

پایش داده‌های سانسور شده از چپ در فرایندهای چندمرحله‌ی مبتنی بر مدل رگرسیون تحلیل بقا

شروین اسدزاده (استادیار)

گروه مهندسی صنایع، دانشکده‌ی فنی و مهندسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال

مهندسی صنایع و مدیریت شریف، زمستان ۱۳۹۹ (۱۳۶-۱) شماره ۱/۲، ص. ۶۵-۷۱

امروزه تولید اغلب محصولات حاصل فرایندهایی با چندین مرحله است. در هر بخش از فرایندهای چندمرحله‌ی متغیرهایی با ماهیت قابلیت اطمینان، می‌توانند عملکرد فرایند را تحت تأثیر قرار دهند. این متغیرها ویژگی‌های منحصر بفردی چون سانسورشدگی و پیروی از توزیع‌های خانواده مکان - مقیاس و لگاریتم - مکان - مقیاس دارند. در این نوشتار به کمک راهکارهای کنترل فرایند آماری پیشرفته و رویکردهای مدل‌سازی، داده‌های قابلیت اطمینان در حضور سانسورشدگی از چپ پایش شده است. بدین منظور، ابتدا مدل‌سازی داده‌ها به کمک مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا مورد مطالعه قرار گرفت. سپس رویکردهای پایش بر اساس نمودارهای کنترل جمع تجمعی و میانگین متحرک موزون نمایی به کمک تشکیل تابع درست‌نمایی و مقدار ارزش انتظاری ارائه شده و متعاقباً توسط شاخص‌های متوسط طول دنباله مورد توجه قرار گرفته است. در نهایت عملکرد برترین نمودار کنترل به صورت مطالعه‌ی موردی در کارخانه‌ی تک‌تاب ظریف مورد بررسی قرار می‌گیرد.

واژگان کلیدی: مدل رگرسیون تحلیل بقا، سانسورشدگی از چپ، مقدار ارزش انتظاری، فرایند چندمرحله‌ی، تابع درست‌نمایی.

sh_asadzadeh@iau-tnb.ac.ir

۱. مقدمه

یک جزء یا قسمت محصول که از عملکرد رضایت‌بخش و قابل قبول آن خودداری می‌کند.^[۱] در حوزه‌ی قابلیت اطمینان، فرایندها عموماً به وسیله یک توزیع پارامتری مدل‌سازی می‌شوند و جنبه‌های مختلف مورد دلخواه، از طریق پارامترهای آن توزیع مطالعه و بررسی می‌شود. اما ویژگی‌های منحصر بفرد داده‌های مرتبط با قابلیت اطمینان، ارائه‌ی رویکرد پایش و بنا نهادن نمودارهای کنترل را با مشکل رو به رو می‌سازد. از مهم‌ترین آن ویژگی‌ها می‌توان به دو موضوع سانسورشدگی^۲ و پیروی از توزیع‌های خاص شامل خانواده مکان - مقیاس^۳ (نرمال، لجستیک و مقدار حدی) و لگاریتم - مکان - مقیاس^۴ (لگ نرمال، لگ لجستیک و ویبول) اشاره کرد. سگو و همکاران^[۲] از توزیع احتمالی ویبول و لگ لجستیک به عنوان توزیع زمان بقای بیمار استفاده کرده‌اند. آنان نمودار کنترل جمع تجمعی تعدیل ریسک شده مبتنی بر توزیع لگ لجستیک را با نمودار کنترل مشابه مبتنی بر توزیع برنولی مقایسه کرده‌اند. اشتاینر و جنز^[۵] یک نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی به هنگام شده معرفی کردند که همان نمودار کنترل تعدیل ریسک شده نوین بر مبنای مدل زمان شکست تسریع یافته است. ژنگ و همکاران^[۶] با تمرکز بر فاز یک نمودارهای کنترل، به ارائه‌ی نمودار کنترل شوهارت تعدیل ریسک شده بر مبنای آماره‌ی آزمون نسبت درست‌نمایی پرداخته‌اند. اسدزاده و آقایی^[۷] به منظور پایش قابلیت اطمینان در فرایندهای چندمرحله‌ی با مشخصه‌ی کیفی خروجی متأثر از مراحل قبلی در حضور دو سانسورشدگی ثابت و متغیر از راست، نمودار کنترل جمع تجمعی مبتنی بر

مرغوبیت و کیفیت محصول نشان‌گر درجه‌ی شکوفایی و میزان بلوغ صنعتی است. در این راستا، کنترل فرایند آماری استفاده از روش‌ها و سیستم‌هایی است که اطمینان می‌دهد محصول ارائه شده طی یک فرایند پایدار و مطابق با مشخصات و استانداردهای کیفی لازم تولید شود. امروزه تولید اغلب محصولات حاصل فرایندهایی چندمرحله‌ی هستند، بدین ترتیب که در هر مرحله متغیرهایی تأثیرگذار بر پیکره‌ی فرایند، پیشبرد آن را محقق می‌سازند. در فرایندهای چندمرحله‌ی تغییر مشخصه‌ی کیفی در هر مرحله، مشخصه‌ی کیفی مرحله‌ی بعد را تحت تأثیر قرار خواهد داد؛ از این ویژگی با عنوان «خاصیت آبشاری»^[۱] نام می‌برند. لذا برای کنترل یک فرایند چندمرحله‌ی، اطلاع از روابط مراحل میانی ضروری است؛ مدل‌سازی در این فرایندها نیازمند شناسایی دقیق ارتباط بین متغیرها و انتخاب و ارائه‌ی مناسب‌ترین رویکرد برای پایش و کنترل آنهاست.^[۲]

از طرفی قابلیت اطمینان یک سیستم عبارت است از «احتمال کارکرد سالم و بدون عیب برای مدت زمان مشخص طبق شرایط موجود و از پیش تعیین شده». در همین راستا، گاهی قابلیت اطمینان را کیفیت در طول زمان تعریف می‌کنند. در ساده‌ترین حالت می‌توان ادعان داشت که شکست اشاره دارد به هرگونه تغییر در

تاریخ: دریافت ۱۳۹۸/۳/۲۱، اصلاحیه ۱۳۹۸/۱۲/۳، پذیرش ۱۳۹۹/۲/۳۱.

DOI:10.24200/J65.2020.53558.2003

رگرسیون و دو نمودار میانگین متحرک موزون نمای مبتنی بر مقدار ارزش انتظاری پیشنهاد کردند. اسدزاده و همکاران^[۸] نمودارهای کنترل جمع تجمعی و میانگین متحرک موزون نمایی را با استفاده از مدل رگرسیونی مخاطر متناسب کاکس برای مشاهدات خودهمبسته در حضور و عدم حضور سانسورشدگی مورد بررسی قرار دادند. گودزی و همکاران^[۹] برای پیش‌داده‌های قابلیت اطمینان در فرایندهای سه‌مرحله‌ای در حضور سانسورشدگی از راست، که از مدل رگرسیونی زمان تسریع یافته استفاده می‌کند، نمودارهای کنترل میانگین متحرک موزون نمایی و جمع تجمعی ارائه کرده‌اند. اسد ایوبی و نیکی^[۱۰] یک مدل زمان شکست تسریع یافته مبتنی بر نمودار کنترل تعدیل ریسک شده برای نظارت پیوسته بر خروجی یک جراحی بر اساس یک آزمون نسبت درست‌نمایی به دست آمده از مدل نقطه‌ی تغییر ارائه داده‌اند. همچنین اثبات کرده‌اند بر خلاف مدل‌های موجود، خروجی پیوسته نه تنها به شرایط بیمار بلکه به متغیرهای تأثیرگذار دیگر چون جراحان نیز وابسته است. اسدزاده و کیادلی^[۱۱] یک نمودار کنترل جمع تجمعی و دو نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی به منظور نظارت بر داده‌های قابلیت اطمینان سانسور شده‌ی نوع ۲ در فرایندهای دومرحله‌ای ارائه کرده‌اند. زو و جسک^[۱۲] یک نمودار میانگین متحرک موزون نمایی وزنی یک‌طرفه را برای داده‌ی ویول تحت سانسورشدگی نوع ۱ برای کشف تغییرات طول عمرهای میانگین محصولات تحت سازوکارهای شکست معین توسعه دادند. رازا و همکاران^[۱۳] دو نمودار کنترل مبتنی بر ارزش انتظاری شرطی و نیمه شرطی را به منظور اثربخشی پیش‌داده سانسور شده‌ی نوع ۱ با توزیع ریلی پیشنهاد دادند. گریچ^[۱۴] نمودار کنترل جدیدی را به منظور پیش‌پیوسته و تعدیل ریسک شده‌ی داده‌های بقا ارائه کرد که در فرایندهای چندمرحله‌ای تولیدی و خدماتی کاربرد دارد و بر اساس خوشه‌بندی عمل می‌کند. کینت و همکاران^[۱۵] نشان دادند که نمودارهای کنترل جمع تجمعی تعدیل ریسک شده مبتنی بر آماری لگاریتم نسبت درست‌نمایی که از امتیازات ریسک با یک مدل مناسب استفاده نمی‌کنند ممکن است باعث بدتر شدن عملکرد نمودارها شود؛ دستاورد مذکور در فرایندهای چندمرحله‌ای نیز صادق است. در نهایت، اسدزاده و بقایی^[۱۶] پیش‌داده‌های قابلیت اطمینان را در حضور داده‌های پرت در فرایندهای چندمرحله‌ای مد نظر قرار داده‌اند. بدین منظور رویکردهای رگرسیون استوار با مدل‌های رگرسیون زمان شکست تسریع شده برای یافتن ارتباط دقیق بین متغیرها به هنگام حضور داده‌های پرت تلفیق شده‌اند.

بررسی مرور ادبیات نشان می‌دهد که تحقیقات و پژوهش‌های بسیاری در زمینه‌ی پیش‌داده‌های قابلیت اطمینان در حضور سانسورشدگی صورت پذیرفته، اما اغلب بحث سانسورشدگی سمت راست مورد توجه قرار گرفته است. در نوشتار حاضر به بررسی داده‌های قابلیت اطمینان در حضور سانسورشدگی سمت چپ و ارائه‌ی رویکردی مناسب برای پیش و کنترل آنها در راستای شناسایی هرچه سریع‌تر تغییرات خواهیم پرداخت. مشخصه‌ی کیفی مورد بحث در پژوهش پیش‌رو، استحکام و استقامت نخ‌های تولیدی در کارخانه تک‌تاب ظریف، برای تولید کیسه‌های گونی است. بدین ترتیب که رشته‌های نخ پس از طی مراحل به هم پیوسته که در آن تغییر در متغیرهایی در هر مرحله بر مشخصه‌ی کیفی مرحله‌ی بعد مؤثر است، توسط دستگاه استحکام‌سنج مورد آزمایش قرار می‌گیرد. از هر دوک نخ چند نمونه برای بررسی وزن و استحکام آنها انتخاب می‌شود. در دستگاه استحکام‌سنج به نمونه‌ی انتخاب شده به تدریج تا لحظه‌ی از هم گسستگی (شکست) نیرو وارد می‌شود. اما این دستگاه اعداد پایین‌تر از حد مشخصی را ثبت نمی‌کند (سانسورشدگی سمت چپ). به عنوان مثال، اگر در لحظه‌ی شکست نیروی وارد شده پایین‌تر از ۱۰۰ باشد، نشان‌گر رنگ قرمز

حاکمی از سانسور شدن داده خواهد بود و تنها اعداد بالاتر از حد مذکور، در صفحه‌ی نمایش درج خواهد شد. لذا این مقاله نقش به‌سزایی در پیش و کنترل این نوع از داده‌های قابلیت اطمینان که از سمت چپ سانسور می‌شوند، ایفا می‌کند.

ساختار مقاله بدین صورت طراحی شده است: در بخش ۲ به بیان مسئله و مدل‌سازی فرایند پرداخته شده است. در بخش ۳ رویکردهای پیش‌پیشنهادی مطرح شده است. در بخش ۴ مطالعات شبیه‌سازی و ارزیابی عملکرد نمودارهای کنترل تشریح می‌شود. در بخش ۵ به مطالعه‌ی موردی پرداخته‌ایم و نهایتاً در بخش ۶ نتیجه‌گیری مطرح شده است.

۲. مدل‌سازی و توصیف فرایند

یک فرایند دومرحله‌ای را در نظر بگیرید که در آن مشخصه‌ی کیفی ورودی مربوط به مرحله‌ی اول (X)، بر مشخصه‌ی کیفی خروجی مربوط به مرحله‌ی دوم (T) اثر می‌گذارد. به منظور پیش‌چنین فرایندهایی، اثر متغیرهای ورودی بر متغیر خروجی را باید در نظر گرفت و ارتباط میان دو متغیر را مدل کرد. از آنجا که داده‌ها از نوع قابلیت اطمینان هستند، به منظور مدل‌سازی ارتباط متغیرها، به کارگیری مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا ضروری است. ایده‌ی عمومی به کارگیری مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا این است که مقدار متغیر پاسخ را بر اساس مقدار مورد نظر از متغیرهای تأثیرگذار نشان دهند. همچنین، این مدل‌ها از قابلیت مدل‌سازی توزیع‌های خانواده مکان - مقیاس و لگاریتم - مکان - مقیاس برخوردارند. در این راستا، دسته‌ی از مدل‌ها با عنوان مدل‌های رگرسیونی زمان شکست تسریع شده (AFT)^۵ محبوبیت بالایی دارند که در آنها یک یا چند عنصر از پارامترهای مدل به کمک تابعی از متغیرهای تأثیرگذار بیان می‌شود. در حالت کلی، تابعی با شکل مشخص اما با یک یا چند پارامتر غیرمشخص مورد استفاده قرار می‌گیرد که لازم است پارامترهای این تابع تخمین زده شوند.

اگر از مدل‌های رگرسیونی زمان شکست تسریع شده (AFT) برای بنا نهادن توابع چگالی و بقای متغیر پاسخ استفاده کنیم، پارامترهای مدل مطابق رابطه‌ی ۱ نشان داده خواهد شد:

$$\theta_i = q(\beta, x_i) \quad i = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

که در آن β بردار پارامترهای رگرسیونی و q تابعی است که توسط آن، تأثیر i امین مشاهده از متغیر تأثیرگذار ورودی بر مقدار پارامتر i امین مشاهده از مشخصه‌ی کیفی خروجی لحاظ می‌شود.

علاوه بر این، سانسورشدگی به دلایل مختلفی چون محدودیت‌های زمانی، طراحی، ریسک و هزینه رخ می‌دهد. سانسورشدگی از سمت راست زمانی رخ می‌دهد که شکست در طول زمان انجام آزمایش رخ ندهد و لذا نتوان عدد دقیقی برای آن ثبت کرد. در حقیقت رکورد گزارش شده برای قابلیت اطمینان یا طول عمر محصول، کمینه‌ی دو مقدار شکست و حد سانسورشدگی آن محصول است. از طرفی، سانسورشدگی از سمت چپ زمانی اتفاق می‌افتد که شکست پیش از حد آستانه برای شروع و بررسی آزمایش رخ بدهد. در این شرایط نیز نمی‌توان از مقدار دقیق شکست اطلاع داشت و تنها می‌توان به این بسنده کرد که شکست قبل از عدد تعیین شده برای حد آستانه، مقداری پذیرفته شده است. به عنوان مثال موضوع مطالعه‌ی موردی تحقیق حاضر، بررسی مقاومت رشته‌های نخ تولید شده در کارخانه‌ی تک‌تاب ظریف فعال در صنعت کیسه‌بافی است که داده‌های متناظر با مقاومت در حضور سازوکار

از چپ توسعه داده می‌شود. بعد از تشکیل مدل رگرسیونی زمان شکست تسریع شده برای توجیه ناهمگونی موجود در مقادیر متغیر کیفی خروجی، نمودارهای کنترل برای تشخیص شیفت‌های کاهشی در میانگین تشکیل می‌شود. از آنجا که کنترل مشخصه‌ی کیفی با ماهیت قابلیت اطمینان تحت بررسی است، صدک‌های کوچک به طور خاص از اهمیت بالا برخوردار است. این در حالی است که می‌توان به راحتی نمودار کنترل دوطرفه - شامل استفاده از دو حد کنترل همزمان - را به منظور شناسایی و کشف شیفت‌های افزایشی و کاهشی به کار گرفت.

اما روش پایش مؤثر در فرایندهای چندمرحله‌ی نیاز به حذف اثر خاصیت آبخاری دارد. در این‌جا، با هدف تعدیل تأثیر متغیر کیفی ورودی بر متغیر کیفی خروجی، تبدیل توزیع ویبول به توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد در نظر گرفته شده است. در این راستا، به سادگی با گرفتن لگاریتم طبیعی از داده‌ها با توزیع ویبول، توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی به دست می‌آید. لذا $\text{Log}(t)$ دارای توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی با پارامترهای مکان و مقیاس است که به ترتیب به صورت $u = \text{Log}(\eta)$ و $b = 1/\kappa$ تعریف می‌شود ($\text{Log}(t) \sim SEV(u, b)$). بنابراین z_i ها از توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد با پارامترهای $u = 0$ و $u = 1$ پیروی می‌کنند:

$$z_i = \frac{\text{Log}(t_i) - u}{b} \quad (5)$$

که تابع چگالی احتمال $f_{SSEV}(z)$ و تابع توزیع تجمعی $F_{SSEV}(z)$ کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد عبارت است از:

$$f_{SSEV}(z) = \exp[z - \exp(z)] \quad (6)$$

$$F_{SSEV}(z) = 1 - \exp[-\exp(z)]$$

پس از تعدیل اثر متغیر کیفی ورودی بر متغیر کیفی خروجی، تمرکز اصلی بر تشکیل نمودارهای کنترل پیشنهادی است.

رویکرد پایش پیشنهادی اول بر بنا نهادن و به کارگیری نمودار کنترل جمع تجمعی (CUSUM)^۷ استوار است. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، با عنایت به کشف شیفت‌های کاهشی در میانگین متغیر پاسخ، نمودار CUSUM یک‌طرفه مورد توجه قرار می‌گیرد. آماره‌ی CUSUM عبارت است از:

$$\begin{cases} Q_i = \min(0, Q_{i-1} - w_i) \\ Q_i = 0 \end{cases} \quad (7)$$

که در آن w_i امتیاز CUSUM بوده و از رابطه‌ی ۸ قابل محاسبه است:

$$w_i = \log\left(\frac{L(z_i|\theta_{i1})}{L(z_i|\theta_{i0})}\right) \quad (8)$$

در این رابطه L تابع درست‌نمایی است که با در نظر گرفتن داده‌های سانسور شده از چپ داریم:

$$L(z_i, \delta_i) = [f_{SSEV}(z_i)]^{\delta_i} [F_{SSEV}(z_i)]^{1-\delta_i} \quad (9)$$

با جایگذاری رابطه‌ی ۹ در ۸ خواهیم داشت:

$$W_i = \text{Log}\left(\frac{[\exp(\frac{\text{Log}(t_i) - u_1}{b}) - \exp(\frac{\text{Log}(t_i) - u_0}{b})]^{\delta_i} [1 - \exp(-\exp(\frac{\text{Log}(c) - u_1}{b}))]^{1-\delta_i}}{[\exp(\frac{\text{Log}(t_i) - u_0}{b}) - \exp(\frac{\text{Log}(t_i) - u_0}{b})]^{\delta_i} [1 - \exp(-\exp(\frac{\text{Log}(c) - u_0}{b}))]^{1-\delta_i}}}\right) \quad (10)$$

سانسورشدگی از سمت چپ مورد بررسی قرار می‌گیرند. بدین صورت که رشته‌های نخ تولید شده در پارتمان کنترل کیفیت کارخانه توسط دستگاه استحکام‌سنج مورد آزمایش قرار می‌گیرد. مقدار مقاومت اگر از سطح سانسورشدگی بزرگ‌تر باشد توسط دستگاه گزارش می‌شود، در غیر این صورت اصطلاحاً داده سانسور خواهد شد. لذا داریم:

$$\delta_i = \begin{cases} 0 & \text{if } t_i < c \\ 1 & \text{if } t_i > c \end{cases} \quad (2)$$

که در آن c حد سانسورشدگی از چپ است. با توجه به رابطه‌ی ۱، در این فرایند وقوع دو رخداد ممکن است: نخست این که داده قابل اندازه‌گیری مشاهده و توسط دستگاه گزارش شود ($\delta_i = 1$) و دوم این که داده‌ها سانسور شوند ($\delta_i = 0$). واضح است که در هر بار نمونه‌گیری، فقط یک حالت از دو حالت گفته شده اتفاق می‌افتد و به صورت بیشینه متغیر پاسخ و حد سانسورشدگی بیان می‌شود. همچنین در این شرایط، توزیع‌های مختلفی ممکن است برای مدل‌سازی مفید واقع شود؛ در این میان، توزیع ویبول^۶ از محبوب‌ترین و پرکاربردترین توزیع‌هاست که در شرایط مختلف عملکرد خوبی از خود نشان داده است. لذا با توجه به این که متغیر خروجی در مطالعه‌ی موردی از یک توزیع ویبول پیروی می‌کند، تابع چگالی احتمال و تابع بقای آن عبارت خواهد بود از:

$$f(t) = \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa-1} \exp\left(-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa}\right)$$

$$S(t) = \exp\left(-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa}\right) \quad (3)$$

که در آن $K > 0$ پارامتر شکل و $\eta > 0$ پارامتر مقیاس خواهد بود. با وابسته کردن پارامتر مقیاس به تنها متغیر تأثیرگذار موجود در فرایند حاضر، تابع بقا عبارت است از:

$$S(t_i|x_i) = \exp\left(-\left(\frac{t_i}{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_i)}\right)^{\kappa}\right) \quad (4)$$

که در آن β_0 و β_1 پارامترهای مدل رگرسیونی‌اند. لذا پارامترهای توزیع ویبول را می‌توان به صورت $\theta_i = (\kappa, \eta \exp(\beta_1 x_i))$ نمایش داد. حال $\theta_{i1} = (\kappa, v' \eta \exp(\beta_1 x_i))$ بردار پارامترها در حالت خارج از کنترل است که در آن v' ضریبی است که مقدار اسمی تحت کنترل پارامتر مقیاس را شیفت می‌دهد. در نهایت با تمرکز بر تنها مشخصه‌ی کیفی تأثیرگذار ورودی در مطالعه‌ی موردی، توزیع نرمال که از پرکاربردترین و مرسوم‌ترین توزیع‌هاست بر روی داده‌ها برآزش شد و لذا در مدل‌سازی این توزیع به کار می‌رود به طوری که $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$. در کل می‌توان اذعان داشت که هدف پایش داده‌های قابلیت اطمینان (مقاومت رشته‌های نخ) سانسور شده از چپ در یک فرایند دومارحله‌ی است به گونه‌ی که این مقادیر از مقادیر مرتبط با مشخصه‌ی کیفی مرحله‌ی اول (میزان یا نسبت ترکیب مواد اولیه رشته‌های نخ) متأثرند و لذا خاصیت آبخاری نیز برقرار است.

۳. نمودارهای کنترل تعدیل رگرسیون شده پیشنهادی

در این بخش، رویکردهای پایش فرایند دومارحله‌ی مذکور در حضور سانسورشدگی

به محض آن که آماره به روز شده نمودار CUSUM، از یک مقدار هدف خاص (LCL_1) کمتر شود، سیگنال می‌دهد. به عبارت دیگر LCL_1 حد کنترل پایین نمودار CUSUM است و چنان انتخاب می‌شود که به میانگین طول دنباله (ARL) تحت کنترل مورد نظر برسیم.

در ادامه، تمرکز اساسی بر توسعه و بنا نهادن نمودارهای کنترل میانگین متحرک موزون نمایی (EWMA) ^۸ معطوف می‌شود. آماره EWMA سنتی که روی مقادیر مشاهده شده تعریف می‌شود عبارت است از:

$$EWMA_i = \lambda z_i + (1 - \lambda)EWMA_{i-1} \quad (11)$$

که در آن، λ پارامتر هموارسازی با مقدار ثابتی بین $0 < \lambda \leq 1$ است. مقدار اولیه ($EWMA_0$) که در زمان نمونه‌ی اول از آن استفاده می‌شود، برابر است با میانگین آماره‌ی که مورد پیش‌بینی قرار می‌گیرد. اما استفاده از متغیر z (حاصل از مقدار t) در آماره‌ی EWMA منطقی به نظر نمی‌رسد، زیرا مقدار واقعی متغیر پاسخ همیشه به طور دقیق ثبت نمی‌شود. در نتیجه ایده‌ی اساسی در این مقاله جایگذاری مشاهدات سانسور شده با مقادیر ارزش انتظاری شرطی (CEV) ^۹ آنهاست. وزن‌های مقادیر ارزش انتظاری شرطی متناسب با توزیع پایه‌ی متغیر پاسخ به دست می‌آید و لذا از توزیعی به توزیع دیگر متفاوت‌اند. در این فرایند، مقادیر ارزش انتظاری شرطی به وسیله‌ی رابطه‌ی ۱۲ به دست می‌آید:

$$CEV = \frac{E(t < c)}{P(t < c)} = \frac{\int_0^c t f(t) dt}{\int_0^c f(t) dt} = \frac{\int_0^c t f(t) dt}{F(c)} = \frac{\int_0^c t \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa-1} e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa}} dt}{1 - e^{-\left(\frac{c}{\eta}\right)^{\kappa}}} \quad (12)$$

لذا در مورد داده‌های سانسور شده از چپ خواهیم داشت:

$$z = \frac{\text{Log}(CEV) - u}{b} \quad (13)$$

این نمودار کنترل نیز زمانی سیگنال می‌دهد که آماره‌ی تعدیل شده‌ی آن کمتر از حد کنترل پایین (LCL_r) انتخاب شده برای آن باشد. شایان ذکر است به منظور افزایش حساسیت نمودار کنترل برای کشف شیفت‌های موجود می‌توان از نمودار کنترل EWMA با حد بازدارنده ^{۱۰} نیز استفاده کرد.

۴. ارزیابی عملکرد

در این بخش به شبیه‌سازی و بررسی عملکرد نمودارهای کنترل پیشنهادی جمع‌جمعی و میانگین متحرک موزون نمایی می‌پردازیم. در طول شبیه‌سازی، حد کنترل پایین نمودارهای کنترل پیشنهادی به گونه‌ی تعیین شده است که به متوسط طول دنباله (ARL) تحت کنترل تقریباً ۲۰۰ برسیم. به منظور کمی‌سازی مقدار خطا، شبیه‌سازی ۱۰۰۰ بار تکرار شده و مقادیر خطای استاندارد (SE) در کنار مقادیر ARL ثبت شده است. همچنین شیفت‌های کاهش (ν) در میانگین با اندازه‌های ۲/۵، ۵، ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصد در نظر گرفته شده است. در جدول‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ عملکرد نمودارهای جمع‌جمعی و میانگین متحرک موزون نمایی پیشنهادی، به ازای سانسورشدگی‌های کم، متوسط و زیاد ۲۰، ۵۰ و ۸۰ درصد نشان داده شده است.

بررسی دقیق نتایج حاکی از این است که فارغ از درصد سانسورشدگی، نمودار کنترل جمع‌جمعی عملکرد بهتری نسبت به نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی مبتنی بر مقادیر ارزش انتظاری دارد، زیرا به ازای یک شیفت مشخص، طول دنباله‌ی مقادیر متوسط کوچکتر است. همچنین نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی با $\lambda = 0.05$ قدرت بالاتری در کشف شیفت‌های کوچک (تا ۱۰٪ شیفت کاهش) در مقایسه با همین نمودار کنترل با مقادیر دیگر پارامتر هموارسازی دارد. بالعکس، هرچه میزان شیفت بزرگ‌تر می‌شود، نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی با $\lambda = 0.2$ دارای مقادیر ARL کوچک‌تر و لذا قدرت کشف بالاتر می‌شود. در ارتباط با میزان سانسورشدگی می‌توان اذعان داشت که سانسورشدگی بر عملکرد رویکردهای پیش‌بینی تأثیر منفی دارد. بدین مفهوم که در هر دو روش پیشنهادی با افزایش درصد سانسورشدگی و به ازای یک شیفت خاص مقادیر متوسط طول دنباله افزایش می‌یابد. لذا در صورت امکان بهتر است شرایط فرایند به گونه‌ی تنظیم شود که درصد زیادی از داده‌های فرایند در معرض سانسورشدگی قرار نگیرند؛ در واقع با کاهش سانسورشدگی، عملکرد نمودارهای کنترل بهتر می‌شود.

از طرفی در بخش قبل بیان شد که علت تبدیل توزیع ویبول به توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد، حذف یا کاهش اثر متغیر کیفی مرحله‌ی اول از متغیر پاسخ است. لذا رویکرد پیش‌بینی بر مدل رگرسیونی باید به منظور تمایز میان کیفیت خاص و کیفیت کل تعدیل شود. در این راستا، کشف شیفت‌های ایجاد شده در مشخصه‌ی کیفی مرحله‌ی قبل مد نظر نیست زیرا این شیفت‌ها مربوط به مرحله‌ی جاری تحت بررسی نیستند. بدین منظور، عملکرد نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت شیفت‌های افزایشی δ در میانگین x و درصد سانسورشدگی ۲۰٪ مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج در جدول ۴ ارائه شده است.

مطابق انتظار، شیفت در مشخصه‌ی کیفی مرحله‌ی اول تأثیر اندکی بر رویکردهای پیش‌بینی پیشنهادی دارد؛ در حقیقت مقادیر متوسط طول دنباله از لحاظ آماری تقریباً ثابت مانده‌اند. این مهم ناشی از در نظر گرفتن اثر متغیر مرحله‌ی قبل بر متغیر خروجی توسط مدل‌سازی و تبدیل توزیع ویبول به توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی به منظور حذف اثر متغیر مرحله‌ی قبل است. به علاوه شیفت‌های کاهش x نیز مورد ارزیابی قرار گرفت و نتایج آن مشابه شیفت‌های افزایشی بوده که به دلیل تشابه گزارش نشده است.

۵. مطالعه‌ی موردی

مطالعه‌ی موردی مقاله در کارخانه‌ی تک‌تاب ظرف، فعال در زمینه‌ی آماده‌سازی و ریسندگی الیاف در صنعت نساجی (کیسه‌بافی) است. ظرفیت تولیدی این کارخانه معادل ۵/۳ تن در روز برای تولید انواع کیسه‌های گونی متفاوت اعم از کیسه‌های آرد، شکر، گچ، سیمان و غیره است.

فرایند کیسه‌بافی به طور کلی از دو زیرفرایند تشکیل شده است. مرحله‌ی آغازین عبارت است از آماده‌سازی رشته‌های نخ به عرض ۷/۲ میلی‌متر توسط دستگاه اکسترودر و مرحله‌ی دوم بخش بافتندگی کیسه است که در عرض‌ها و وزن‌های متفاوت، کیسه مورد نظر را تولید می‌کند. در این فرایند تولیدی، ابتدا دستگاه اکسترودر مواد اولیه را با نسبت و سرعت مشخصی ترکیب می‌کند؛ لذا متغیر x در این مرحله درصد (نسبت) وزنی مواد تشکیل‌دهنده‌ی نخ است. سپس طی ۶ مرحله با دماهای متفاوت این ترکیب مواد ذوب می‌شوند. در این بخش مواد اولیه طی یک ماردون به یکدیگر متصل‌اند که این ماردون مارپیچ مواد را رو به جلو حرکت می‌دهد و بعد، مواد ذوب شده در حضور یک فیلتر تصفیه می‌شوند. پس از تصفیه شدن، مواد

جدول ۱. مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت سانسورشدگی ۲۰٪.

ν	میانگین متحرک		میانگین متحرک		میانگین متحرک	
	مورون نمایی $\lambda = 0/05$		مورون نمایی $\lambda = 0/1$		مورون نمایی $\lambda = 0/2$	
جمع تجمعی	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله
۱	۱/۶	۱۹۹,۷۰	۱/۶	۲۰۰,۲۵	۱/۷	۲۰۰,۲۳
۰,۹۷۵	۱/۱	۱۵۸,۵۳	۱/۲	۱۶۱,۴۵	۱/۴	۱۶۹,۹۱
۰,۹۵	۰,۸	۱۲۹,۰۲	۰,۹	۱۳۲,۷۳	۱/۱	۱۴۰,۹۲
۰,۹	۰,۴	۸۹,۰۶	۰,۵	۹۱,۰۷	۰,۷	۹۹,۷۴
۰,۸	۰,۲	۵۱,۳۱	۰,۲	۴۷,۲۷	۰,۳	۴۹,۳۹
۰,۷	۰,۱	۳۱,۵۵	۰,۱	۲۸,۸۱	۰,۱	۲۹,۶۰

جدول ۲. مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت سانسورشدگی ۵۰٪.

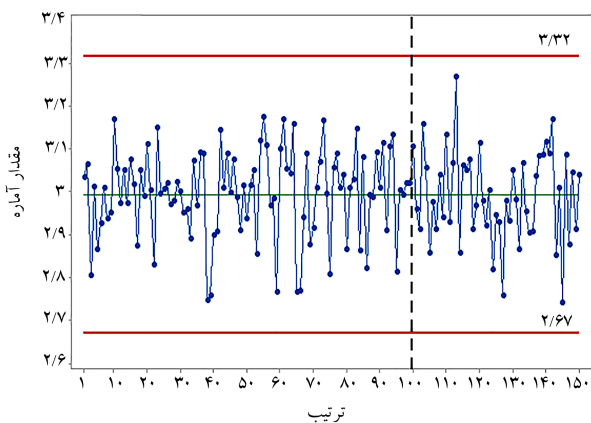
ν	میانگین متحرک		میانگین متحرک		میانگین متحرک	
	مورون نمایی $\lambda = 0/05$		مورون نمایی $\lambda = 0/1$		مورون نمایی $\lambda = 0/2$	
جمع تجمعی	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله
۱	۱/۶	۲۰۲,۵۵	۱/۵	۱۹۹,۸۵	۱/۷	۲۰۱,۵۰
۰,۹۷۵	۱/۱	۱۶۰,۲۸	۱/۱	۱۶۳,۳۱	۱/۳	۱۷۰,۹۷
۰,۹۵	۰,۷	۱۳۱,۸	۰,۸	۱۳۵,۵۶	۱/۱	۱۴۳,۱۹
۰,۹	۰,۴	۹۲,۳۰	۰,۴	۹۴,۲۰	۰,۶	۱۰۰,۸۰
۰,۸	۰,۲	۵۵,۰۸	۰,۲	۴۹,۲۶	۰,۲	۵۱,۵۱
۰,۷	۰,۱۱	۳۶,۳۱	۰,۱	۳۳,۳۷	۰,۱	۳۱,۵۴

جدول ۳. مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت سانسورشدگی ۸۰٪.

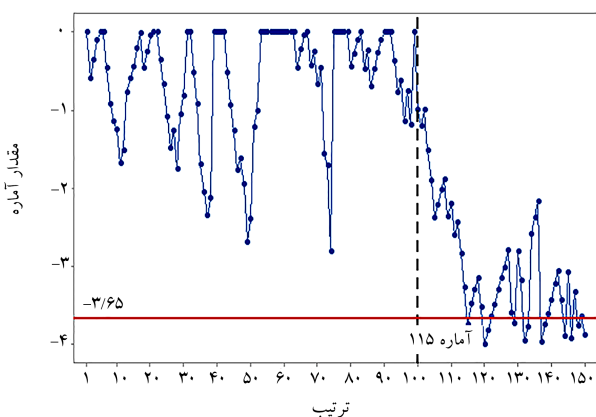
ν	میانگین متحرک		میانگین متحرک		میانگین متحرک	
	مورون نمایی $\lambda = 0/05$		مورون نمایی $\lambda = 0/1$		مورون نمایی $\lambda = 0/2$	
جمع تجمعی	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله
۱	۱/۵	۲۰۱,۴۰	۱/۳	۲۰۰,۷۹	۱/۶	۱۹۹,۷۱
۰,۹۷۵	۱/۱	۱۶۵,۲۸	۱/۱	۱۶۸,۸۱	۱/۳	۱۷۳,۸۳
۰,۹۵	۰,۸	۱۳۷,۶۵	۰,۷	۱۳۹,۴۶	۱/۰	۱۴۵,۸۹
۰,۹	۰,۵	۱۰۱,۹۷	۰,۴	۱۰۴,۷۵	۰,۶	۱۰۶,۰۲
۰,۸	۰,۲	۵۹,۲۳	۰,۲	۵۶,۶۴	۰,۲	۵۴,۸۴
۰,۷	۰,۱	۴۴,۹۲	۰,۱	۴۰,۶۱	۰,۱	۳۷,۶۱

جدول ۴. مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت شیفت‌های افزایشی δ در میانگین x .

δ	میانگین متحرک		میانگین متحرک		میانگین متحرک	
	مورون نمایی $\lambda = 0/05$		مورون نمایی $\lambda = 0/1$		مورون نمایی $\lambda = 0/2$	
جمع تجمعی	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله
۰	۱/۶	۱۹۹,۷۰	۱/۶	۲۰۰,۲۵	۱/۷	۲۰۰,۲۳
۱	۱/۵	۱۹۹,۷۸	۱/۶	۲۰۱,۰۴	۱/۷	۱۹۹,۶۷
۲	۱/۶	۲۰۰,۵۱	۱/۵	۲۰۱,۱۵	۱/۶	۲۰۱,۳۲
۳	۱/۷	۱۹۸,۹۸	۱/۶	۱۹۹,۶۷	۱/۸	۲۰۰,۴۳
۴	۱/۶	۱۹۷,۹۴	۱/۷	۱۹۹,۷۴	۱/۷	۱۹۸,۸۳



شکل ۱. نمودار کنترل شوهارت برای مشاهدات انفرادی به منظور پایش مشخصه‌ی کیفی مرحله‌ی اول.



شکل ۲. عملکرد نمودار کنترل جمع تجمعی پیشنهادی در مطالعه‌ی موردی کارخانه تکتاب ظرفی.

نخ‌های تولیدی را می‌توان به عملکرد بد و نوسانات موجود در دستگاه حرارت‌دهنده رشته‌های نخ در مرحله‌ی آخر نسبت داد؛ که تیم تعمیرات و نگهداری به رفع این مشکل پرداختند.

۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله یک نمودار کنترل جمع تجمعی و یک نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی به منظور پایش داده‌های ویول سانسور شده از چپ در یک فرایند دومرحله‌ی ارائه شد. به منظور لحاظ کردن خاصیت آشناری در این فرایند، از دسته‌ی مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا با عنوان مدل‌های رگرسیونی زمان شکست تسریع یافته استفاده شد و تبدیل توزیع داده‌های مشخصه‌ی کیفی خروجی به توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد برای حذف اثر متغیر مرحله‌ی قبل مورد استفاده قرار گرفت. متعاقباً تشکیل تابع درست‌نمایی و محاسبه‌ی مقدار ارزش انتظاری برای داده‌های دارای سانسورشدگی از چپ به منظور ارائه‌ی رویکردهای پایش پیشنهادی در نظر گرفته شد. سپس شبیه‌سازی‌های گسترده تحت سانسورشدگی‌های کم، متوسط و زیاد به منظور ارزیابی عملکرد رویکردهای پایش پیشنهادی صورت گرفت. نتایج بیان‌گر این مهم بود که عملکرد نمودار کنترل جمع تجمعی بسیار بهتر از عملکرد نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی است. از طرفی پارامتر هموارسازی کوچک در نمودار

مذاب توسط یک قالب تبدیل به یک صفحه فیلم می‌شوند. در این بخش دمای فیلم تولید شده بلافاصله پس از خروج از قالب، در حوض آب کاهش یافته که به ثبات در شکل فیلم می‌انجامد. بعد از سرد شدن تقریبی، فیلم توسط دو غلتک مورد کشش قرار گرفته تا به ضخامت مطلوبی برسد. در این مرحله فیلم مورد نظر توسط حدود ۲۵۰ تیغ با عرض ۶ میلی‌متر برش می‌خورد. مجدداً رشته‌های نخ در یک دستگاه حرارت می‌بینند و عرض رشته‌ها ۶ میلی‌متری، تحت کشش ۶ غلتک به ۷/۲ میلی‌متر می‌رسد. در پایان این رشته‌ها را به دور دوک نخ می‌پیچند و آنها را آماده‌ی فرایند کنترل کیفیت و متعاقباً انتقال برای بافت کیسه می‌کنند.

در این شرکت در هر شیفت تولیدی ۱۰ دوک نخ به طور تصادفی انتخاب می‌شود و در بخش کنترل کیفیت مورد آزمایش قرار می‌گیرد. در بخش کیفیت این کارخانه، با انتخاب ۲۵ سانتی‌متر از نمونه‌های نخ تولید شده مقاومت کششی را مورد آزمایش قرار می‌دهند. در این بخش با اعمال نیرو از یک طرف، رشته نخ را تحت نیروی کششی قرار می‌دهند و در لحظه‌ی پارگی یا شکست مقدار درج شده بر دستگاه را ثبت می‌کنند. عملکرد این دستگاه به گونه‌ی است که در ابتدا باید حد مطلوبی را به عنوان معیاری برای سنجش استقامت برای دستگاه تعریف کنیم. بدین ترتیب دستگاه با سنجش استقامت نمونه‌ها، تنها قادر به نمایش مقدار دقیق استقامت نمونه‌هایی خواهد بود که عدد آن بیشتر از حد مطلوب باشد، در غیر این صورت نشان‌گر به رنگ قرمز عدم دستیابی به کمترین میزان استقامت (مقاومت کششی) مورد نیاز را نشان می‌دهد؛ در این حالت اصطلاحاً داده از چپ سانسور می‌شود. داده‌های مورد مطالعه، از جنس مقاومت کششی با واحد سانتی نیوتن (معادل با ۱۹ گرم نیرو) هستند. تعداد داده‌های جمع‌آوری شده مجموعاً ۱۵۰ زوج داده است که ۱۰۰ داده در فاز اول برای تخمین پارامترهای مدل و اطمینان از پایداری فرایند و ۵۰ داده در فاز دوم برای بررسی عملکرد نمودار و کشف سریع شیفت در پارامترهای مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد. بعد از اطمینان از پایداری فرایند و تحت کنترل بودن داده‌های فاز اول، ۵۰ داده‌ی فاز دوم روی نمودار کنترل ترسیم و مورد تحلیل قرار می‌گیرد. تخمین پارامترها با استفاده از روش درست‌نمایی بیشینه (MLE) و به کمک تابع درست‌نمایی ارائه شده در رابطه‌ی ۹ برای داده‌های سانسور شده از چپ انجام شده است و مقادیر آنها $\hat{\beta}_1 = 0/112$ ، $\hat{\beta}_2 = 0/618$ و $\hat{\beta}_3 = 7/1624$ است. به علاوه درصد (نسبت) وزنی مواد تشکیل‌دهنده‌ی نخ دارای توزیع نرمال با میانگین ۳ و انحراف استاندارد تقریبی ۰/۸ است. از نمودار کنترل شوهارت برای مشاهدات انفرادی به منظور پایش این مشخصه‌ی کیفی استفاده می‌شود (شکل ۱). شایان ذکر است که ۷۰ درصد داده‌های مربوط به استحکام کششی تحت سانسورشدگی از چپ قرار گرفته است. با توجه به برتری نمودار کنترل جمع تجمعی پیشنهادی تنها عملکرد این رویکرد مورد بررسی قرار گرفته است (شکل ۲). حد کنترل پایین نمودار کنترل جمع تجمعی همانند قبل به گونه‌ی تعیین شده است که به متوسط طول دنباله (ARL) تحت کنترل تقریباً ۲۰۰ برسیم. افزون بر این، بررسی استقلال مشاهدات و پیروی از توزیع‌های ذکر شده توسط نرم‌افزار مینی‌تب صورت گرفته و مورد تأیید است.

بدیهی است مشخصه‌ی کیفی مرحله‌ی اول در شرایط تحت کنترل به سر می‌برد. این در حالی است که نمودار کنترل جمع تجمعی برای مرحله‌ی دوم پس از ۱۵ نمونه هشدار می‌دهد. بدین ترتیب فرایند باید در این مرحله متوقف شود و ریشه‌ی انحراف و اقدام اصلاحی شناسایی شود. پرواضح است که با توجه به کاربرد آماری تعدیل رگرسیون شده، ریشه‌ی انحراف مرتبط با عملکرد نامناسب مرحله‌ی جاری است و متأثر از مرحله‌ی قبل فرایند نیست. با بررسی‌های صورت گرفته و تشکیل جلسات مختلف، مهمترین علت رخداد انحراف با دلیل و کاهش مقاومت کششی

خروجی با تمام متغیرهای تأثیرگذار مراحل قبل به کمک مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا صورت گیرد و سپس متغیر خروجی تعدیل رگرسیون شده به طور هدفمند و اثربخش پایش شود. در نهایت به عنوان پیشنهاد برای مطالعات و تحقیقات آتی می‌توان به مدل‌سازی و پایش داده‌های قابلیت اطمینان سانسور شده از چپ در حضور متغیرهای تأثیرگذار غیرقابل مشاهده پرداخت که مستلزم به کارگیری مدل‌های شکنندگی^{۱۱} است. همچنین توسعه‌ی رویکردهای پایش داده‌های سانسور شده از چپ مبتنی بر باقی‌مانده‌های مارتینگل^{۱۲} از دیگر حوزه‌های قابل توجه برای تحقیقات آتی است.

کنترل میانگین متحرک موزون نمایی، به توان بالاتری در کشف شیفت‌های کوچک در این نمودار کنترل منجر می‌شود. شایان ذکر است افزایش نرخ سانسورشدگی توانایی کشف نمودارهای کنترل را کاهش می‌دهد. به منظور بهبود در عملکرد توصیه می‌شود تا حد امکان از سانسورشدگی در فرایندها جلوگیری شود. در نهایت مطالعه‌ی موردی در صنعت نساجی با مشخصه‌ی کیفی مقاومت کششی صورت پذیرفت و عملکرد نمودار کنترل جمع تجمعی پیشنهادی به منظور پایش داده‌های سانسور شده از چپ و کشف شرایط خارج از کنترل نشان داده شد. لازم به ذکر است که در شرایط مواجهه با فرایندهای چندمرحله‌ی، باید مدل‌سازی رابطه‌ی متغیر کیفی

پانویس‌ها

1. cascade property
2. censoring
3. location-scale
4. log-location-scale
5. accelerated failure time regression models
6. weibull
7. cumulative sum
8. exponentially weighted moving average
9. conditional expected values
10. reflecting barriers
11. frailty models
12. Martingale Residuals

منابع (References)

1. Asadzadeh, Sh., Aghaie, A. and Niaki, S.T.A. "AFT regression-adjusted monitoring of reliability data in cascade processes", *Quality and Quantity*, **47**(6), pp. 3349-3362 (2015).
2. Niaki, S.T.A., Soleimani, P. and Eghbali, M. "Performance evaluation of simple linear profile monitoring methods in two-stage processes", *Journal of Quality Engineering and Management*, **1**(1), pp. 1-13 (2012).
3. Lawless, J.F., *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. John Wiley & Sons Inc., 2nd Edition, (2003).
4. Sego, L.H., Reynolds, M.R. and Woodall, W.H. "Risk adjusted monitoring of survival times", *Statistics in Medicine*, **28**(9), pp. 1386-1401(2009).
5. Steiner, S.H. and Jones, M. "Risk-adjusted survival time monitoring with an updating exponentially weighted moving average (EWMA) control chart", *Statistics in Medicine*, **29** (4), pp.444-454 (2010).
6. Zhang, L., Gan, F.F. and Loke, C.K. "Phase I study of surgical performances with risk-adjusted shewhart control charts", *Quality Technology and Quantitative Management*, **9**(4), pp. 375-382 (2012).
7. Asadzadeh, Sh. and Aghaie, A. "Improving the product reliability in multistage manufacturing and service operations", *Journal of Industrial and Systems Engineering*, **28**(4), pp. 397-407 (2012).
8. Asadzadeh, Sh., Aghaie, A., Shahriari, H. and et al. "Improving reliability in multistage processes with autocorrelated observations", *Journal of Quality Technology and Quantitative Management*, **12**(2), pp. 143-157 (2015).
9. Goodarzi, A., Amiri, A. and Asadzadeh, Sh. "Monitoring the censored lognormal reliability data in a three-stage process using AFT model", *Journal of Industrial Engineering International*, **13**(1), pp. 67-80 (2017).
10. Asadayoobi, N. and Niaki, S.T.A. "Monitoring patient survival times in surgical systems using a risk adjusted AFT regression chart", *Quality Technology & Quantitative Management*, **14**(2), pp. 237-248 (2017).
11. Asadzadeh, Sh. and Kiadaliry, F. "Monitoring type-2 censored reliability data in multistage processes", *Quality and Reliability Engineering International*, **33**(8), pp. 2551-2561 (2017).
12. Xu, S. and Jeske, D.R. "Weighted EWMA charts for monitoring type-1 censored Weibull lifetimes", *Journal of Quality Technology*. **50**(2), pp. 220-230 (2018).
13. Raza, S.M.M., Ali, S. and Butt M.M. "DEWMA control charts for censored data using Rayleigh lifetimes", *Quality and Reliability Engineering International*, **38**(4), pp. 1675-1684 (2018).
14. Grigg, O. "The STRAND chart: A survival time control chart", *Statistics in Medicine*, **38**(9), pp. 1651-1661 (2019).
15. Knoth, S., Wittenberg, P. and Gan, F.F. "Risk-adjusted CUSUM charts under model error", *Statistics in Medicine*, **38**(12), pp. 2206-2218 (2019).
16. Asadzadeh, Sh. and Baghaei, A. "Robust AFT-based monitoring procedures for reliability data", *Journal of Quality Technology and Quantitative Management*, **17**(1), pp. 1-15 (2020).