \\ = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf})} \right) dt \quad (19)$$

تفاوت‌های اصلی میان وضعیت‌های دوم، سوم و چهارم AF_{nf} و t_{fr} و α_{nf} هستند، درحالی‌که β_{nf} 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 در نظر گرفته شده است. این شفت بسیار حساس بوده، در معرض تخریب تدریجی پیوسته قرار داشته و از فرآیند گاما پیروی می‌کند. دو عامل اخلاص می‌توانند بر فرآیند تخریب اثر بگذارند. عامل اخلاص گسسته، k_d درصد رطوبت و عامل اخلاص پیوسته، k_c مقدار ولتاژ که به‌ترتیب از تابع توزیع پواسون و نرمال پیروی می‌کنند. در شرایطی که هر دو عامل اخلاص 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 زمانی که 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 اخلاص برای هر دوره زمانی در نظر گرفته می‌شود.

$t_{nf} \times AF_{nf}$ 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 از نظر 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 $RUL(t) = \int_t^{\infty} R_T(t) dt$ می‌باشد.

$$R_T(t) = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{sd}t, (M - y_0)/\beta_{sd})}{\Gamma(\alpha_{sd}t)} ; t > 0 \quad (9)$$

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] \\ = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{sd}(t - t_0), (M - y_0)/\beta_{sd})}{\Gamma(\alpha_{sd}(t - t_0))} \right) dt \quad (10)$$

(۲) اگر عامل اخلاص 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. پس‌از آن 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.

$$AF_{nf} = \frac{AZ_d^{-c}}{T_{50}} \quad (11)$$

$$R_{nf}(t/AF_{nf}) \\ = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf})} ; t > 0 \quad (12)$$

$$RUL(t_0, y_t) = E[T - t_0 | T > t_0, y_t] \\ = \int_{t_0}^{\infty} \left(1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf})} \right) dt \quad (13)$$

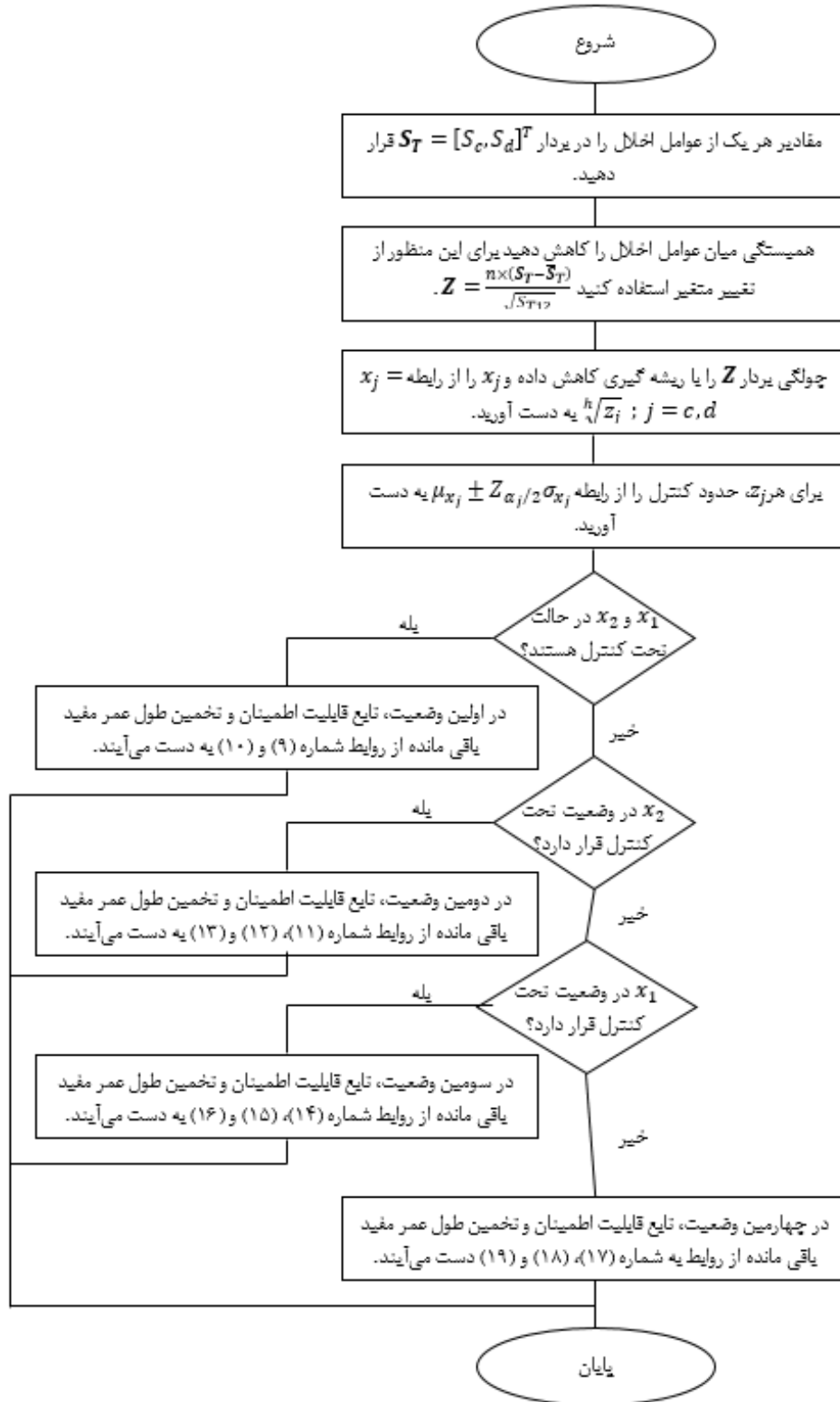
(۳) فرض کنید که شرایط خارج از کنترل به‌دلیل عامل اخلاص پیوسته مشابه قسمت قبل ایجاد شده باشد. در این وضعیت، پارامترهای نشان‌دهنده رابطه میان طول عمر و متغیر کمکی محیطی (A و r در مدل شماره (۷)) تخمین زده می‌شوند. در ادامه، مانند بند ۲ اقدام شده و قابلیت اطمینان و ارزیابی طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی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

$$AF_{nf} = \frac{AZ_c^{-r}}{T_{50}} \quad (14)$$

$$R_{nf}(t/AF_{nf}) \\ = 1 - \frac{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf}, (M - y_0)/\beta_{nf})}{\Gamma(\alpha_{nf}t/AF_{nf})} ; t > 0 \quad (15)$$

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 به ترتیب در جدول (۴) ارائه شده‌اند.

آستانه معناداری برای عامل اخلاص گسسته یا درصد رطوبت ۶۰ درصد و برای عامل اخلاص پیوسته یا ولتاژ ورودی این سیستم ۳۸۰ ولت است. از آنجایی که درصد رطوبت گام به گام اندازه‌گیری می‌شود، این عامل اخلاص به عنوان یک متغیر کمکی در نظر گرفته می‌شود. داده‌های تجربی نشان‌دهنده تغییرات در سطح متغیرهای تخریب در



شکل (۱). مدل مفهومی تحقیق حاضر

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

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

اندازه نمونه k

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

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

اندازه نمونه k

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 اخلاص را کاهش دهید. با توجه به این که حجم نمونه ۱۵ عدد است، بنابراین $n = 15$ خواهد بود. بردار میانگین برابر است با $\bar{S}_T = [25.0027, 360.0844]^T$ همبستگی میان دو متغیر کمکی $Corr(S_T) = -0.090$ خواهد بود پس از تغییر متغیر بردار کوواریانس دو متغیر کمکی جدید برابر است با $Cov(Z) = \begin{bmatrix} 9.0532 & -0.8235 \\ -0.8235 & 8.2602 \end{bmatrix}$ و $S_{T12} = \begin{bmatrix} 9.0532 & -0.8235 \\ -0.8235 & 8.2602 \end{bmatrix}$ همبستگی دو متغیر کمکی جدید $Corr(Z) = -0.0706$ خواهد بود.

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

(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، $UCL_{x1} = 8.6299$ ، $LCL_{x1} = -14.4211$ ، $UCL_{x2} = 24.0626$ و $LCL_{x2} = -2.8373$ خواهند بود. در مورد این که آیا فرآیند تحت کنترل است یا خیر، به زیر بخش ۳-۱ مراجعه کنید. دو نمودار کنترل جداگانه برای هر یک از عوامل اخلاص در شکل (۲) و شکل (۳) ارائه شده است.

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

t (hour)	تحت کنترل (mm)	هدار خارج از کنترل به دلیل		
		S_c and S_d (mm)	S_d (mm)	S_c (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	۰/۵۲۱	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 روشن تر شدن روش پیشنهادی مثالی که در بخش ۴ ارائه شده، حل می‌شود. ابتدا عملکرد سیستم در هر یک از چهار وضعیت به‌صورت جداگانه بررسی می‌شود؛ یعنی فرض می‌شود که هر بار شفت در یکی از چهار وضعیت یاد شده 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

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

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

هیچ یک از عوامل اخلاص معنادار نیستند؛ بنابراین، پایایی و برآورد طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) سیستم در $t_1 = 1120$ ساعت به ترتیب توسط روابط (۹) و (۱۰) محاسبه می‌شوند. در این حالت y_0 برابر با صفر است.

$$R_T(1120) = 1 - \frac{\Gamma(2.1706, 4/0.0919)}{\Gamma(2.1706)} = 1 \quad (20)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120 | T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{22400} dt = 21280.000 h \quad (21)$$

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

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

در این وضعیت‌ها، عامل اخلاص گسسته، پیوسته هر یک به تنهایی و هر دو عامل اخلاص گسسته و پیوسته معنادار هستند؛ بنابراین، طول عمر سیستم به ترتیب 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 $Ln(t_{fr}) = Ln(A) - cLn(S_d)$ و $Ln(t_{fr}) = Ln(A) - rLn(S_c)$ و $cLn(S_d) - rLn(S_c)$ در ادامه، با استفاده از این رابطه خطی شده و داده‌های جدول یاد شده، نرم‌افزار Minitab به کار گرفته می‌شود.

در نهایت، مقادیر ثابت $A = 20781$ و $Ln(A) = 9.942$ ، $c = -1.272$ و $r = 0.1553$ به دست می‌آیند. همچنین، با مراجعه به خروجی این نرم‌افزار مشاهده می‌شود که مقدار $R-sq$ (adj) و $R-sq$ (pred) برابر ۱۰۰٪ و مقدار شاخص VIF برای $Ln(S_1)$ ، $Ln(S_2)$ و $Ln(S_3)$ در این شرایط به ترتیب ۱/۰۰، ۱/۰۰ و ۱/۰۷ بوده که قابل قبول است. بنابراین، مقادیر به دست آمده مربوط به ثابت مدل ولتاژ-رطوبت توجیه‌پذیر بوده و قابل استناد هستند. در نتیجه، رابطه طول عمر سیستم بر حسب عامل اخلاص گسسته درصد رطوبت، عامل اخلاص پیوسته ولتاژ و عوامل اخلاص پیوسته و گسسته ولتاژ و درصد رطوبت به شکل زیر محاسبه می‌شوند.

$$t_{fr} = 20781 \times S_d^{1.272} \quad (22)$$

$$t_{fr} = 20781 \times S_c^{-0.1553} \quad (23)$$

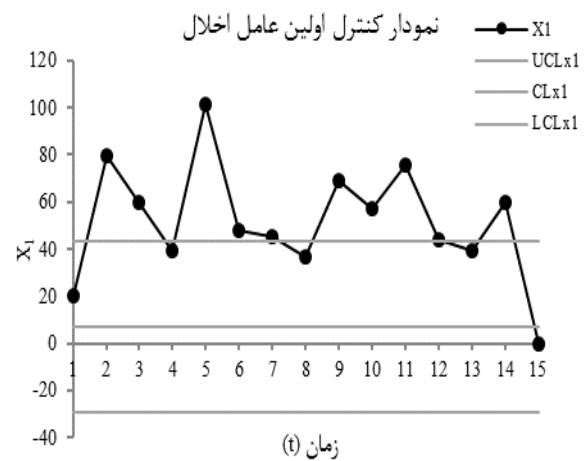
$$t_{fr} = 20781 \times S_d^{1.272} \times S_c^{-0.1553} \quad (24)$$

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

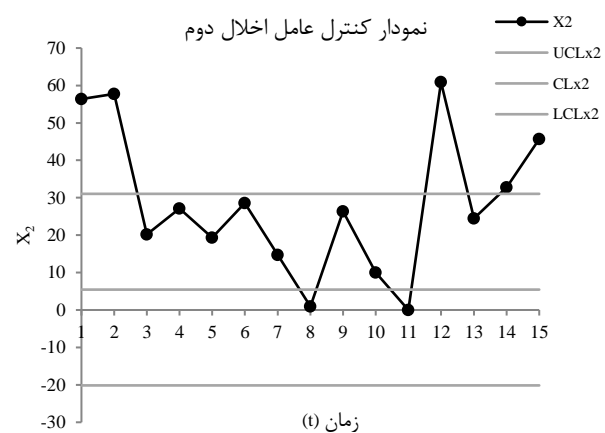
$$t_{fr} = 20781 \times 0.6^{1.272} = 10852.9944 h \quad (25)$$

$$t_{fr} = 20781 \times 380^{-0.1553} = 8260.2875 h \quad (26)$$

$$t_{fr} = 20781 \times 0.6^{0.1272} \times 380^{-0.1553} = 4313.9817 h \quad (27)$$



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



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

۲-۵. تابع چگالی احتمال داده‌های شکست

اولین گام برای تجزیه و تحلیل 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 این که آیا هر یک از عوامل اخلاص به تنهایی یا هر دو معنادار هستند یا خیر. اما گام دوم انجام محاسبات به دنبال تعیین نوع تابع توزیع احتمال شکست می‌باشد. با توجه به این که 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 مورد نیاز 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.

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

در وضعیت اول، زمانی که سیستم در حالت تحت کنترل قرار دارد،

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

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

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 ۴ در 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	هدشار خارج از کنترل به دلیل		
		S_c	S_c	S_d
۱۱۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
۲۲۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
۳۳۶۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
۴۴۸۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	
۵۶۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	
۶۷۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	۰/۰۱۶	
۷۸۴۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۱	۰/۳۶۱	
۸۹۶۰	۰/۰۰۰	۰/۱۰۸	۰/۶۷۱	
۱۰۰۸۰	۰/۰۰۰	۰/۲۶۳	۰/۸۸۶	
۱۱۲۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۸۱	۰/۹۷۴	
۱۲۳۲۰	۰/۰۰۰	۰/۶۹۸	۰/۹۹۶	
۱۳۴۴۰	۰/۰۰۲	۰/۸۵۷	۱/۰۰۰	
۱۴۵۶۰	۰/۰۰۶	۰/۹۴۵	۱/۰۰۰	
۱۵۶۸۰	۰/۰۱۵	۰/۹۸۳	۱/۰۰۰	
۱۶۸۰۰	۰/۰۳۷	۰/۹۹۶	۱/۰۰۰	

بنابراین، ضریب شتاب، مقدار تابع قابلیت اطمینان و برآورد طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی سلامت) که در آن عامل اختلال گسسته، S_d عامل اختلال پیوسته، S_c هر یک به‌تنهایی و هر دو عامل اختلال باهم معنادار هستند به‌وسیله روابط (۱۱)، (۱۲)، (۱۳)، (۱۴)، (۱۵)، (۱۶)، (۱۷)، (۱۸) و (۱۹) به‌دست می‌آیند. در این وضعیت‌ها γ_0 برابر با صفر است.

$$AF_{S_d} = \frac{10852.9944}{10623.4947} = 1.0216 \quad (28)$$

$$R_{sd}(1120) = 1 - \frac{\Gamma(\frac{3.3434}{1.0216}, 4/0.1224)}{\Gamma(\frac{3.343}{1.0216})} = 1 \quad (29)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120 | T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{10947.997} dt = 9827.997 h \quad (30)$$

$$AF_{S_c} = \frac{8260.2875}{8250.9749} = 1.0011 \quad (31)$$

$$R_{sd}(1120) = 1 - \frac{\Gamma(\frac{4.7131}{1.0011}, 4/0.1153)}{\Gamma(\frac{4.7131}{1.0011})} = 1 \quad (32)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120 | T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{8249.276} dt = 7129.276 h \quad (33)$$

$$AF_{S_d S_c} = \frac{4313.9817}{4216.9540} = 1.0230 \quad (34)$$

$$R_{sd}(1120) = 1 - \frac{\Gamma(\frac{9.8460}{1.0230}, 4/0.1048)}{\Gamma(\frac{9.8460}{1.0230})} = 1 \quad (35)$$

$$RUL(1120, y_t) = E[T - 1120 | T > 1120, y_t] = \int_{1120}^{4346.283} dt = 3226.283 h \quad (36)$$

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 هر یک 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.

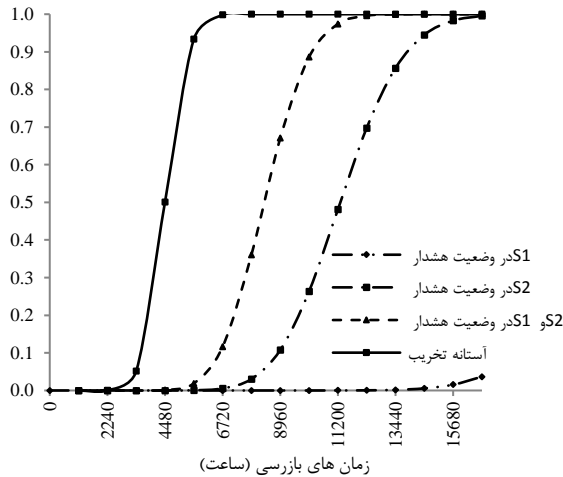
طبق جدول (۶) بهترین زمان تعویض شفت در وضعیت‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ به‌ترتیب ۲۱۲۸۰، ۹۸۲۷/۹۹۷، ۷۱۲۹/۲۷۶ و ۳۲۲۶/۲۸۳ ساعت پس از شروع به‌کار می‌باشد. شکل (۴) نیز پیشرفت تخریب

۴-۶. محاسبه قابلیت اطمینان و طول عمر مفید باقیمانده در

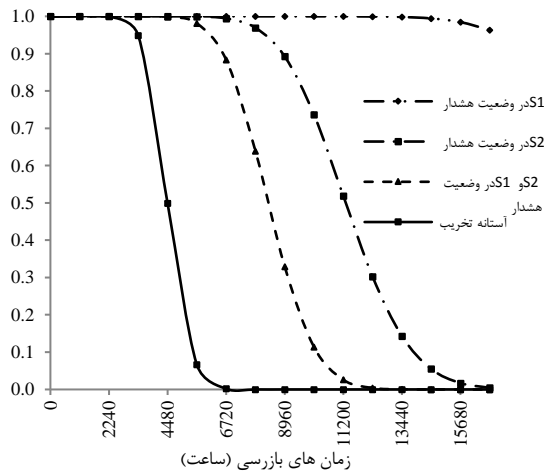
وضعیت‌های اول تا چهارم ترکیبی

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

لازم به یادآوری است که t_0 تنها در زمان t_0 صفر است. در این مثال، پس از آن که مشخص شد سیستم درجه موقعیتی قرار دارد و براساس مقدار t_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.

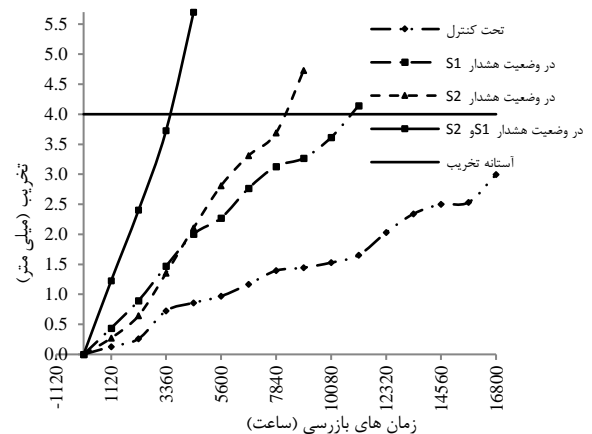
جدول (۸). برآورد مقادیر قابلیت اطمینان در ۴ وضعیت مختلف

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

جدول (۹). برآورد مقادیر طول عمر مفید باقیمانده (پیش‌بینی

سلامت) در ۴ وضعیت مختلف

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



شکل (۴). تخریب قطر شفت

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

t ساعت	عامل/ عامل اخلاخ	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	-	-

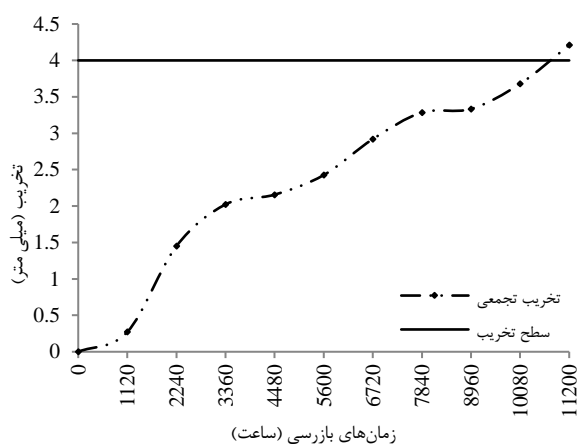
عمر مفید باقیمانده به‌طور هم‌زمان استفاده می‌شود. با توجه به امکان معنادار بودن دو عامل اخلاخ در هر زمان، چهار وضعیت مختلف در نظر گرفته شده است. ابتدا، تخریب در شرایط کاری عادی. دوم، تخریب شتاب‌یافته در حالت معنادار بودن عامل اخلاخ گسسته. سوم، تخریب شتاب‌یافته در وضعیت تأثیر معنادار عامل اخلاخ پیوسته و چهارم تخریب شتاب‌یافته بر اثر تأثیر معنادار هم‌زمان هر دو عامل اخلاخ، وضعیت‌های مورد مطالعه در این مقاله هستند. از آنجایی 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 اخلاخ 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 اخلاخ 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 اخلاخ محیطی در حضور اغتشاش گونه دو عامل اخلاخ 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 اخلاخ همبسته گسسته و پیوسته را در تحقیقات آتی دنبال کرد. مطالعه حاضر همچنین پتانسیل توسعه بر روی سایر الگوهای شکست را دارد. مفهوم کاپولا را می‌توان برای طول عمر شتاب‌یافته چندمتغیره اعمال کرد، به‌ویژه زمانی که اجزاء از نظر آماری وابسته هستند. از هوش مصنوعی و شبکه‌های عصبی نیز می‌توان برای پایش عامل یا عوامل اخلاخ استفاده کرد.

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 اخلاخ پارامتر شکل توزیع گاما افزایش یافته اما تأثیر چندانی بر پارامتر مقیاس نداشته و پایایی و طول عمر مفید باقیمانده کاهش می‌یابند. شکل (۷) پیشرفت واقعی تخریب شفت را در زمان‌های بازرسی شده به همراه آستانه تخریب از پایش 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 اخلاخ 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 اخلاخ گسسته از تابع توزیع پواسون و عامل اخلاخ 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

- 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.res.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 chat to monitor multivariate process
- [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.ymsp.2006.11.005.
- [6] M. Ben-Daya and M. A. Rahim, (2000). Effect of maintenance on the economic design of \bar{x} -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 \bar{X} 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

- Saf., 94(2):418–431, doi.org/10.1016/j.res.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.res.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.res.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.*



DOI: 10.22084/IER.2023.25524.2063

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

A.B. Amirhosseini¹, H. Ghazanfari^{2*}, A. Hafezolkotob³

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