

## پایش داده‌های سانسور شده از چپ در فرآیندهای چندمرحله‌ای مبتنی بر مدل رگرسیون تحلیل بقا

شروین اسدزاده\* (استادیار)

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

طی یک فرآیند با ثبات و مطابق با مشخصات و استانداردهای کیفیت لازم تولید گردد. امروزه تولید اغلب محصولات حاصل فرآیندهایی در چند مرحله می‌باشند، بدین ترتیب که در هر مرحله متغیرهایی تأثیرگذار بر پیکره‌ی فرآیند، پیشبرد آنرا محقق می‌نمایند. در فرآیندهای چندمرحله‌ای تغییر مشخصه کیفی در هر مرحله، مشخصه کیفی مرحله بعد را تحت تأثیر قرار خواهد داد که این ویژگی بعنوان **خاصیت آبشاری**<sup>[۱]</sup> شناخته می‌شود. لذا برای کنترل یک فرآیند چند مرحله‌ای، اطلاع از روابط مراحل میانی ضروری است که مدل‌سازی در این فرآیندها نیازمند شناسایی دقیق ارتباط بین متغیرها و انتخاب و ارائه مناسب‌ترین رویکرد جهت پایش و کنترل آنها است<sup>[۲]</sup>.

از طرفی قابلیت اطمینان یک سیستم عبارت است از احتمال کارکرد سالم و بدون عیب برای مدت‌زمان مشخص طبق شرایط موجود و از پیش تعیین‌شده. در همین راستا گاهی قابلیت اطمینان را کیفیت در طول زمان تعریف می‌کنند. در ساده‌ترین حالت می‌توان اذعان داشت که شکست به هر تغییر در یک جزء یا قسمت محصول که از عملکرد رضایت‌بخش و قابل‌قبول آن خودداری می‌کند، اشاره می‌کند<sup>[۳]</sup>. در حوزه قابلیت اطمینان، فرآیندها عموماً به‌وسیله یک توزیع پارامتری مدل‌سازی می‌شوند و جنبه‌های مختلف مورد دلخواه، از طریق پارامترهای آن توزیع مطالعه و بررسی می‌گردد؛ اما ویژگی‌های منحصربه‌فرد داده‌های مرتبط با قابلیت اطمینان، ارائه رویکرد پایش و بنا نهادن نمودارهای کنترل را با مشکل روبرو می‌سازد. از مهم‌ترین آن ویژگی‌ها می‌توان به دو موضوع سانسورشدگی<sup>۱</sup> و پیروی از توزیع‌های خاص شامل خانواده‌های مکان-مقیاس<sup>۳</sup> (نرمال، لجستیک و مقدار حدی) و لگاریتم-مکان<sup>۴</sup> (لگ نرمال، لگ لجستیک و ویبول) اشاره کرد.

سگو و همکاران<sup>[۴]</sup> از توزیع احتمالی ویبول و لگ لجستیک به‌عنوان توزیع زمان بقای بیمار استفاده کرده‌اند که نمودار کنترل جمع تجمعی تعدیل ریسک شده مبتنی بر توزیع لگ لجستیک با نمودار کنترل مشابه مبتنی بر توزیع برنولی را مورد مقایسه قرار داده‌اند. اشتاینر و جنز<sup>[۵]</sup> یک نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی به‌نگام شده معرفی کردند که همان نمودار کنترل تعدیل ریسک شده نوین بر مبنای مدل زمان شکست تسریع یافته است. ژنگ و همکاران<sup>[۶]</sup> با تمرکز بر فاز یک نمودارهای کنترل، به ارائه نمودار کنترل شوهارت تعدیل ریسک شده بر مبنای آماره آزمون نسبت

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

**واژگان کلیدی:** مدل رگرسیون تحلیل بقا، سانسورشدگی از چپ، مقدار ارزش انتظاری، فرآیند چند مرحله‌ای، تابع درست‌نمایی.

### ۱. مقدمه

مرغوبیت و کیفیت محصول نشان دهنده درجه شکوفایی و میزان بلوغ صنعتی می‌باشد. در این راستا، کنترل فرآیند آماری استفاده از روشها و سیستم‌هایی است که اطمینان می‌دهد تا محصول ارائه شده

\* نویسنده مسئول

آدرس: حکیمیه، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، دانشکده فنی و مهندسی  
sh\_asadzadeh@iau-tnb.ac.ir

عملکرد نمودارها شود که دستاورد مذکور در فرآیندهای چندمرحله-ای نیز صادق است. در نهایت، اسدزاده و بقایی<sup>[۱۶]</sup> پایش داده‌های قابلیت اطمینان را در حضور داده‌های پرت در فرآیندهای چندمرحله‌ای مد نظر قرار داده‌اند. بدین منظور رویکردهای رگرسیون استوار با مدل‌های رگرسیون زمان شکست تسریع شده جهت یافتن ارتباط دقیق بین متغیرها به هنگام حضور داده‌های پرت تلفیق شده‌اند.

بررسی مرور ادبیات نشان می‌دهد که تحقیقات و پژوهش‌های بسیاری در زمینه‌ی پایش داده‌های قابلیت اطمینان در حضور سانسورشدگی صورت پذیرفته، اما اغلب بحث سانسورشدگی سمت راست مورد توجه قرار گرفته است. در مقاله حاضر به بررسی داده‌های قابلیت اطمینان در حضور سانسورشدگی سمت چپ و ارائه رویکردی مناسب جهت پایش و کنترل آنها در راستای شناسایی هر چه سریع‌تر تغییرات خواهیم پرداخت. مشخصه کیفی مورد بحث در پژوهش پیش‌رو، استحکام و استقامت نخ‌های تولیدی در کارخانه تک‌تاب ظریف، جهت تولید کیسه‌های گونی است. بدین ترتیب که رشته‌های نخ پس از طی مراحل به هم وابسته که در آن تغییر در متغیرهایی در هر مرحله بر مشخصه کیفی مرحله بعد مؤثر است، توسط دستگاه استحکام سنج مورد آزمایش قرار می‌گیرند. از هر دوک نخ چند نمونه جهت بررسی وزن و استحکام آنها انتخاب می‌شود. در دستگاه استحکام سنج به نمونه انتخاب شده به تدریج تا لحظه از هم گسستگی (شکست) نیرو وارد می‌شود. اما این دستگاه اعداد پایین تر از حد مشخصی را ثبت نمی‌کند (سانسورشدگی سمت چپ). بعنوان مثال اگر در لحظه شکست، نیروی وارد شده پایین تر از مقدار ۱۰۰ باشد، نشانگری به رنگ قرمز حاکی از سانسور شدن داده خواهد بود و تنها اعداد بالاتر از حد مذکور، در صفحه نمایش درج خواهد شد. لذا این مقاله نقش بسزایی را در پایش و کنترل این نوع از داده‌های قابلیت اطمینان که از سمت چپ سانسور می‌شوند، ایفا می‌نماید.

ساختار مقاله بدین صورت طراحی شده است: در بخش ۲ به بیان مسأله و مدل‌سازی فرآیند پرداخته شده است. در بخش ۳ رویکردهای پایش پیشنهادی مطرح گردیده است. در بخش ۴ مطالعات شبیه سازی و ارزیابی عملکرد نمودارهای کنترل تشریح می‌گردد. در بخش ۵ به مطالعه موردی پرداخته و در بخش ۶ نتیجه‌گیری نهایی مطرح

درست‌نمایی پرداخته‌اند. اسدزاده و آقایی<sup>[۷]</sup> به منظور پایش قابلیت اطمینان در فرآیندهای چندمرحله‌ای با مشخصه کیفی خروجی متأثر از مراحل قبلی در حضور دو سانسورشدگی ثابت و متغیر از راست، نمودار کنترل جمع تجمعی مبتنی بر رگرسیون و دو نمودار میانگین متحرک موزون نمایی مبتنی بر مقدار ارزش انتظاری پیشنهاد کردند. اسدزاده و همکاران<sup>[۸]</sup> نمودارهای کنترل جمع تجمعی و میانگین متحرک موزون نمایی را با استفاده از مدل رگرسیونی مخاطره متناسب کاکس برای مشاهدات خودهمبسته در حضور و عدم حضور سانسورشدگی مورد بررسی قرار دادند. گودرزی و همکاران<sup>[۹]</sup> برای پایش داده‌های قابلیت اطمینان در فرآیندهای 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. اسدایوبی و نیاکی<sup>[۱۰]</sup> 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 نقطه 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 کیادلیری<sup>[۱۱]</sup> یک نمودار کنترل جمع تجمعی و دو نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی به منظور نظارت بر داده‌های قابلیت اطمینان سانسور شده نوع ۲ در فرآیندهای دو مرحله‌ای ارائه کرده‌اند. زو و جسک<sup>[۱۲]</sup> یک نمودار میانگین متحرک موزون نمایی وزنی یک طرفه را برای داده ویبول تحت سانسور شدگی نوع ۱ برای کشف تغییرات طول عمرهای میانگین محصولات تحت مکانیزم‌های شکست معین توسعه دادند. رازا و همکاران<sup>[۱۳]</sup> دو نمودار کنترل مبتنی بر ارزش انتظاری شرطی و میانه شرطی را به منظور اثربخشی پایش داده سانسور شده نوع ۱ با توزیع ریلی پیشنهاد دادند. گریچ<sup>[۱۴]</sup> نمودار کنترل جدیدی را به منظور پایش پیوسته و تعدیل ریسک شده داده‌های بقا ارائه کرد که در فرآیندهای چندمرحله‌ای تولیدی و خدماتی کاربرد دارد و بر اساس خوشه‌بندی عمل می‌کند. کی‌نت و همکاران<sup>[۱۵]</sup> نشان دادند که نمودارهای کنترل جمع تجمعی تعدیل ریسک شده مبتنی بر آماره لگاریتم نسبت درست‌نمایی که از امتیازات ریسک با یک مدل فیت شده مناسب استفاده نمی‌کنند ممکن است باعث بدتر شدن

شده است.

## ۲. مدلسازی و توصیف فرآیند

یک فرآیند دومرحله‌ای را در نظر بگیرید که در آن مشخصه کیفی ورودی مربوط به مرحله اول ( $X$ )، بر مشخصه کیفی خروجی مربوط به مرحله دوم ( $T$ ) اثر می‌گذارد. به منظور پایش چنین فرآیندهایی، اثر متغیرهای ورودی می‌بایست بر متغیر خروجی در نظر گرفته شود و ارتباط میان دو متغیر مدل شود. از آنجایی که داده‌ها از نوع قابلیت اطمینان هستند، به منظور مدل‌سازی ارتباط متغیرها، بکارگیری مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا ضروری است. ایده عمومی بکارگیری مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا این است که مقدار متغیر پاسخ را بر اساس مقدار مورد نظر از متغیرهای تأثیرگذار نشان دهند. همچنین، این مدل‌ها قابلیت مدل‌سازی توزیع‌های خانواده مکان-مقیاس و لگاریتم-مکان-مقیاس را دارا می‌باشند. در این راستا، دسته‌ای از مدل‌ها با عنوان مدل‌های رگرسیونی زمان شکست تسریع یافته<sup>۵</sup> (AFT) محبوبیت بالایی دارند که در آنها یک و یا چند عنصر از پارامترهای مدل به کمک تابعی از متغیرهای تأثیرگذار بیان می‌گردد. در حالت کلی، تابعی با شکل مشخص و اما یک یا چند پارامتر غیرمشخص مورد استفاده قرار می‌گیرد که نیاز است تا پارامترهای این تابع تخمین زده شوند.

اگر از مدل‌های رگرسیونی زمان شکست تسریع شده برای بنا نهادن توابع چگالی و بقای متغیر پاسخ استفاده کنیم، پارامترهای مدل به شکل زیر نشان داده خواهند شد:

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

که  $\beta$  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 مشخصه کیفی خروجی لحاظ می‌گردد.

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 نمود. در حقیقت رکورد گزارش شده برای قابلیت اطمینان و یا طول عمر محصول، مینیمم دو مقدار شکست و حد سانسورشدگی آن محصول می‌باشد. از طرفی،

سانسورشدگی از سمت چپ زمانی اتفاق می‌افتد که شکست پیش از یک حد آستانه برای شروع و بررسی آزمایش رخ بدهد. در این شرایط نیز اطلاع از مقدار دقیق شکست نمی‌توان داشت و تنها می‌توان به این بسنده کرد که شکست قبل از عدد تعیین شده برای حد آستانه، مقدار پذیرفته است. به عنوان مثال موضوع مطالعه موردی تحقیق حاضر، بررسی مقاومت رشته‌های نخ تولید شده در کارخانه تک تاب ظریف فعال در صنعت کیسه‌بافی است که داده‌های متناظر با مقاومت در حضور مکانیزم سانسورشدگی از سمت چپ مورد بررسی قرار می‌گیرند. بدین صورت که رشته‌های نخ تولید شده در دپارتمان کنترل کیفیت کارخانه توسط دستگاه استحکام سنج مورد آزمایش قرار گرفته و مقدار مقاومت در صورتیکه از سطح سانسورشدگی بزرگتر باشد، توسط دستگاه گزارش می‌شود در غیر این صورت اصطلاحاً داده سانسور می‌گردد. لذا داریم:

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

که  $c$  حد سانسورشدگی از چپ است. با توجه به رابطه شماره (۱)، در این فرآیند امکان رخداد دو حالت وجود دارد. حالت ابتدایی زمانی رخ می‌دهد که داده قابل اندازه‌گیری، مشاهده شده و توسط دستگاه گزارش شود ( $\delta_i = 1$ ) و حالت دوم زمانی است که داده‌ها سانسور شوند ( $\delta_i = 0$ ). واضح است که از دو حالت بحث شده در هر بار نمونه‌گیری تنها یکی از حالت‌ها اتفاق می‌افتد و به صورت ماکزیمم متغیر پاسخ و حد سانسورشدگی بیان می‌شود. همچنین توزیع‌های مختلفی می‌توانند به منظور مدلسازی در اینگونه شرایط مفید واقع گردند که در این میان، توزیع ویبول<sup>۶</sup> از جمله محبوبترین و پرکاربردترین توزیعها بوده که در شرایط مختلف عملکرد خوبی از خود نشان داده است. لذا با توجه به اینکه متغیر خروجی در مطالعه موردی از یک توزیع ویبول پیروی می‌کند، تابع چگالی احتمال و تابع بقا آن به قرار زیر خواهد بود:

آنجا که کنترل مشخصه 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 که شامل استفاده از دو حد کنترل همزمان است را به منظور شناسایی و کشف شیفت‌های افزایشی و کاهش‌ی به کار گرفت.

اما روش پایش مؤثر در فرآیندهای چند مرحله‌ای نیاز به این دارد که اثر خاصیت آبخاری حذف شود. 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، به‌سادگی با گرفتن لگاریتم طبیعی از داده‌ها با توزیع ویبول، توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی به‌دست می‌آید<sup>[۴]</sup>. لذا  $\text{Log}(t)$  دارای توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی با پارامترهای مکان و مقیاس است که به ترتیب به‌صورت  $u = \text{Log}(\eta)$  و  $b = 1/\kappa$  تعریف می‌شوند ( $\text{Log}(t) \sim \text{SEV}(u, b)$ ). بنابراین  $z_i$  ها از توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد با پارامترهای  $u = 0$  و  $b = 1$  پیروی می‌کنند که به‌صورت زیر به دست می‌آید:

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

که تابع چگالی احتمال  $f_{\text{SEV}}(z)$  و تابع توزیع تجمعی  $F_{\text{SEV}}(z)$  توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد به‌صورت زیر می‌باشند:

$$\begin{aligned} f_{\text{SEV}}(z) &= \exp[z - \exp(z)] \\ F_{\text{SEV}}(z) &= 1 - \exp[-\exp(z)] \end{aligned} \quad (6)$$

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 بکارگیری نمودار کنترل جمع تجمعی<sup>۵</sup> (CUSUM) استوار است. همانطور که پیشتر بدان اشاره گردید، با عنایت به کشف شیفت‌های کاهش‌ی در میانگین متغیر پاسخ، نمودار CUSUM یکطرفه مورد توجه قرار می‌گیرد. آماره CUSUM به قرار زیر است:

$$\begin{cases} Q_i = \min(0, Q_{i-1} - w_i) \\ Q_0 = 0 \end{cases} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} f(t) &= \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa-1} \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa}\right] \\ S(t) &= \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa}\right] \end{aligned} \quad (3)$$

در این قالب نمایش،  $\kappa > 0$  پارامتر شکل و  $\eta > 0$  پارامتر مقیاس خواهد بود. با وابسته کردن پارامتر مقیاس به تنها متغیر تأثیرگذار موجود در فرآیند حاضر، تابع بقا به شکل زیر است:

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

که  $\beta_0$  و  $\beta_1$  پارامترهای مدل رگرسیونی هستند. لذا پارامترهای توزیع ویبول را می‌توان به صورت  $\theta_i = (\kappa, \eta \exp(\beta_1 x_i))$  نمایش داد. حال  $\theta_{i0} = (\kappa, \eta \exp(\beta_1 x_i))$  بردار پارامترهای تحت کنترل و  $\theta_{i1} = (\kappa, \nu \eta \exp(\beta_1 x_i))$  بردار پارامترها در حالت خارج از کنترل است که  $\nu'$  ضریبی است که مقدار اسمی تحت کنترل پارامتر مقیاس را شیفت می‌دهد. در نهایت با تمرکز بر تنها مشخصه کیفی تأثیرگذار ورودی در مطالعه موردی، توزیع نرمال که از پرکاربردترین و مرسوم‌ترین توزیعها است بر روی داده‌ها برازش گردید و لذا در مدلسازی این توزیع به کار می‌رود بطوریکه  $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$ . در کل می‌توان اذعان داشت که هدف پایش داده‌های قابلیت اطمینان (مقاومت رشته‌های نخ) سانسور شده از چپ در یک فرآیند دو مرحله‌ای است به گونه‌ای که این مقادیر از مقادیر مرتبط با مشخصه کیفی مرحله اول (میزان یا نسبت ترکیب مواد اولیه رشته‌های نخ) متأثر می‌باشند و لذا خاصیت آبخاری نیز برقرار است.

### ۳. نمودارهای کنترل تعدیل رگرسیون شده پیشنهادی

در این بخش، رویکردهای پایش فرآیند دومرحله‌ای مذکور در حضور سانسورشدگی از چپ توسعه داده می‌شوند. بعد از تشکیل مدل رگرسیونی زمان شکست تسریع شده برای توجیه ناهمگونی موجود در مقادیر متغیر کیفی خروجی، بنا نهادن نمودارهای کنترل برای تشخیص شیفت‌های کاهش‌ی در میانگین مورد توجه قرار می‌گیرد. از

متناسب با توزیع پایه متغیر پاسخ به دست می‌آیند و لذا از توزیعی به توزیع دیگر متفاوت می‌باشند. در این فرآیند، مقادیر ارزش انتظاری شرطی بوسیله رابطه زیر به دست می‌آید:

$$CEV = \frac{E(t < c)}{P(t < c)} = \frac{\int_0^c t f(t) dt}{\int_0^c f(t) dt} = \frac{\int_0^c t f(t) dt}{F(c)} = \quad (12)$$

$$\frac{\int_0^c t \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa-1} e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^{\kappa}} dt}{1 - e^{-\left(\frac{c}{\eta}\right)^{\kappa}}}$$

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 آماره تعدیل شده آن کمتر از حد کنترل پایین ( $LCL_2$ ) انتخاب شده برای آن باشد.

شایان ذکر است به منظور افزایش حساسیت نمودار کنترل جهت کشف شیفت‌های موجود می‌توان از نمودار کنترل EWMA با حد بازدارنده<sup>۱۰</sup> نیز استفاده کرد.

#### ۴. ارزیابی عملکرد

در این بخش به شبیه‌سازی و بررسی عملکرد نمودارهای کنترل پیشنهادی جمع تجمعی و میانگین متحرک موزون نمایی می‌پردازیم. در طول شبیه‌سازی، حد کنترل پایین نمودارهای کنترل پیشنهادی به گونه‌ای تعیین شده است که به متوسط طول دنباله (ARL) تحت کنترل تقریباً ۲۰۰ برسیم. به منظور حداقل‌سازی مقدار خطا، شبیه‌سازی ۱۰,۰۰۰ بار تکرار شده و مقادیر خطای استاندارد (SE) در کنار مقادیر ARL ثبت شده‌اند. همچنین شیفت‌های کاهشی (U) در میانگین با اندازه‌های ۰.۵، ۱.۰، ۲.۰، ۳.۰ و ۴.۰ در نظر گرفته شده‌اند. جدول‌های ۱، ۲ و ۳ عملکرد نمودارهای جمع تجمعی و میانگین متحرک موزون نمایی پیشنهادی را به ازای سانسورشدگی‌های کم، متوسط و زیاد ۰.۲، ۰.۵ و ۰.۸ نشان می‌دهد.

که در آن  $w_i$ ، امتیاز CUSUM بوده و از رابطه زیر 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 رابطه ۹ در ۸ خواهیم داشت:

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

به محض آنکه آماره به‌روز 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 به گونه‌ای انتخاب می‌گردد که به مقدار متوسط طول دنباله (ARL) تحت کنترل مورد نظر برسیم.

در ادامه، تمرکز اساسی بر توسعه و بنا نهادن نمودارهای کنترل میانگین متحرک موزون نمایی<sup>۸</sup> (EWMA) معطوف می‌گردد. آماره EWMA سنتی که بر روی مقادیر مشاهده شده تعریف می‌گردد به شکل زیر است:

$$EWMA_t = \lambda z_t + (1 - \lambda) EWMA_{t-1} \quad (11)$$

در این رابطه  $\lambda$  پارامتر هموارسازی و دارای 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 آماره‌ای که مورد پایش قرار می‌گیرد. اما استفاده از متغیر  $z$  (حاصل از مقدار  $t$ ) در آماره EWMA منطقی به نظر نمی‌رسد چراکه مقدار واقعی متغیر پاسخ همیشه به طور دقیق ثبت نمی‌گردد. در نتیجه ایده اساسی در این مقاله جایگذاری مشاهدات سانسور شده با مقادیر ارزش انتظاری شرطی<sup>۹</sup> (CEV) آنها است. وزن‌های مقادیر ارزش انتظاری شرطی

جدول ۳: مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت سانسورشدگی ۰/۸۰٪

U	جمع تجمعی		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/05$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/1$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/2$	
	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا
	۱	۲۰۰/۵۴	۱/۵	۲۰۱/۴۰	۱/۳	۲۰۰/۷۹	۱/۶	۱۹۹/۷۱
۰/۹۷۵	۱۵۲/۴۳	۱/۱	۱۶۵/۳۸	۱/۱	۱۶۸/۸۱	۱/۳	۱۷۳/۸۳	۱/۵
۰/۹۵	۱۱۹/۰۹	۰/۸	۱۳۷/۶۵	۰/۷	۱۳۹/۴۶	۱/۰	۱۴۵/۸۹	۱/۲
۰/۹	۷۹/۹۶	۰/۵	۱۰۱/۹۷	۰/۴	۱۰۴/۷۵	۰/۶	۱۰۶/۰۲	۰/۸
۰/۸	۴۴/۵۰	۰/۲	۵۹/۲۳	۰/۲	۵۶/۶۴	۰/۲	۵۴/۸۴	۰/۴
۰/۷	۲۹/۱۸	۰/۱	۴۴/۹۲	۰/۱	۴۰/۶۱	۰/۱	۳۷/۶۱	۰/۲

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 تأثیر منفی بر عملکرد رویکردهای پایش 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 فرآیند به گونه‌ای تنظیم گردد تا درصد زیادی از داده‌های فرآیند در معرض سانسورشدگی قرار نگیرند تا در واقع با کاهش سانسورشدگی، عملکرد نمودارهای کنترل بهتر می‌شود.

از طرفی در بخش قبل بیان گردید که علت تبدیل توزیع ویبول به توزیع کوچک‌ترین مقدار حدی استاندارد، حذف و یا کاهش اثر متغیر کیفی مرحله اول از متغیر پاسخ است. لذا رویکرد پایش مبتنی بر مدل رگرسیونی می‌بایست به منظور تمایز میان کیفیت خاص و کیفیت کل تبدیل گردد. در این راستا، کشف شیفت‌های ایجاد شده در مشخصه کیفی مرحله قبل مدنظر نیست زیرا این شیفت‌ها مربوط به مرحله جاری تحت بررسی نیستند. بدین منظور، عملکرد نمودار کنترل‌های پیشنهادی تحت شیفت‌های افزایشی  $\delta$  در میانگین  $x$  و درصد سانسورشدگی ۰/۲۰٪ مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۱: مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت سانسورشدگی ۰/۲۰٪

U	جمع تجمعی		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/05$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/1$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/2$	
	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا
	۱	۲۰۰/۱۴	۱/۶	۱۹۹/۷۰	۱/۶	۲۰۰/۲۵	۱/۷	۲۰۰/۳۳
۰/۹۷۵	۱۴۵/۸۳	۱/۱	۱۵۸/۵۳	۱/۲	۱۶۱/۴۵	۱/۴	۱۶۹/۹۱	۱/۶
۰/۹۵	۱۱۳/۳۴	۰/۸	۱۲۹/۰۲	۰/۹	۱۳۲/۷۳	۱/۱	۱۴۰/۹۲	۱/۳
۰/۹	۷۲/۶۳	۰/۴	۸۹/۰۶	۰/۵	۹۱/۰۷	۰/۷	۹۹/۷۴	۰/۹
۰/۸	۳۵/۹	۰/۲	۵۱/۳۱	۰/۲	۴۷/۲۷	۰/۳	۴۹/۳۹	۰/۴
۰/۷	۲۱/۶۸	۰/۱	۳۱/۵۵	۰/۱	۲۸/۸۱	۰/۱	۲۹/۶۰	۰/۲

جدول ۲: مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت سانسورشدگی ۰/۵۰٪

U	جمع تجمعی		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/05$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/1$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/2$	
	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا
	۱	۲۰۰/۸۲	۱/۶	۲۰۲/۵۵	۱/۵	۱۹۹/۸۵	۱/۷	۲۰۱/۵۰
۰/۹۷۵	۱۴۷/۵۲	۱/۱	۱۶۰/۳۸	۱/۱	۱۶۳/۳۱	۱/۳	۱۷۰/۹۷	۱/۵
۰/۹۵	۱۱۴/۸۷	۰/۷	۱۳۱/۸	۰/۸	۱۳۵/۵۶	۱/۱	۱۴۳/۱۹	۱/۲
۰/۹	۷۴/۹۷	۰/۴	۹۲/۳۰	۰/۴	۹۴/۲۰	۰/۶	۱۰۰/۸۰	۰/۸
۰/۸	۳۷/۱۱	۰/۲	۵۵/۰۸	۰/۲	۴۹/۲۶	۰/۲	۵۱/۵۱	۰/۳
۰/۷	۲۲/۶۳	۰/۱	۳۶/۳۱	۰/۱	۳۳/۳۷	۰/۱	۳۱/۵۴	۰/۱

بررسی دقیق نتایج حاکی از این است که فارغ از درصد سانسورشدگی، نمودار کنترل جمع تجمعی عملکرد بهتری نسبت به نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی مبتنی بر مقادیر ارزش انتظاری دارد چرا که به ازای یک شیفت مشخص، مقادیر متوسط طول دنباله کوچکتری دارد. همچنین نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی با  $\lambda=0.05$  قدرت بالاتری در کشف شیفت‌های کوچک (تا ۰/۱۰٪ شیفت کاهش) در مقایسه با همین نمودار کنترل با مقادیر دیگر پارامتر هموارسازی دارد. بالعکس، هر چه میزان شیفت



جدول ۴: مقادیر متوسط طول دنباله و خطای استاندارد برای نمودارهای کنترل پیشنهادی تحت شیفت‌های افزایشی  $\delta$  در میانگین  $x$

$\delta$	جمع تجمعی		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/05$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/1$		میانگین متحرک موزون نمایی $\lambda=0/2$	
	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا	متوسط طول دنباله	خطا
	۰	۲۰۰/۱۴	۱/۶	۱۹۹/۷۰	۱/۶	۲۰۰/۲۵	۱/۷	۲۰۰/۲۳
۱	۱۹۹/۶۵	۱/۵	۱۹۹/۷۸	۱/۶	۲۰۱/۰۴	۱/۷	۱۹۹/۶۷	۱/۷
۲	۲۰۰/۴۵	۱/۶	۲۰۰/۵۱	۱/۵	۲۰۱/۱۵	۱/۶	۲۰۱/۳۲	۱/۷
۳	۱۹۹/۶۷	۱/۷	۱۹۸/۹۸	۱/۶	۱۹۹/۶۷	۱/۸	۲۰۰/۴۳	۱/۷
۴	۱۹۸/۵۶	۱/۶	۱۹۷/۹۴	۱/۷	۱۹۹/۷۴	۱/۷	۱۹۸/۸۳	۱/۷

ماردون مارپیچ مواد را رو به جلو حرکت می‌دهد. سپس مواد ذوب شده در حضور یک فیلتر تصفیه می‌شوند. پس از تصفیه شدن، مواد 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. پس از سرد شدن تقریبی، فیلم توسط دو غلطک مورد کشش قرار گرفته تا به ضخامت مطلوبی برسد. در این مرحله فیلم مورد نظر توسط حدود ۲۵۰ تیغ با عرض ۶ میلی‌متر برش خورده می‌شود. مجدداً رشته‌های نخ در یک دستگاه حرارت می‌بینند و عرض رشته‌های ۶ میلی‌متری، تحت کشش ۶ غلطک به ۷/۲ میلی‌متر می‌رسد. در پایان این رشته‌ها به دور دوک نخ پیچیده می‌شوند و آماده فرآیند کنترل کیفیت و متعاقباً انتقال جهت بافت کیسه می‌گردند.

در این شرکت در هر شیفت تولیدی ۱۰ دوک نخ به طور تصادفی انتخاب می‌شوند و در دپارتمان کنترل کیفیت مورد آزمایش قرار می‌گیرند. در دپارتمان 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 لحظه پارگی یا شکست مقدار درج شده بر دستگاه را ثبت می‌کنند. عملکرد این دستگاه به گونه‌ای است که در ابتدا بایستی حد مطلوبی را بعنوان معیاری جهت سنجش استقامت برای دستگاه تعریف نماییم. 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 اینصورت نشانگری به رنگ قرمز عدم حصول حداقل استقامت (مقاومت کششی) مورد نیاز را نشان می‌دهد که اصطلاحاً داده سانسور از چپ می‌شود. داده‌های مورد مطالعه، از جنس مقاومت کششی با واحد سانتی نیوتن (معادل با ۱/۰۱۹ گرم نیرو) می‌باشند. تعداد داده‌های جمع آوری شده مجموعاً ۱۵۰ زوج داده است که ۱۰۰ داده در فاز اول جهت تخمین پارامترهای مدل و اطمینان از پایداری فرآیند و ۵۰ داده در فاز دوم جهت بررسی عملکرد نمودار و کشف سریع شیفت در پارامترهای مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند. بعد از اطمینان از پایداری فرآیند و تحت کنترل بودن داده‌های فاز اول، ۵۰ داده فاز دوم بر روی نمودار کنترل ترسیم و مورد تحلیل قرار می‌گیرند. تخمین پارامترها با استفاده از روش درست‌نمایی ماکزیم (MLE) و به کمک تابع درست‌نمایی ارائه شده در رابطه ۹ برای داده‌های سانسور شده از چپ انجام شده است و مقادیر آنها

همان طور که انتظار می‌رود، شیفت در مشخصه کیفی مرحله اول اثر ناچیزی بر رویکردهای پایش پیشنهادی دارد و در حقیقت مقادیر متوسط طول دنباله از لحاظ آماری تقریباً ثابت مانده‌اند. این مهم به دلیل در نظر گرفتن اثر متغیر مرحله قبل بر متغیر خروجی توسط مدل‌سازی و تبدیل توزیع و بیول به توزیع کوچکترین مقدار حدی به منظور حذف اثر متغیر مرحله قبل است. به علاوه شیفت‌های کاهشی در  $x$  نیز مورد ارزیابی قرار گرفته است و نتایج آن مشابه شیفت‌های افزایشی بود که به دلیل تشابه گزارش نشده است.

## ۵. مطالعه موردی

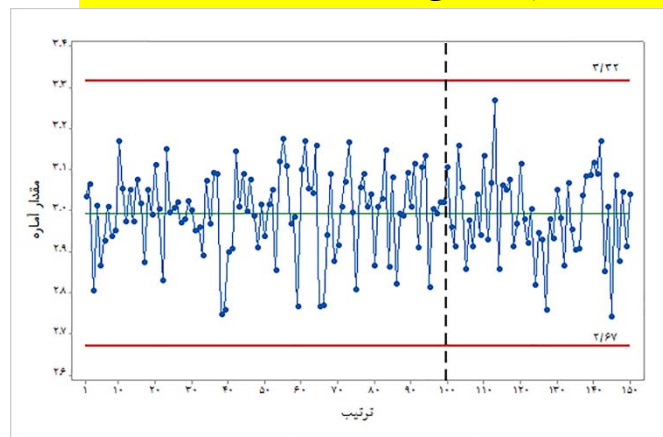
مطالعه موردی مقاله در کارخانه تک تاب ظریف، فعال در زمینه آماده‌سازی و ریسندگی الیاف در صنعت نساجی (کیسه بافی) است. این کارخانه ظرفیت تولیدی معادل ۵/۳ تن در روز برای تولید انواع کیسه‌های گونی متفاوت اعم از کیسه‌های آرد، شکر، گچ، سیمان و غیره را دارا است. فرآیند کیسه‌بافی به طور کلی از دو زیر فرآیند تشکیل شده است. مرحله آغازین عبارتست از آماده‌سازی رشته‌های نخ به عرض ۷/۲ میلی‌متر توسط دستگاه اکسترودر و مرحله دوم بخش بافندگی کیسه است که در عرض‌ها و وزن‌های متفاوت، کیسه مورد نظر را تولید می‌نماید. در این فرآیند تولیدی، ابتدا دستگاه اکسترودر مواد اولیه را با نسبت و سرعت مشخصی ترکیب می‌کند. لذا متغیر  $x$  در این مرحله درصد (نسبت) وزنی مواد تشکیل دهنده نخ است. سپس طی ۶ مرحله با دماهای متفاوت این ترکیب مواد ذوب می‌شوند. در این بخش مواد اولیه طی یک ماردون به یکدیگر متصل می‌باشند که این

بدیهی است که مشخصه کیفی مرحله اول در شرایط تحت کنترل به سر می‌برد. این در حالی است که نمودار کنترل جمع تجمعی برای مرحله دوم پس از ۱۵ نمونه هشدار می‌دهد. بدین ترتیب فرآیند می‌بایست در این مرحله متوقف شود و شناسایی ریشه انحراف و اقدام اصلاحی صورت پذیرد. پر واضح است که با توجه به استفاده آماره تعدیل رگرسیون شده، ریشه انحراف مرتبط با عملکرد نامناسب مرحله جاری است و متأثر از مرحله قبل فرآیند نمی‌باشد. با بررسی -های صورت گرفته و تشکیل جلسات مختلف، مهمترین علت رخداد انحراف بادلیل و کاهش مقاومت کششی نخ‌های تولیدی را می‌توان به عملکرد بد و نوسانات موجود در دستگاه حرارت‌دهنده رشته‌های نخ در مرحله آخر نسبت داد که تیم تعمیرات و نگهداری به رفع این مشکل پرداختند.

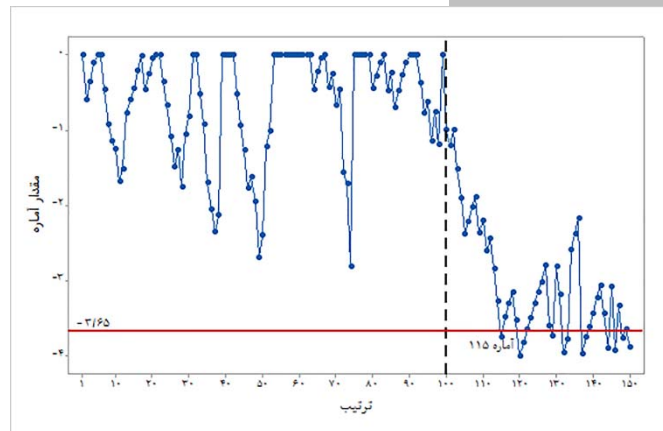
## ۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله یک نمودار کنترل جمع تجمعی و یک نمودار کنترل میانگین متحرک موزون نمایی به منظور پایش داده‌های ویبول سانسور شده از چپ در یک فرآیند دو مرحله‌ای ارائه گردید. به‌منظور لحاظ کردن خاصیت آبخاری در این فرآیند، از دسته‌ای از مدل‌های رگرسیونی تحلیل بقا با عنوان مدل‌های رگرسیونی زمان شکست تسریع یافته استفاده شد و تبدیل توزیع داده‌های مشخصه کیفی خروجی به توزیع کوچکترین مقدار حدی استاندارد جهت حذف اثر متغیر مرحله قبل مورد استفاده قرار گرفت. متعاقباً تشکیل تابع درست‌نمایی و محاسبه مقدار ارزش انتظاری برای داده‌های دارای سانسورشدگی از چپ به منظور ارائه رویکردهای پایش پیشنهادی در نظر گرفته شد. سپس شبیه‌سازی‌های گسترده تحت سانسورشدگی‌های کم، متوسط و زیاد به منظور ارزیابی عملکرد رویکردهای پایش پیشنهادی صورت پذیرفت. 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 هموار سازی کوچک در نمودار 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 و به منظور بهبود در عملکرد توصیه می‌گردد تا حد امکان از سانسور شدگی در فرآیندها جلوگیری شود. در نهایت مطالعه موردی در یک صنعت نساجی با مشخصه کیفی مقاومت کششی صورت پذیرفت و عملکرد

$\hat{\beta}_0 = 0.618$ ،  $\hat{\beta}_1 = 0.112$  و  $\hat{K} = 7.1624$  است. به علاوه درصد (نسبت) وزنی مواد تشکیل دهنده نخ دارای توزیع نرمال با میانگین ۳ و انحراف استاندارد تقریبی ۰/۱ است و نمودار کنترل شوهرات برای مشاهدات انفرادی به منظور پایش این مشخصه کیفی مورد استفاده قرار می‌گیرد (شکل ۱). شایان ذکر است که ۷۰ درصد از داده‌های مربوط به استحکام کششی تحت سانسورشدگی از چپ قرار گرفته‌اند. 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 گونه‌ای تعیین شده است که به متوسط طول دنباله (ARL) تحت کنترل تقریباً ۲۰۰ برسیم. مضاف بر آنکه بررسی استقلال مشاهدات و پیروی از توزیع‌های ذکر شده توسط نرم افزار مینی‌تب صورت گرفته و مورد تأیید است.



شکل ۱: نمودار کنترل شوهرات برای مشاهدات انفرادی به منظور پایش مشخصه کیفی مرحله اول



شکل ۲: عملکرد نمودار کنترل جمع تجمعی پیشنهادی در مطالعه موردی کارخانه تک تاب ظریف



moving average (EWMA) control chart”, *Statistics in Medicine*, 29 (4), pp.444-454 (2010).

6. Zhang, L., Gan, F.F., 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., 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., Niaki, S.T.A. “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., 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., 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., 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., 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., 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., Gan, F.F. “Risk-adjusted CUSUM charts under model error”, *Statistics in Medicine*, 38(12), pp. 2206-2218 (2019).
16. Asadzadeh, Sh., Baghaei, A. “Robust AFT-based monitoring procedures for reliability data”. *Journal of Quality Technology and Quantitative Management*. 17(1), pp.1-15 (2020).

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 فرآیندهای چند مرحله‌ای، می‌بایست مدلسازی رابطه متغیر کیفی 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 پیشنهادات 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 بکارگیری مدل‌های شکنندگی<sup>۱۰</sup> است. همچنین توسعه رویکردهای پایش داده‌های سانسور شده از چپ مبتنی بر باقی‌مانده‌های مارتینگل<sup>۱۱</sup> از دیگر حوزه‌های قابل توجه برای تحقیقات آتی است.

## پانوشتها

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

## مراجع

1. Asadzadeh, Sh., Aghaie, A., 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., 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., Woodall, W.H. “Risk adjusted monitoring of survival times”, *Statistics in Medicine*, 28(9). pp. 1386-1401(2009).
5. Steiner, S.H., Jones, M. “Risk-adjusted survival time monitoring with an updating exponentially weighted

# Monitoring Left-censored Data in Multistage Processes on the basis of Survival Analysis Regression Models

Shervin Asadzadeh<sup>1</sup> (Assistant Professor)

Department of Industrial Engineering, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

## Abstract

Nowadays, most products are the results of multistage processes with cascade property. In each step of multistage processes, several variables with reliability characteristic may affect the performance. These reliability variables have some unique properties such as censoring and following the family of location-scale and log-location-scale distributions including Weibull, Log-normal and Log-logistic. The purpose of this paper is to monitor left-censored reliability data with the aid of advanced statistical process control (SPC) techniques in line with statistical modeling approaches. To this end, data modeling has been studied using survival analysis regression models. In fact, the accelerated failure time (AFT) regression model has been employed to establish the relationship between quality variables. Then, two monitoring schemes including a cumulative sum (CUSUM) and an exponentially weighted moving average (EWMA) control charts have been proposed by constructing likelihood function and conditional expected values (CEVs) respectively. It should be noted that the transformation of Weibull distribution to standard smallest extreme value distribution has been done to effectively remove the cascade property in the discussed process. Subsequently, the performance of the proposed control schemes has been examined and investigated in terms of average run length (ARL) criterion under various censoring levels of low, medium and high (20%, 50% and 80%). Finally, the performance of the superior (the cumulative sum) control chart has been investigated in a real case study in Taktab Zarif company located in Kashan, Iran. The quality variable of interest is actually the tensile strength of thread which is affected by the proportion (weight) of raw materials. Moreover, the values corresponding to tensile strength of threads are recorded just in case that they are beyond the specified level. In other words, we encounter some data which are left-censored and thus remedial action should be considered to alleviate the mentioned obstacle for optimal multistage process monitoring.

**Keywords** Survival analysis regression model, Left Censoring, Conditional expected value, Multistage process, Likelihood Function.

---

<sup>1</sup> Corresponding Author :sh\_asadzadeh@iau-tnb.ac.ir