

طراحی نمودارهای کنترل مبتنی بر باقی مانده‌ها برای پایش پروفایل‌های خطی ساده در فرایندهای تولید کوتاه مدت

سید بابک خلیلی دیلمی (کارشناس ارشد)

گروه مهندسی صنایع، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه پیام نور، مرکز تهران شمال

امیرحسین امیری* (دانشیار)

پیمان خسروی (کارشناس ارشد)

گروه مهندسی صنایع، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه شاهد

مهندسی صنایع و مدیریت شریف، تابستان ۱۳۹۹ (۱۳۹۹)
دوره ۱، شماره ۱/۱، ص. ۱۹-۲۸

گاهی مشخصه‌های کیفی به صورت رابطه‌ی میان متغیرهای مستقل و پاسخ توصیف می‌شوند که محققان به آن پروفایل می‌گویند. همچنین در بسیاری از فرایندها، همانند فرایندهای تولید کوتاه مدت پارامترهای فرایند در مراحل اولیه از پیش معلوم نیست و نمونه‌های اولیه برای اجرای مرحله ۱ و تخمین پارامترهای فرایند در حالت تحت کنترل وجود ندارد. در این مقاله، نمودارهایی برای پایش مشخصه‌های کیفی فرایندهای تولید کوتاه مدت که توسط پروفایل‌های خطی ساده توصیف می‌شوند با رویکرد پایش میانگین و پراکندگی باقی مانده‌ها طراحی شده است که قادرند از همان مراحل ابتدایی فرایند را پایش کنند و هم‌زمان تخمین پارامترهای فرایند را نیز روزآمد کنند. عملکرد نمودارهای کنترل پیشنهادی با عملکرد یکی از روش‌های موجود در پیشینه از طریق شبیه‌سازی مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که نمودارهای کنترل پیشنهادی از عملکرد مناسبی در کشف تغییرات متوسط و بزرگ بر حسب متوسط طول دنباله‌ی خارج از کنترل برخوردار هستند.

واژگان کلیدی: نمودار کنترل، فرایندهای تولید کوتاه مدت، پایش فرایند، پروفایل خطی ساده، نمودار میانگین متحرک موزون نمایی.

۱. مقدمه

صورت می‌گیرد. روش‌های آماری مختلفی برای هر یک از این دو مرحله مناسب هستند و برای هر یک نیز معیارهای آماری متفاوتی وجود دارد. در مرحله‌ی ۱ پروفایل‌های خطی ساده تاکنون تحقیقات زیادی صورت گرفته است. در مرحله‌ی ۱، مجموعه‌ی از داده‌ها از گذشته در دسترس است که هدف آن کسب اطلاعات در مورد پراکندگی فرایند در طول زمان، ارزیابی پایداری فرایند و برآورد پارامترهای فرایند در حالت تحت کنترل است. در روش‌های مربوط به این مرحله مقدار ثابتی برای احتمال خطای نوع ۱ منظور می‌شود و پس از محاسبه‌ی حدود کنترل، توان آزمون با اعمال جابه‌جایی (شیفت‌های مختلف در پارامترهای مختلف محاسبه و از آن برای مقایسه‌ی عملکرد آماری نمودارهای کنترل استفاده می‌شود. اما هدف از مرحله ۲، کشف سریع جابه‌جایی و روند در پارامترهای فرایند بر اساس مقادیر طراحی شده در مرحله ۱ است. این موضوع معمولاً به وسیله‌ی معیار متوسط طول دنباله (ARL) اندازه‌گیری می‌شود. در پژوهش‌های پیشین، پایش پروفایل‌ها معمولاً بر اساس نوع پروفایل و نوع مرحله دسته‌بندی می‌شود. از جمله انواع مختلف پروفایل‌ها می‌توان به پروفایل‌های خطی ساده، خطی چندگانه و چندجمله‌ی اشاره کرد. از آنجایی که در این مقاله از همان مراحل ابتدایی پایش آغاز می‌شود، فقط به مرور پیشینه‌ی

کنترل آماری فرایند به طور گسترده برای پایش فرایندهای صنعتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در اکثر کاربردهای کنترل فرایند آماری، فرض می‌شود که عملکرد یک فرایند یا ویژگی یک محصول می‌تواند به وسیله‌ی توزیع یک مشخصه‌ی کیفی توصیف شود و به وسیله‌ی نمودارهای کنترلی تک‌متغیره کنترل شود یا در حالت کلی به وسیله‌ی توزیع چندین مشخصه‌ی کیفی توصیف و به وسیله‌ی نمودارهای کنترل چندمتغیره کنترل شود. در بسیاری از شرایط، کیفیت یک فرایند یا محصول به وسیله‌ی رابطه‌ی بین متغیر پاسخ و یک یا چند متغیر مستقل توصیف می‌شود که محققان این رابطه را پروفایل می‌نامند. در طول سال‌های اخیر، پایش پروفایل‌ها و به ویژه پروفایل‌های خطی ساده مورد توجه بسیاری از محققان بوده است. در این پروفایل، یک رابطه‌ی خطی ساده بین یک متغیر پاسخ و یک متغیر مستقل وجود دارد.

از طرفی، تحقیقات مرتبط با پایش پروفایل‌ها بر اساس تفکیک دو مرحله

* نویسنده مسئول

تاریخ: دریافت ۱۷/۴/۱۳۹۷، اصلاحیه ۱۱/۳/۱۳۹۸، پذیرش ۷/۷/۱۳۹۸.

DOI:10.24200/J65.2019.51025.1884

khalilideilami@yahoo.com
amiri@shahed.ac.ir
p_khosravi70@yahoo.com

پایش پروفایل‌ها در مرحله‌ی ۲ پرداخته شده است. در این راستا روش‌های متفاوتی برای پایش پروفایل‌های خطی ساده در مرحله‌ی ۲ پیشنهاد شده است که از جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

کنگ و آلباین^[۱] دو نمودار کنترل برای پایش پروفایل خطی ساده پیشنهاد دادند. کیم و همکاران^[۲] سه نمودار EWMA^۲ را برای پایش پارامترهای پروفایل خطی ساده توسعه دادند. سقایی و همکاران^[۳] با استفاده از نمودار CUSUM^۳ پروفایل‌های خطی ساده را مورد پایش قرار دادند. خدمتی و نیاکی^[۴] با استفاده از روش MaxEWMA پروفایل خطی ساده را در فرایندهای چندمرحله‌یی پایش کردند. کاظم‌زاده و همکاران^[۵] روشی برای پایش پروفایل‌های خطی ساده در شرایطی که اندازه‌ی نمونه متغیر است، ارائه کردند. سلیمانی و همکاران^[۶] پروفایل‌های خطی ساده را در شرایط وجود خود همبستگی درون پروفایل‌ها پایش کردند. ژانگ و همکاران^[۷] یک نمودار کنترل مبتنی بر نسبت درست‌نمایی را برای پایش پروفایل‌های خطی ساده پیشنهاد کردند. نیاکی و همکاران^[۸] یک نمودار کنترل بر اساس آزمون خطی تعمیم‌یافته برای پایش ضرایب پروفایل خطی ساده و یک نمودار R به منظور پایش واریانس خطا پیشنهاد دادند. اکثر محققان در مطالعات پایش پروفایل‌ها، متغیرهای مستقل را مقادیر ثابت فرض می‌کنند؛ با این حال نورالسا و همکاران^[۹] متغیرهای مستقل را به صورت متغیرهای تصادفی در نظر گرفته‌اند و اثر این تصادفی بودن را روی پایش پروفایل‌های خطی ساده در مرحله‌ی ۲ بررسی کردند.

در حوزه‌ی پایش پروفایل‌های خطی چندگانه، امیری و همکاران^[۱۰] یک روش ساده‌سازی پارامترهای پروفایل‌های خطی چندگانه را پیشنهاد دادند. سپس امیری و همکاران^[۱۱] روش‌های تشخیصی در پروفایل‌های چندگانه‌ی چندمتغیره را ارائه کردند. قشقایی و امیری^[۱۲] دو نمودار کنترل مجموع مربعات را برای پایش پروفایل‌های رگرسیون خطی چندگانه چندمتغیره در مرحله‌ی ۲ توسعه دادند. برای پایش پروفایل‌های چندجمله‌یی نیز روش‌هایی ارائه شده است که می‌توان به مقاله‌ی کاظم‌زاده و همکاران^[۱۳] اشاره کرد که روشی را برای پایش پروفایل‌های چندجمله‌یی در مرحله‌ی ۲ با در نظر گرفتن فرایند خود همبسته ارائه کردند.

از طرفی، گاهی اوقات در رویه‌های پایش فرایندهای صنعتی امکان اجرای مرحله‌ی ۱ به دلیل هزینه داشتن یا سختی نمونه‌گیری یا زمان‌بر بودن نمونه‌گیری وجود ندارد. یکی از بهترین مثال‌ها برای این نوع از فرایندها، فرایندهای موقتی و کوتاه مدت است که در آنها نمونه‌ی کافی برای اجرای مرحله‌ی ۱ و تخمین پارامترها وجود ندارد. در چنین شرایطی محققان به فکر طراحی نمودارهایی افتادند که برای پایش فرایند نیازی به نمونه‌های اولیه‌ی زیادی نداشته باشند. در فرایندهای تولید کوتاه مدت از آن‌جایی که پارامترهای فرایند ناشناخته هستند و نمونه‌های کافی برای تخمین پارامترها در دسترس نیست، از نمودارهای کنترل خود آغازکننده برای پایش استفاده می‌شود. از آن‌جایی که در این فرایندها زمان پی بردن به وجود تغییرات کوچک مد نظر است، باید از نمودارهایی استفاده کرد که سرعت لازم را برای کشف تغییرات در زمان کوتاه داشته باشند. به نوعی می‌توان پیشینه را در این حوزه در به کارگیری دو نوع نمودار EWMA و CUSUM همراه با رویکردها و آماره‌های متناسب با شرایط تولید کوتاه‌مدت دسته‌بندی کرد. در ادامه روش‌ها و نمودارهایی که تاکنون در این راستا ارائه شده‌اند، معرفی شده است. اولین بارهاوکیتز^[۱۴] یک نمودار کنترل خود آغازکننده CUSUM برای پایش میانگین و واریانس ارائه کرد. در این مقاله دو نمودار کنترل CUSUM ارائه شد که یکی برای پایش میانگین و دیگری برای پایش واریانس طراحی شده بود. پس از آن کوسنبری^[۱۵] آماره‌ی Q را برای پایش فرایندهای موقتی توسعه داد که این آماره بر اساس معلوم بودن یا نبودن میانگین

و واریانس فرایند در چهار حالت بررسی شده است. سپس زاتک^[۱۶] یک نمودار CUSUM برای پایش فرایندهای موقتی طراحی کرد. سالیوان و همکاران^[۱۷] یک نمودار کنترل خود آغازکننده ارائه کردند که از انحراف هر بردار مشاهده شده نسبت به میانگین تمام مشاهدات قبلی برای پایش فرایند استفاده و آماره‌های مربوط در قالب نمودارهای کنترل چند متغیره مانند T^2 هتلینگ و MEWMA استفاده می‌کند. سپس کوسنبری^[۱۸] مطالعه‌ی بر روی قوانین حساس‌سازی و تأثیر آنها بر عملکرد آماره‌ی Q انجام داد که در این مطالعه، قانون حساس‌سازی ۴ نمونه از ۵ نمونه‌ی متوالی خارج از حدود هشدار یک انحراف معیار به عنوان مناسب‌ترین قانون برای عملکرد رضایت‌بخش نمودارهای تلفیقی EWMA-Q و CUSUM-Q شناخته شد. برای پایش پروفایل‌های خطی نیز نمودارهای کنترل خود آغازکننده توسعه داده شده است که در ادامه به مرور آنها پرداخته می‌شود. زو و همکاران^[۱۹] یک نمودار کنترل خود آغازکننده برای پایش پروفایل خطی ساده بر پایه‌ی باقی‌مانده‌های بازگشتی پیشنهاد کردند. همچنین امیری و همکاران^[۲۰] یک نمودار کنترل خود آغازکننده‌ی Max-CUSUM را برای پایش هم‌زمان پارامترهای پروفایل‌های خطی ساده توسعه دادند. تسانگ و همکاران^[۲۱] یک نمودار پایش خود آغازکننده را برای کشف هم‌زمان تغییرات در واریانس و ضرایب رگرسیون در پروفایل‌های خطی با توزیع نامشخص خطا پیشنهاد کردند. خسروی و امیری^[۲۲] سه نمودار کنترل خود آغازکننده را برای پایش پروفایل‌های رگرسیون لجستیک پیشنهاد کردند. این نمودارها، پروفایل‌های مذکور را که بیان‌گر ارتباط بین یک متغیر پاسخ با توزیع بینم و متغیرهای مستقل‌اند، پایش می‌کنند.

در مقاله‌ی پیش رو، رویکرد جدیدی برای پایش فرایندهای تولید کوتاه‌مدت که مشخصه‌ی کیفی در آنها به صورت یک پروفایل خطی ساده است، ارائه شده است. در رویکرد پیشنهادی باقی‌مانده‌های پروفایل خطی ساده در طول زمان و از همان ابتدای شروع فرایند مورد پایش قرار می‌گیرند. باقی‌مانده‌ها در واقع اختلاف‌های بین خط مرجع و پروفایل‌های نمونه هستند. اگر این باقی‌مانده‌ها خیلی بزرگ شوند، می‌توان با در نظر گرفتن معیارهایی نتیجه گرفت که فرایند خارج از کنترل است. پس از میانگین و پراکنندگی باقی‌مانده‌ها به عنوان معیاری برای ارائه‌ی روش و نمودار کنترلی مربوط بهره گرفته شده است. روش‌ها و نمودارهای پیشنهادی در این رویکرد از عملکرد مناسبی برخوردارند. ویژگی روش‌های پیشنهادی این مقاله آن است که آماره‌ها و نمودارهای جدیدی ارائه شده است که می‌توانند به طور مؤثر و کارا تغییرات کوچک در پارامترهای پروفایل را به سرعت کشف کنند. در ضمن جایگاه روش‌های پیشنهادی این مقاله در ادبیات پایش پروفایل‌ها در حوزه‌ی پایش پروفایل‌های خطی ساده است و بر مبنای پایش میانگین و پراکنندگی باقی‌مانده‌ها طراحی شده است. این مقاله در حوزه‌ی توسعه‌ی نمودارهای کنترل خود آغازکننده در پایش پروفایل‌ها و مبتنی بر نمودار کنترل EWMA است.

در ادامه‌ی مقاله‌ی حاضر، در بخش دوم به معرفی پروفایل‌های خطی ساده پرداخته شده است. در بخش سوم روش‌ها و نمودارهای پیشنهادی مقاله آورده شده است. بخش چهارم عملکرد روش‌ها و مقایسات مربوط را نشان می‌دهد و در نهایت در بخش آخر نتیجه‌گیری و پیشنهاد برای تحقیقات آتی ارائه شده است.

۲. پروفایل‌های خطی ساده

فرض کنید زامین نمونه‌یی که در طول زمان از فرایند گرفته می‌شود، به صورت (x_i, y_{ij}) نمایش داده شود. i تعداد مشاهدات در هر نمونه‌ی j است. در این صورت

کوسنبری^[۱۵] پیشنهاد شده است بر اساس مقدار میانگین باقی مانده‌ها در هر نمونه به صورت رابطه ۷ بازنویسی می‌شود:

$$Q_j = \Phi^{-1} \left[G_{j-1} \left(\frac{\bar{e}_j \sqrt{n} - \circ}{S_{j,m-1}} \right) \right], \quad (7)$$

که در این رابطه:

(.) Φ^{-1} : معکوس تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد است؛

(.) G_{j-1} : تابع توزیع تجمعی t با $j-1$ درجه آزادی است.

در نتیجه آماره Q دارای توزیع نرمال استاندارد است، همچنین در این رابطه:

$$S_{j,m-1}^2 = \left(\frac{1}{j-1} \right) \sum_{i=1}^{m-1} (\bar{e}_i \sqrt{n} - \circ)^2; \quad j = 2, 3, \dots \quad (8)$$

به منظور افزایش حساسیت روش پیشنهادی به تغییرات کوچک فرایند در طول

زمان از ترکیب آماره Q با آماره EWMA استفاده می‌شود که آماره نهایی به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_j = \lambda Q_j + (1 - \lambda) Z_{j-1}. \quad (9)$$

که مقدار حدود کنترل آماره به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$UCL = L_{\bar{e}} \sqrt{\frac{\lambda}{\gamma - \lambda}}; \quad LCL = -UCL \quad (10)$$

که $0 < \gamma < 1$ ضریب هموارسازی است و مقدار $L_{\bar{e}}$ با استفاده از شبیه‌سازی به‌گونه‌ی محاسبه می‌شود که یک مقدار ARL تحت کنترل از پیش تعیین شده به دست آید.

۲.۳. آماره T برای پایش میانگین باقی مانده‌ها

مشابه روش آماره Q ، بردار $e_j = (e_{1j}, e_{2j}, \dots, e_{nj})$; $j = 1, 2, 3, \dots$ را به عنوان مجموعه باقی مانده‌ها با اندازه n در نظر بگیرد. e_{ij} دارای توزیع $N(\circ, \frac{\sigma^2}{n})$ است که بر همین اساس \bar{e}_j دارای توزیع $N(\circ, \frac{\sigma^2}{n})$ خواهد بود. در نتیجه مجموعه $(\bar{e}_1 \sqrt{n}, \bar{e}_2 \sqrt{n}, \bar{e}_3 \sqrt{n}, \dots)$ از توزیع $N(\circ, \sigma^2)$ پیروی می‌کند. حال فرض کنید که آماره T_j به صورت $T_j = \frac{\sqrt{n}(\bar{e}_j - \mu)}{S_j}$ تعریف شود که از توزیع t_{n-1} پیروی می‌کند؛ در این صورت آماره نهایی روش T برای پایش میانگین باقی مانده‌ها به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$T_j = \frac{\sqrt{n} \bar{e}_j}{S_{\bar{e}_j}} \sim t_{n-1}, \quad (11)$$

که مقدار میانگین و واریانس T_j به ترتیب برابر با صفر و $\frac{n-1}{n-3}$ است. نحوه رسیدن به رابطه ۱۱ در پیوست الف ارائه شده است. همچنین به منظور افزایش حساسیت روش پیشنهادی به تغییرات کوچک فرایند در طول زمان از ترکیب آماره T با آماره EWMA استفاده می‌شود که آماره نهایی به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_j = \lambda T_j + (1 - \lambda) Z_{j-1}. \quad (12)$$

پس بر همین اساس حدود کنترل این روش به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$UCL = L_T \sqrt{\frac{\lambda(n-1)}{(2-\lambda)(n-3)}}; \quad n \geq 4; \quad LCL = -UCL \quad (13)$$

در حالت تحت کنترل بودن فرایند، رابطه میان x_i و y_{ij} با یک رابطه رگرسیونی به صورت زیر نمایش داده می‌شود.

$$y_{ij} = A_0 + A_1 x_i + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

که ε_{ij} ها متغیرهای تصادفی نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 هستند که مستقل و هم توزیع (i.i.d) هستند. متغیر مستقل x_i به ازای $i = 1, 2, \dots, n$ در پروفایل خطی ساده مقادیر ثابتی را اتخاذ می‌کند. پارامترهای مدل پروفایل خطی ساده A_0 ، A_1 و σ^2 در نمونه j ام با مشاهدات $i = 1, 2, \dots, n$ در نمونه مذکور، با بهره جستن از برآوردکننده‌های ناریب زیر تخمین زده می‌شوند.

$$a_{1j} = \frac{S_{xy(j)}}{S_{xx}}, \quad (2)$$

$$a_{0j} = \bar{y}_j - a_{1j} \bar{x}, \quad (3)$$

$$MSE_j = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (y_{ij} - a_{1j} x_i - a_{0j})^2, \quad (4)$$

که در این روابط $S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ، $\bar{x} = (1/n) \sum_{i=1}^n x_i$ و $S_{xy}(j) = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) y_{ij}$ و $(1/n) \sum_{i=1}^n y_{ij}$ هستند. واضح است که هر چه تعداد نمونه‌های تحت کنترل بیشتر باشد، تخمین‌های مربوط به پارامترها دقیق‌تر خواهد بود.

۳. روش‌های پیشنهادی

در این بخش دو آماره برای پایش میانگین باقی مانده‌ها و یک آماره برای پایش انحراف معیار باقی مانده‌ها ارائه شده است که از ترکیب هر کدام از آماره‌های پایش میانگین با آماره پایش انحراف معیار، دو نمودار کنترل برای پایش پروفایل‌های خطی ساده در فرایندهای تولید کوتاه مدت ارائه شده است. در ادامه روش‌های پیشنهادی با ارائه آماره‌های مذکور تشریح می‌شوند.

۱.۳. آماره Q برای پایش میانگین باقی مانده‌ها

بردار $e_j = (e_{1j}, e_{2j}, \dots, e_{nj})$; $j = 1, 2, 3, \dots$ را به عنوان مجموعه باقی مانده‌ها با اندازه n در نظر بگیرد. منظور از باقی مانده تفاوت میان مقدار مشاهده شده متغیر پاسخ و مقدار پیش بینی شده آن است که در رابطه ۵ آمده است. توزیع باقی مانده‌ها نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 است.

$$e_{ij} = y_{ij} - a_{0j} - a_{1j} x_i; \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j = 1, 2, 3, \dots \quad (5)$$

که در آن a_{0j} ، a_{1j} به ترتیب تخمین‌های پارامترهای A_0 ، A_1 رابطه پروفایل مندرج در رابطه ۱ هستند. برای به کارگیری روش پیشنهادی به میانگین باقی مانده‌ها نیاز است که این میانگین به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\bar{e}_j = (1/n) \sum_{i=1}^n e_{ij}. \quad (6)$$

میانگین باقی مانده‌ها (\bar{e}_j) دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2/n است. در نتیجه مقادیر $\sqrt{n} \bar{e}_j$ از توزیع $N(\circ, \sigma^2)$ پیروی می‌کنند. از آنجایی که در این حالت میانگین معلوم و واریانس نامعلوم است، مقدار آماره Q که توسط

۳.۳. نمودار پایش پراکندگی باقی مانده‌ها

برای کنترل و پایش پراکندگی باقی مانده‌ها از شاخص پراکندگی باقی مانده‌ها یا مقدار میانگین مربع خطاها (MSE) استفاده می‌شود که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$MSE_j = \left(\frac{1}{n-2} \right) \sum_{i=1}^n e_{ij}^2 \quad (14)$$

در ادامه لازم است تا توزیع MSE_j مشخص شود که اثبات آن در پیوست ب آمده است. پس بر اساس محاسبات صورت گرفته MSE_j دارای توزیع $\text{Gamma}\left(\frac{n}{2}, \frac{n-2}{2\sigma^2}\right)$ است. حال مقدار MSE_j را در آماره‌ی به نام Q_j قرار می‌دهیم که رابطه‌ی ۱۵ به دست می‌آید:

$$Q_j = \Phi^{-1} \left[G_j \left(\frac{\sum_{i=1}^n e_{ij}^2}{n-2} \right) \right] \quad (15)$$

که در آن Φ^{-1} معکوس تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد و G_j تابع توزیع تجمعی گاما برای نمونه‌ی j ام با پارامترهای $n \geq 3$ ، $\alpha = \frac{n}{2}$ و $\lambda' = \frac{n-2}{2\sigma^2}$ است. از آن جایی که واریانس σ^2 در فرایندهای تولید کوتاه مدت مشخص نیست، برای محاسبه‌ی λ' باید آن را تخمین زد؛ رابطه‌ی زیر برای تخمین σ^2 پیشنهاد می‌شود:

$$\hat{\sigma}^2 = \overline{MSE}_{j-1} = (1/j - 1) \sum_{k=1}^{j-1} MSE_k \quad ; j = 2, 3, \dots \quad (16)$$

در نتیجه مقدار \overline{MSE}_{j-1} به جای σ^2 در رابطه‌ی مربوط به پارامتر $\lambda' = \frac{n-2}{2\sigma^2}$ جایگذاری می‌شود و توزیع MSE_j به صورت رابطه‌ی ۱۷ است:

$$MSE_j \sim \text{Gamma} \left(\frac{n}{2}, \frac{n-2}{2 \times \overline{MSE}_{j-1}} \right) \quad (17)$$

حال می‌توان به منظور افزایش حساسیت روش پیشنهادی به تغییرات کوچک فرایند در طول زمان از ترکیب آماره‌ی Q با آماره‌ی EWMA به صورت زیر استفاده کرد:

$$Z_j = \lambda Q_j + (1 - \lambda) Z_{j-1} \quad (18)$$

مقدار حدود کنترل آماره به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$UCL = L_{MSE} \sqrt{\frac{\lambda}{2-\lambda}} \quad ; \quad LCL = -UCL \quad (19)$$

که $0 < \lambda < 1$ ضریب هموارسازی است و مقدار L_{MSE} با استفاده از شبیه‌سازی به‌گونه‌ی محاسبه می‌شود که مقدار ARL تحت کنترل از پیش تعیین شده به دست آید.

به منظور پایش باقی مانده‌های پروفایل خطی ساده در فرایندهای تولید کوتاه مدت، نمودارهای کنترل پایش میانگین و نمودار کنترل پایش انحراف معیار با هم استفاده می‌شوند که حاصل این ترکیب، نمودارهای کنترل مجزا با نام‌های QMCC^۴ و TMCC^۵ است که به‌طور هم‌زمان میانگین و پراکندگی باقی مانده‌ها را پایش می‌کنند. نمودارهای مذکور در مطالعات شبیه‌سازی استفاده و ارزیابی شده‌اند.

جدول ۱. مقادیر ثابت (L) حدود کنترل نمودارها به ازای $ARL_0 = 200$.

| $n = 4$ | QMCC | TMCC |
|---------------------------|-------|-------|
| $L_\mu(L_{\bar{c}}, L_r)$ | ۲٫۹۵۴ | ۳٫۴۱۵ |
| $L_\sigma(L_{MSE})$ | ۲٫۹۶۵ | ۲٫۹۶۵ |

۴. ارزیابی عملکرد روش‌های پیشنهادی

در این بخش عملکرد روش‌های پیشنهادی با استفاده از مطالعات شبیه‌سازی ارزیابی می‌شود. معیار ارزیابی در این مطالعه ARL خارج از کنترل است. از آن‌جا که عملکرد نمودارهای ارائه شده در این مطالعه به محل وقوع جابه‌جایی در فرایند (τ) وابسته است، تحلیل حساسیتی روی محل وقوع جابه‌جایی در فرایند صورت گرفته است. پروفایلی که برای اجرای مطالعات شبیه‌سازی مورد استفاده قرار گرفته است، مشابه مدل پروفایل خطی ساده به کارگرفته شده در مقاله کنگ و آلباین^[۱] است. برای اطلاعات بیشتر درباره‌ی این مثال به مقاله کنگ و آلباین^[۱] مراجعه نمایید. مدل پروفایل موردنظر به صورت $y_{ij} = 3 + 2x_i + \varepsilon_{ij}$ است که همان‌طور که پیش‌تر هم گفته شد ε_{ij} یک متغیر تصادفی نرمال مستقل با توزیع هم‌سان (i.i.d) است که میانگین صفر و واریانس σ^2 دارد. متغیر مستقل مقادیر ۲، ۴، ۶ و ۸ را اتخاذ می‌کند. مقدار ARL تحت کنترل برای روش‌های پیشنهادی برابر ۲۰۰ است. در مطالعات شبیه‌سازی انجام شده در این مطالعه تعداد ۵ نمونه‌ی اولیه‌ی تحت کنترل در ابتدا در اختیار است. محل رخداد تغییر در فرایند مقادیر ۵، ۱۰، ۱۵، ۲۰، ۲۵ و ۵۰ است. همچنین مقدار ضریب هموارسازی در آماره‌های EWMA برابر ۰٫۲ است. در جدول ۱ مقدار ضرایب نمودار کنترل که از طریق شبیه‌سازی محاسبه شده‌اند و در تنظیم حدود کنترل مورد استفاده قرار می‌گیرند، آورده شده است. با این حدود کنترل متوسط طول دنباله‌ی تحت کنترل برای نمودارهای کنترل طراحی شده‌ی این مقاله برابر با ۲۰۰ است که مطالعات شبیه‌سازی بر پایه‌ی این حدود کنترل اجرا شده است. در جدول‌های ۲، ۳ و ۴ به ترتیب نتایج شبیه‌سازی مربوط به تغییرات در پارامتر عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار پروفایل خطی ساده بررسی شده‌اند. همچنین در جدول ۵ نتایج شبیه‌سازی مربوط به تغییرات هم‌زمان در پارامترهای عرض از مبدأ و انحراف معیار ارائه شده است. در این جداول علاوه بر مقایسه‌ی عملکرد روش‌های پیشنهادی، مقایسه با روش زو و همکاران^[۱۹] نیز انجام شده است که این روش در جداول ۲ تا ۵ با SS Chart نشان داده شده است. برای اطلاعات بیشتر درباره‌ی این روش به مقاله‌ی زو و همکاران^[۱۹] مراجعه کنید. در جداول این بخش، مقادیر جابه‌جایی‌های پارامترهای مربوط در ستون عمودی و مقادیر τ های مختلف (نقاط تغییر) در سطر افقی ذکر شده و مقادیر ARL خارج از کنترل همان اعداد داخل جدول هستند که برای نمودار رقیب (نمودار SS) و نمودارهای پیشنهادی QMCC و TMCC مقایسه شده‌اند. در ابتدا متوسط طول دنباله‌ی تحت کنترل (ARL) برای نمودارهای مذکور معادل ۲۰۰ تعیین شده و سپس مقادیر ARL خارج از کنترل (ARL_۱) برای این نمودارها محاسبه شده‌اند. مقادیر ARL خارج از کنترل در جداول مربوط در حقیقت متوسط تعداد نقاطی (نمونه‌هایی) را نشان می‌دهد که بعد از ایجاد تغییر در پارامتر مربوط در نمونه T ام باید روی نمودار رسم شوند تا یک نقطه (نمونه) خارج از حدود کنترل بیفتد (کشف شود) هر نموداری که ARL_1 کمتری داشته باشد، یعنی سریع‌تر تغییر در پارامتر مربوط را تشخیص داده است و نمودار بهتری محسوب می‌شود. هر جا در جداول مقادیر عددی به صورت پرننگ نمایش داده شده‌اند، بیان‌گر عملکرد بهتر نمودار مربوط در آن شرایط است. مثلاً در جدول ۲ در شرایط تغییر در پارامتر عرض از مبدأ به اندازه‌ی ۲ و ۰٫۲ و نقطه‌ی تغییر ۱۰،

جدول ۲. مقادیر خارج از کنترل ARL با تغییر در پارامتر عرض از مبدأ از A به $A + \delta\sigma$ و به ازای نقاط تغییر مختلف.

| δ | نمودارهای کنترل | $\tau = 5$ | $\tau = 10$ | $\tau = 15$ | $\tau = 20$ | $\tau = 25$ | $\tau = 50$ |
|----------|-----------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| ۰٫۲ | QMCC | ۱۹۶٫۹۵۷۳ | ۱۸۸٫۹۵۱۵ | ۱۸۶٫۶۸۳۱ | ۱۸۵٫۶۴۱۶ | ۱۷۷٫۰۹۲۷ | ۱۵۹٫۹۶۸۷ |
| | TMCC | ۱۸۹٫۱۰۱۹ | ۱۸۴٫۱۷۱۸ | ۱۸۲٫۵۹۴۶ | ۱۸۲٫۴۳۳۹ | ۱۷۷٫۹۴۰۲ | ۱۵۴٫۶۶۸۸ |
| | SS Chart | ۲۰۵٫۷۳۳۸ | ۱۹۵٫۰۱۸۸ | ۱۸۴٫۹۹۶۴ | ۱۶۹٫۸۵۱۳ | ۱۶۴٫۹۴۵۷ | ۱۳۱٫۱۶۶۹ |
| ۰٫۴ | QMCC | ۱۸۷٫۷۱۱۰ | ۱۵۲٫۷۵۳۳ | ۱۳۳٫۹۶۷۹ | ۱۱۵٫۹۸۷۴ | ۱۰۰٫۸۱۵۱ | ۵۰٫۷۴۵۳ |
| | TMCC | ۱۶۴٫۳۳۲۱ | ۱۳۱٫۸۲۰۴ | ۱۱۶٫۲۲۶۹ | ۹۹٫۸۹۱۷ | ۸۷٫۶۵۷۵ | ۴۴٫۴۹۸۲ |
| | SS Chart | ۱۷۵٫۶۷۲۰ | ۱۴۰٫۰۵۷۰ | ۱۰۲٫۹۹۹۲ | ۸۰٫۴۰۱۸ | ۶۴٫۷۵۱۰ | ۲۹٫۰۴۱۷ |
| ۰٫۶ | QMCC | ۱۷۱٫۳۷۷۳ | ۱۱۲٫۴۱۰۷ | ۷۵٫۸۹۳۹ | ۴۸٫۹۹۷۲ | ۳۴٫۳۸۳۵ | ۱۱٫۶۱۷۹ |
| | TMCC | ۱۲۸٫۳۸۵۵ | ۸۲٫۹۵۰۵ | ۵۶٫۰۸۳۰ | ۳۷٫۵۹۸۹ | ۲۷٫۰۲۱۴ | ۱۰٫۷۶۷۴ |
| | SS Chart | ۱۳۳٫۸۴۵۵ | ۶۰٫۷۷۳۰ | ۳۳٫۶۱۹۶ | ۲۰٫۳۱۳۱ | ۱۵٫۳۸۴۰ | ۸٫۷۲۸۴ |
| ۰٫۸ | QMCC | ۱۵۶٫۱۶۴۳ | ۷۰٫۷۰۵۸ | ۳۳٫۷۶۴۵ | ۱۶٫۴۱۹۳ | ۹٫۸۱۴۵ | ۵٫۶۰۲۹ |
| | TMCC | ۹۶٫۳۱۷۲ | ۴۳٫۶۲۰۱ | ۲۰٫۷۳۱۳ | ۱۱٫۹۲۱۳ | ۸٫۰۶۵۵ | ۵٫۶۱۸۵ |
| | SS Chart | ۷۹٫۰۸۸۵ | ۲۱٫۸۲۹۵ | ۹٫۸۳۱۶ | ۶٫۷۹۴۹ | ۶٫۰۷۴۲ | ۵٫۰۶۲۷ |
| ۱٫۰ | QMCC | ۱۴۷٫۶۳۶۱ | ۳۸٫۹۹۸۹ | ۱۲٫۲۱۵۰ | ۶٫۴۰۶۵ | ۴٫۷۵۴۶ | ۳٫۹۴۱۰ |
| | TMCC | ۷۰٫۵۸۰۶ | ۲۰٫۰۱۱۳ | ۸٫۶۴۷۲ | ۵٫۳۶۸۵ | ۴٫۶۲۱۷ | ۳٫۹۷۴۵ |
| | SS Chart | ۳۹٫۷۶۷۵ | ۷٫۱۲۸۸ | ۴٫۶۳۹۰ | ۴٫۲۴۴۹ | ۴٫۰۳۶۲ | ۳٫۷۴۶۷ |
| ۱٫۲ | QMCC | ۱۳۴٫۷۰۰۲ | ۲۲٫۳۲۷۲ | ۳٫۲۵۵۴ | ۳٫۶۲۳۹ | ۳٫۳۶۰۴ | ۳٫۰۸۹۵ |
| | TMCC | ۵۰٫۴۴۸۵ | ۹٫۸۸۷۲ | ۴٫۴۶۵۶ | ۳٫۷۰۰۱ | ۳٫۴۵۹۲ | ۳٫۱۴۶۴ |
| | SS Chart | ۱۵٫۹۰۸۴ | ۳٫۹۹۹۵ | ۳٫۴۴۴۶ | ۳٫۲۵۴۷ | ۳٫۱۵۴۰ | ۲٫۹۸۳۱ |
| ۱٫۴ | QMCC | ۱۱۵٫۹۰۶۴ | ۱۰٫۹۰۸۱ | ۳٫۳۱۷۱ | ۲٫۸۷۱۸ | ۲٫۷۳۰۰ | ۲٫۵۷۷۰ |
| | TMCC | ۳۳٫۰۵۸۴ | ۶٫۹۳۸۵ | ۳٫۲۲۵۴ | ۲٫۹۳۰۷ | ۲٫۸۱۶۹ | ۲٫۶۳۵۲ |
| | SS Chart | ۵٫۴۱۵۱ | ۳٫۰۹۲۰ | ۲٫۸۰۴۰ | ۲٫۷۰۳۳ | ۲٫۶۳۸۹ | ۲٫۵۰۱۸ |
| ۱٫۶ | QMCC | ۱۰۰٫۳۵۲۲ | ۵٫۶۸۵۷ | ۲٫۷۰۶۴ | ۲٫۳۵۶۵ | ۲٫۳۲۶۴ | ۲٫۲۰۷۱ |
| | TMCC | ۲۴٫۲۷۴۳ | ۳٫۵۲۵۱ | ۲٫۶۶۷۲ | ۲٫۴۸۹۶ | ۲٫۴۱۰۴ | ۲٫۲۷۲۶ |
| | SS Chart | ۳٫۷۱۰۵ | ۲٫۵۹۹۵ | ۲٫۴۲۶۸ | ۲٫۳۴۴۹ | ۲٫۳۱۶۰ | ۲٫۲۱۲۹ |
| ۱٫۸ | QMCC | ۷۸٫۲۹۴۵ | ۳٫۶۱۵۱ | ۲٫۱۷۱۹ | ۲٫۰۷۸۴ | ۲٫۰۱۰۶ | ۱٫۹۴۵۵ |
| | TMCC | ۱۵٫۱۹۱۱ | ۲٫۶۲۵۷ | ۲٫۲۵۰۲ | ۲٫۱۸۶۶ | ۲٫۱۰۸۸ | ۲٫۰۰۴۹ |
| | SS Chart | ۲٫۸۹۸۲ | ۲٫۳۰۵۰ | ۲٫۱۷۴۶ | ۲٫۰۸۴۷ | ۲٫۰۵۷۱ | ۱٫۹۹۳۸ |
| ۲ | QMCC | ۵۹٫۱۸۲۸ | ۲٫۲۰۱۶ | ۱٫۸۵۶۵ | ۱٫۸۱۶۱ | ۱٫۷۹۶۸ | ۱٫۷۳۶۶ |
| | TMCC | ۹٫۵۰۵۶ | ۲٫۲۶۲۸ | ۱٫۹۶۸۲ | ۱٫۸۲۰۸ | ۱٫۸۶۶۷ | ۱٫۸۰۷۰ |
| | SS Chart | ۲٫۴۸۲۲ | ۲٫۰۹۰۰ | ۱٫۹۷۱۴ | ۱٫۹۳۵۶ | ۱٫۸۹۰۷ | ۱٫۸۲۴۹ |

اعداد داخل جدول که بیانگر ARL خارج از کنترل هستند برای نمودارهای کنترل QMCC و TMCC و SS به ترتیب ۱۸۸٫۹۵۱۵ و ۱۸۴٫۱۷۱۸ و ۱۹۵٫۰۱۸۸ است که با توجه به این که عدد کمتر مربوط به نمودار TMCC است، به صورت پرتنگ نمایش داده شده‌اند و به معنی عملکرد بهتر نمودار TMCC در کشف سریع‌تر تغییر طرفی هر چقدر مقدار T ها بزرگتر می‌شود - یعنی هر چه پس از رسم نمونه‌های در پارامتر نسبت به دو نمودار دیگر است. همچنین هر چه مقدار تغییرات بیشتری در پارامتر مدنظر قرار گیرد، نمودارهای مربوط با میزان ARL_1 (خارج از کنترل) کمتری تغییرات را کشف می‌کنند و به عبارتی تغییرات را سریع‌تر کشف می‌کنند. از طرفی هر چقدر مقدار T ها بزرگتر می‌شود - یعنی هر چه پس از رسم نمونه‌های

جدول ۳. مقادیر خارج از کنترل ARL با تغییر در پارامتر شیب از مبدأ A_1 به $\delta_1\sigma$ و به ازای نقاط تغییر مختلف.

| $\tau = 5^\circ$ | $\tau = 25$ | $\tau = 20$ | $\tau = 15$ | $\tau = 10$ | $\tau = 5$ | نمودارهای کنترل | δ_1 |
|------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|------------|--------------------|------------|
| ۱۹۶,۰۵۸۱ | ۱۹۷,۵۱۴۴ | ۱۹۷,۹۵۴۵ | ۱۹۸,۳۶۶۴ | ۱۹۸,۳۷۲۱ | ۱۹۹,۲۳۶۴ | QMCC | ۰,۲۵ |
| ۱۹۲,۳۲۰۱ | ۱۹۲,۴۸۹۷ | ۱۹۲,۹۲۶۸ | ۱۹۳,۱۳۳۷ | ۱۹۳,۸۷۲۳ | ۱۹۴,۶۸۶۳ | TMCC | |
| ۱۷۱,۲۶۰۹ | ۱۸۷,۶۵۰۹ | ۱۹۷,۶۵۲۳ | ۱۹۸,۷۶۲۰ | ۲۰۴,۳۷۲۸ | ۲۱۳,۲۷۰۵ | SS Chart | |
| ۱۳۰,۹۲۷۱ | ۱۶۳,۶۱۴۸ | ۱۶۹,۸۴۰۷ | ۱۷۶,۹۹۱۵ | ۱۸۳,۴۷۴۴ | ۱۹۵,۰۶۱۸ | QMCC | ۰,۰۵ |
| ۱۲۴,۰۳۲۷ | ۱۵۵,۰۷۷۹ | ۱۶۲,۲۴۲۰ | ۱۶۸,۸۲۳۲ | ۱۷۲,۷۸۴۴ | ۱۸۳,۰۹۸۸ | TMCC | |
| ۹۸,۶۹۲۶ | ۱۳۶,۴۴۹۷ | ۱۵۱,۲۵۲۶ | ۱۶۹,۶۰۲۸ | ۱۸۸,۴۰۷۶ | ۲۰۰,۸۷۱۳ | SS | |
| ۶۰,۰۷۴۶ | ۱۰۸,۳۰۳۹ | ۱۲۳,۲۲۱۴ | ۱۳۸,۲۶۳۷ | ۱۵۶,۸۳۸۷ | ۱۸۳,۳۷۵۸ | QMCC | ۰,۰۷۵ |
| ۵۲,۹۵۷۹ | ۹۶,۴۳۵۵ | ۱۱۰,۰۱۲۲ | ۱۲۴,۹۹۸۱ | ۱۳۹,۹۳۶۴ | ۱۶۵,۳۸۲۶ | TMCC | |
| ۳۶,۷۲۸۳ | ۷۴,۷۲۸۳ | ۸۸,۴۶۸۰ | ۱۱۶,۷۲۷۷ | ۱۴۱,۹۰۵۴ | ۱۷۹,۱۵۰۷ | SS | |
| ۲۳,۳۰۰۵ | ۵۹,۸۶۶۹ | ۷۵,۲۷۴۰ | ۹۹,۵۹۵۴ | ۱۲۶,۹۱۰۳ | ۱۷۶,۷۴۲۱ | QMCC | ۰,۱ |
| ۲۰,۲۵۰۹ | ۴۹,۷۸۸۰ | ۶۱,۹۹۴۶ | ۸۱,۳۵۸۰ | ۱۰۶,۲۴۲۶ | ۱۴۶,۳۲۱۴ | TMCC | |
| ۱۵,۳۷۶۳ | ۳۰,۱۵۵۱ | ۴۳,۶۷۹۴ | ۶۵,۰۸۶۶ | ۹۶,۵۲۳۷ | ۱۵۸,۹۵۸۸ | SS | |
| ۱۰,۲۲۱۶ | ۲۹,۱۰۶۷ | ۴۱,۱۸۷۶ | ۶۴,۵۲۲۳ | ۱۰۴,۷۵۸۱ | ۱۶۹,۰۳۹۶ | QMCC | ۰,۱۲۵ |
| ۹,۴۸۶۹ | ۲۱,۶۳۶۳ | ۳۱,۸۹۴۹ | ۴۶,۷۱۰۸ | ۷۵,۴۹۵۹ | ۱۲۸,۹۰۱۷ | TMCC | |
| ۸,۰۳۶۰ | ۱۲,۶۳۳۵ | ۱۸,۱۶۶۳ | ۲۹,۸۱۹۰ | ۵۸,۴۷۸۳ | ۱۲۶,۷۲۲۰ | SS | |
| ۶,۲۷۵۶ | ۱۲,۲۳۲۶ | ۲۰,۰۲۵۷ | ۳۹,۸۰۵۰ | ۷۴,۲۳۲۵ | ۱۵۹,۴۳۷۷ | QMCC | ۰,۱۵ |
| ۶,۳۰۹۳ | ۱۰,۷۰۹۶ | ۱۴,۶۹۵۰ | ۲۵,۰۶۰۹ | ۵۰,۰۰۴۵ | ۱۰۶,۱۱۱۶ | TMCC | |
| ۵,۷۱۱۰ | ۶,۹۶۹۲ | ۸,۳۱۳۳ | ۱۳,۱۰۷۳ | ۳۰,۴۸۹۵ | ۹۴,۱۷۹۲ | SS | |
| ۴,۸۰۲۱ | ۶,۸۷۱۹ | ۱۰,۳۸۹۶ | ۲۳,۹۲۳۵ | ۵۴,۵۳۸۹ | ۱۴۸,۷۲۵۸ | QMCC | ۰,۱۷۵ |
| ۴,۷۹۷۸ | ۶,۴۱۵۹ | ۷,۹۱۸۶ | ۱۲,۹۷۳۲ | ۳۲,۳۰۳۱ | ۸۹,۴۱۴۱ | TMCC | |
| ۴,۴۵۳۲ | ۵,۰۱۱۳ | ۵,۶۱۸۲ | ۶,۷۴۴۵ | ۱۲,۶۴۴۳ | ۷۰,۲۲۳۵ | SS | |
| ۳,۸۵۰۱ | ۴,۷۵۱۷ | ۶,۱۶۲۵ | ۱۲,۰۹۴۳ | ۳۹,۲۳۶۱ | ۱۴۱,۰۶۶۹ | QMCC | ۰,۲ |
| ۳,۹۳۵۹ | ۴,۴۴۲۳ | ۴,۹۹۰۶ | ۸,۰۷۸۱ | ۱۹,۰۷۰۶ | ۶۸,۷۶۳۲ | TMCC | |
| ۳,۷۲۳۵ | ۳,۹۷۷۰ | ۴,۳۱۱۸ | ۴,۶۲۰۵ | ۶,۶۸۹۰ | ۴۳,۸۰۹۸ | SS | |
| ۳,۲۸۸۲ | ۳,۶۱۳۲ | ۴,۱۰۳۷ | ۶,۹۴۰۰ | ۲۳,۶۲۶۸ | ۱۳۱,۱۰۳۰ | QMCC | ۰,۲۲۵ |
| ۳,۳۱۸۹ | ۳,۶۸۳۰ | ۴,۰۰۱۲ | ۵,۲۴۳۳ | ۱۲,۴۴۶۴ | ۵۴,۲۴۹۷ | TMCC | |
| ۳,۲۰۲۰ | ۳,۴۳۱۲ | ۳,۵۰۲۷ | ۳,۸۱۳۸ | ۴,۸۱۴۸ | ۲۲,۲۱۸۵ | SS | |
| ۲,۸۴۳۸ | ۳,۰۱۶۰ | ۳,۲۴۵۵ | ۴,۶۲۹۷ | ۱۵,۶۴۴۲ | ۱۲۲,۲۵۱۹ | QMCC | ۰,۲۵ |
| ۲,۸۹۷۱ | ۳,۱۴۶۳ | ۳,۳۱۷۰ | ۳,۹۲۲۶ | ۷,۴۶۸۲ | ۳۹,۳۲۵۲ | TMCC | |
| ۲,۸۳۹۲ | ۲,۹۸۰۵ | ۳,۱۱۰۰ | ۳,۲۶۵۳ | ۳,۶۷۶۵ | ۱۲,۵۹۸۰ | SS | |

بیشتری تغییر پارامتر رخ دهد به عبارت دیگر هر چه اطلاعات بیشتری از نمونه‌های اولیه در دسترس باشد یا تخمین بهتری از پارامترها در حالت تحت کنترل وجود داشته باشد - آنگاه ARL_1 کمتری برای کشف تغییر مربوط به دست می‌آید؛ یعنی، تغییرات سریع‌تر کشف می‌شوند. همچنین از آنجایی که نمودارهای کنترل پیشنهادی

بیشتری تغییر پارامتر رخ دهد به عبارت دیگر هر چه اطلاعات بیشتری از نمونه‌های اولیه در دسترس باشد یا تخمین بهتری از پارامترها در حالت تحت کنترل وجود داشته باشد - آنگاه ARL_1 کمتری برای کشف تغییر مربوط به دست می‌آید؛ یعنی، تغییرات سریع‌تر کشف می‌شوند. همچنین از آنجایی که نمودارهای کنترل پیشنهادی

جدول ۴. مقادیر خارج از کنترل ARL با تغییر در انحراف استاندارد از σ به $\gamma\sigma$ و به ازای نقاط تغییر مختلف.

| γ | نمودارهای کنترل | $\tau = 5$ | $\tau = 10$ | $\tau = 15$ | $\tau = 20$ | $\tau = 25$ | $\tau = 50$ |
|----------|-----------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| ۱٫۲ | QMCC | ۱۵۰٫۱۰۷۷ | ۱۲۰٫۷۹۰۲ | ۱۰۹٫۲۰۶۱ | ۹۷٫۶۶۵۱ | ۹۱٫۲۳۹۹ | ۶۵٫۲۰۳۳ |
| | TMCC | ۱۵۰٫۱۲۷۵ | ۱۲۱٫۴۴۸۰ | ۱۰۹٫۹۰۱۴ | ۹۸٫۵۶۴۴ | ۹۲٫۱۵۱۸ | ۶۵٫۸۳۸۰ |
| | SS Chart | ۷۹٫۴۲۳۶ | ۷۲٫۰۴۵۸ | ۶۸٫۱۰۲۴ | ۶۵٫۳۶۹۰ | ۶۰٫۱۱۳۲ | ۴۸٫۵۴۶۶ |
| ۱٫۴ | QMCC | ۹۰٫۱۴۹۵ | ۴۸٫۶۱۰۳ | ۳۱٫۹۶۹۳ | ۲۴٫۵۵۵۰ | ۱۹٫۶۶۷۲ | ۱۱٫۴۳۸۹ |
| | TMCC | ۹۱٫۵۹۹۲ | ۴۹٫۲۴۲۳ | ۳۲٫۸۸۰۸ | ۲۴٫۹۹۷۶ | ۲۰٫۰۱۳۰ | ۱۱٫۴۹۳۰ |
| | SS Chart | ۳۴٫۳۷۵۰ | ۲۸٫۹۴۵۸ | ۲۳٫۴۲۸۴ | ۱۹٫۷۰۶۱ | ۱۸٫۱۲۵۸ | ۱۴٫۵۳۴۱ |
| ۱٫۶ | QMCC | ۴۶٫۳۶۶۷ | ۱۵٫۶۷۴۴ | ۹٫۷۷۹۷ | ۶٫۹۱۴۵ | ۶٫۰۵۴۲ | ۵٫۳۶۸۱ |
| | TMCC | ۴۸٫۱۲۰۵ | ۱۶٫۳۶۸۱ | ۹٫۹۹۲۶ | ۶٫۸۷۲۳ | ۶٫۰۶۹۲ | ۵٫۳۹۲۹ |
| | SS Chart | ۱۸٫۱۷۴۶ | ۱۲٫۸۰۳۰ | ۱۰٫۵۶۰۴ | ۸٫۸۷۵۸ | ۸٫۲۰۹۲ | ۶٫۶۴۳۸ |
| ۱٫۸ | QMCC | ۲۱٫۹۴۸۷ | ۵٫۹۰۵۲ | ۴٫۰۹۵۴ | ۳٫۸۷۸۶ | ۳٫۸۲۶۹ | ۳٫۷۷۷۳ |
| | TMCC | ۲۲٫۵۷۵۱ | ۵٫۶۶۶۴ | ۴٫۱۵۸۹ | ۳٫۸۹۹۸ | ۳٫۸۳۰۰ | ۳٫۷۸۶۳ |
| | SS Chart | ۱۱٫۱۱۳۶ | ۷٫۳۱۶۸ | ۵٫۹۹۳۴ | ۵٫۴۹۵ | ۴٫۹۷۸۲ | ۴٫۲۶۵۹ |
| ۲ | QMCC | ۹٫۸۰۷۴ | ۳٫۴۳۸۷ | ۳٫۰۲۹۷ | ۲٫۹۵۲۵ | ۲٫۹۴۳۶ | ۲٫۹۵۱۷ |
| | TMCC | ۱۰٫۳۹۲۰ | ۳٫۴۶۴۳ | ۳٫۰۳۶۸ | ۲٫۹۴۶۶ | ۲٫۹۴۱۲ | ۲٫۹۶۶۹ |
| | SS Chart | ۷٫۵۱۳۸ | ۴٫۹۷۶۸ | ۴٫۱۳۶۰ | ۳٫۷۴۵۶ | ۳٫۶۱۲۶ | ۳٫۲۲۳۱ |
| ۲٫۲ | QMCC | ۵٫۶۸۴۶ | ۲٫۶۱۲۴ | ۲٫۴۲۵۰ | ۲٫۴۴۳۴ | ۲٫۴۴۲۵ | ۲٫۴۸۷۸ |
| | TMCC | ۵٫۳۷۴۸ | ۲٫۶۱۰۵ | ۲٫۴۲۱۶ | ۲٫۴۴۲۶ | ۲٫۴۵۱۸ | ۲٫۴۹۴۱ |
| | SS Chart | ۵٫۶۴۴۲ | ۳٫۶۶۸۰ | ۳٫۱۹۴۸ | ۲٫۹۷۹۷ | ۲٫۸۶۴۲ | ۲٫۶۳۳۳ |
| ۲٫۴ | QMCC | ۳٫۳۹۹۸ | ۲٫۱۲۲۶ | ۲٫۰۹۹۵ | ۲٫۱۲۳۱ | ۲٫۱۱۹۹ | ۲٫۱۷۲۷ |
| | TMCC | ۳٫۳۸۷۷ | ۲٫۱۳۲۵ | ۲٫۰۹۹۳ | ۲٫۱۳۲۵ | ۲٫۱۲۴۰ | ۲٫۱۸۰۸ |
| | SS Chart | ۴٫۴۴۶۲ | ۳٫۰۲۳۴ | ۲٫۶۱۶۲ | ۲٫۴۳۹۸ | ۲٫۳۸۳۶ | ۲٫۲۲۷۷ |
| ۲٫۶ | QMCC | ۲٫۴۱۷۷ | ۱٫۸۹۰۸ | ۱٫۸۵۹۶ | ۱٫۸۶۹۹ | ۱٫۸۹۵۵ | ۱٫۹۲۵۱ |
| | TMCC | ۲٫۳۶۱۷ | ۱٫۸۹۴۹ | ۱٫۸۶۶۹ | ۱٫۸۸۰۰ | ۱٫۹۰۶۸ | ۱٫۹۴۱۵ |
| | SS Chart | ۳٫۶۴۵۰ | ۲٫۵۷۰۴ | ۲٫۲۵۶۶ | ۲٫۱۲۴۲ | ۲٫۰۵۸۰ | ۱٫۹۲۰۳ |
| ۲٫۸ | QMCC | ۲٫۰۴۴۷ | ۱٫۷۱۲۸ | ۱٫۷۰۰۸ | ۱٫۷۴۸۱ | ۱٫۷۳۴۱ | ۱٫۷۹۰۵ |
| | TMCC | ۲٫۰۲۷۴ | ۱٫۷۲۷۷ | ۱٫۷۰۴۷ | ۱٫۷۵۲۳ | ۱٫۷۴۸۳ | ۱٫۷۸۸۷ |
| | SS Chart | ۳٫۱۱۲۲ | ۲٫۲۲۸۲ | ۱٫۹۹۴۲ | ۱٫۸۸۱۸ | ۱٫۸۳۶۲ | ۱٫۷۵۱۳ |
| ۳ | QMCC | ۱٫۸۴۱۳ | ۱٫۵۸۵۶ | ۱٫۵۷۱۸ | ۱٫۵۸۲۳ | ۱٫۶۲۳۲ | ۱٫۶۴۷۶ |
| | TMCC | ۱٫۸۲۰۲ | ۱٫۵۸۶۷ | ۱٫۵۸۰۲ | ۱٫۵۸۹۸ | ۱٫۶۲۹۷ | ۱٫۶۵۲۴ |
| | SS Chart | ۲٫۷۱۰۶ | ۱٫۹۷۴۲ | ۱٫۷۸۵۴ | ۱٫۶۹۹۸ | ۱٫۶۵۰۴ | ۱٫۶۰۱۲ |

نسبت به نمودار کنترل Q است. در ادامه، تحلیل جداول ۲ تا ۵ به تفکیک ارائه شده است.

نتایج شبیه‌سازی گزارش شده در جدول ۲ نشان می‌دهد که نمودار کنترل TMCC در جابه‌جایی کوچک $0/2$ به ازای نقاط تغییر ۵ و ۱۰ و ۱۵ عملکرد

۲۰ اعداد پررنگ شده‌ی نمودار TMCC در مقایسه با نمودار QMCC از عملکرد بهتری برخوردارند که با توجه به مشابه بودن نمودار پایش انحراف استاندارد خطا در هر دو نمودار QMCC و TMCC، عملکرد بهتر نمودار TMCC نسبت به نمودار QMCC ناشی از عملکرد بهتر نمودار کنترل T برای پایش میانگین باقی‌مانده‌ها

جدول ۵. مقادیر خارج از کنترل ARL با تغییر هم‌زمان در عرض از مبدأ از $A_0 + \delta_0 \sigma$ به A_0 و انحراف استاندارد از σ به $\gamma \sigma$ به ازای $\tau = 2\sigma$.

| γ | نمودارهای کنترل | δ_0 | | | |
|----------|-----------------|------------|---------|---------|---------|
| | | ۱ | ۰٫۸ | ۰٫۶ | ۰٫۴ |
| ۱٫۱ | QMCC | ۵٫۸۳۳۳ | ۱۳٫۳۴۷۴ | ۳۸٫۰۴۶۵ | ۸۳٫۱۸۲۶ |
| | TMCC | ۵٫۰۷۰۲ | ۱۰٫۹۴۹۸ | ۲۹٫۵۸۱۷ | ۷۶٫۶۰۳۵ |
| | SS Chart | ۴٫۳۱۴۰ | ۶٫۶۱۱۶ | ۱۵٫۲۰۲۴ | ۴۷٫۸۸۰۰ |
| ۱٫۲ | QMCC | ۵٫۳۳۸۶ | ۱۰٫۲۹۱۲ | ۲۵٫۴۷۲۷ | ۵۲٫۲۷۸۵ |
| | TMCC | ۴٫۷۵۳۲ | ۸٫۵۹۲۸ | ۲۰٫۸۲۱۷ | ۵۱٫۰۰۹۵ |
| | SS Chart | ۴٫۲۷۹۰ | ۶٫۳۴۷۴ | ۱۲٫۶۰۴۶ | ۲۸٫۴۶۴۴ |
| ۱٫۳ | QMCC | ۴٫۷۸۸۶ | ۷٫۲۵۰۲ | ۱۵٫۶۸۳۳ | ۲۸٫۶۹۱۹ |
| | TMCC | ۴٫۲۸۶۷ | ۶٫۹۶۱۳ | ۱۲٫۶۰۲۴ | ۲۶٫۳۷۰۵ |
| | SS Chart | ۴٫۲۴۹۸ | ۵٫۹۷۷۲ | ۱۰٫۱۴۰۰ | ۱۹٫۰۲۸۸ |
| ۱٫۴ | QMCC | ۳٫۷۹۸۹ | ۵٫۴۶۲۶ | ۸٫۷۹۸۶ | ۱۴٫۹۹۹۹ |
| | TMCC | ۳٫۸۵۹۵ | ۵٫۵۹۲۵ | ۸٫۹۱۵۴ | ۱۵٫۲۵۲۱ |
| | SS Chart | ۴٫۱۵۹۸ | ۵٫۷۱۱۶ | ۸٫۴۵۶۴ | ۱۲٫۹۳۲۸ |
| ۱٫۵ | QMCC | ۳٫۵۸۸۸ | ۴٫۵۱۵۵ | ۵٫۷۹۸۷ | ۸٫۴۳۲۲ |
| | TMCC | ۳٫۴۸۵۰ | ۴٫۴۳۷۵ | ۶٫۰۴۹۴ | ۸٫۵۶۱۰ |
| | SS Chart | ۴٫۰۲۱۲ | ۵٫۱۳۱۶ | ۶٫۹۴۸۶ | ۹٫۵۵۴۰ |

جدول ۵ عملکرد نمودارهای پیشنهادی را در کشف تغییرات هم‌زمان در پارامترهای عرض از مبدأ و انحراف معیار به ازای نقطه‌ی تغییر 2σ ($\tau = 2\sigma$) نشان می‌دهد. نتایج جدول ۵ حاکی از عملکرد مناسب روش‌های پیشنهادی در کشف تغییرات هم‌زمان است. در جابه‌جایی‌های بزرگ $1/5$ انحراف استاندارد و همچنین جابه‌جایی بزرگ $0/8$ و 1 در عرض از مبدأ نمودارهای TMCC توانایی بهتری را در کشف جابه‌جایی از خود نشان می‌دهند. این توانایی برای جابه‌جایی مشابه در انحراف استاندارد و جابه‌جایی کوچک و متوسط $0/4$ و $0/6$ در عرض از مبدأ، برای نمودارهای QMCC مطلوب ارزیابی می‌شود. همچنین در جابه‌جایی بزرگ $1/4$ در انحراف استاندارد هم‌زمان با جابه‌جایی بزرگ $0/8$ و 1 در عرض از مبدأ نمودارهای QMCC عملکرد مطلوب‌تر و مناسب‌تری را ارائه می‌کنند. به‌طور کلی برای جابه‌جایی‌های بزرگ هم‌زمان هر دو پارامتر انحراف استاندارد و عرض از مبدأ، عملکرد نمودارهای مذکور نسبتاً یکسان و از لحاظ سرعت کشف جابه‌جایی مطلوب ارزیابی می‌شوند.

به‌طور کلی نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که نمودارهای کنترل پیشنهادی از عملکرد مناسبی در کشف تغییرات متوسط و بزرگ بر حسب متوسط طول دنباله خارج از کنترل برخوردارند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها برای مطالعات آتی

در این مقاله، نمودارهای کنترل برای پایش پروفایل‌های خطی ساده در فرایندهای تولید کوتاه مدت طراحی شدند که قادر هستند از همان مراحل ابتدایی فرایند را پایش و هم‌زمان تخمین پارامترهای فرایند را نیز روزآمد کنند. در این مقاله نمودارهای کنترل

بهتری را نسبت به نمودارهای QMCC و همچنین نمودار رقیب SS نشان می‌دهند. ولی در این جابه‌جایی برای نقاط تغییر 2σ و $2/5$ و 5σ نمودار SS نسبت به نمودارهای کنترل QMCC و TMCC عملکرد بهتری دارند. همچنین در جابه‌جایی کوچک $0/4$ نیز برای نقاط تغییر 5 و 10 عملکرد نمودارهای TMCC نسبت به سایر نمودارها مطلوب‌تر است. در جابه‌جایی‌های بزرگ $1/8$ و 2 برای نقاط تغییر $1/5$ و 2σ و 5σ عملکرد نمودارهای QMCC نسبت به سایر نمودارها مطلوب‌تر است. همچنین برای جابه‌جایی‌های بزرگ و اندازه‌ی نقاط تغییر بزرگ‌تر از 2σ عملکرد نمودارهای QMCC و TMCC و SS نسبتاً یکسان است و از منظر کشف سریع جابه‌جایی‌های مربوط مناسب ارزیابی می‌شوند. نتایج گزارش شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که در جابه‌جایی کوچک $0/25$ نمودارهای TMCC برای نقاط تغییر 5 و 10 و 15 و 20 عملکرد مناسب‌تری را نسبت به سایر نمودارها دارند. همچنین در جابه‌جایی کوچک $0/5$ ، TMCC برای نقاط تغییر 5 و 10 و 15 عملکرد مؤثرتری دارد. عملکرد مؤثر اخیر در جابه‌جایی کوچک $0/75$ نیز مشهود است. همچنین در جابه‌جایی‌های بزرگ و به ازای نقاط تغییر (τ) بزرگ‌تر از 2σ عملکرد نمودارهای مورد مقایسه تقریباً یکسان است و از منظر سرعت کشف جابه‌جایی مؤثر ارزیابی می‌شوند. بر اساس نتایج شبیه‌سازی گزارش شده در جدول ۴ می‌توان دریافت که در جابه‌جایی‌های بزرگ $2/4$ و $2/6$ و $2/8$ و 3 عملکرد نمودارهای QMCC نسبت به سایر نمودارها مطلوب‌تر است. در جابه‌جایی متوسط $2/2$ عملکرد نمودارهای TMCC نسبت به نمودارهای دیگر مطلوب‌تر ارزیابی می‌شود. البته در نقاط تغییر $2/5$ و 5σ در این جابه‌جایی نمودارهای QMCC برتری نسبتاً کوچکی را نسبت به سایر نمودارها نشان می‌دهد. به‌طور کلی عملکرد کلیه نمودارهای مذکور در جابه‌جایی‌های متوسط و بزرگ به‌ازای نقاط تغییر (τ) مختلف نسبتاً یکسان و از لحاظ سرعت کشف جابه‌جایی مطلوب ارزیابی می‌شوند.

این مطالعه باقی مانده‌های پروفایل‌های خطی ساده پایش شدند، در ادامه به عنوان زمینه‌ی مطالعاتی برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌شود که توسعه‌ی روش‌هایی برای پایش میانگین و پراکندگی باقی مانده‌ها در سایر انواع پروفایل‌ها شامل پروفایل‌های خطی چند متغیره، خطی چندگانه و چندجمله‌یی در فرایندهای تولید کوتاه‌مدت مورد توجه قرار گیرد. همچنین پایش پارامترهای پروفایل‌های خطی ساده در فرایندهای تولید کوتاه مدت می‌تواند زمینه‌ی مناسبی برای تحقیق آتی باشد.

پیشنهادی با یکی از روش‌های موجود در پیشینه از طریق مطالعات شبیه‌سازی مقایسه شده است. نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که نمودار کنترل پیشنهادی از عملکرد مناسبی در کشف جابه‌جایی‌های متوسط و بزرگ بر اساس متوسط طول دنباله (ARL) خارج از کنترل برخوردار است. همچنین تغییرات تعداد نمونه‌های تحت کنترل اولیه پیش از رخداد جابه‌جایی بررسی شد و این نتیجه حاصل شد که با افزایش نمونه‌های اولیه عملکرد نمودارها بهبود پیدا می‌کنند. از آنجایی که در

پانویس‌ها

1. average run length
2. exponentially weighted moving average
3. cumulative sum
4. Q-MSE control chart
5. T-MSE control chart

منابع (References)

1. Kang, L., Albin, S.L. "On-line monitoring when the process yields a linear profile", *Journal of Quality Technology*, **32**(4), pp. 418-426 (2000).
2. Kim, K., Mahmoud, M.A. and Woodall, W.H. "On the monitoring of linear profiles", *Journal of Quality Technology*, **35**(3), pp. 317-347 (2003).
3. Saghaei, A., Mehrjoo, M. and Amiri, A. "Monitoring simple linear profiles using cumulative sum control charts", *Amirkabir Journal of Science & Research-Mechanical Engineering*, **41**(2), pp. 73-82 (2010).
4. Khedmati, M. and Niaki, S.T.A. "Monitoring simple linear profiles in multistage processes by a MaxEWMA control chart", *Computers & Industrial Engineering*, **98**, pp. 125-143 (2016).
5. Kazemzadeh, R.B., Amiri, A. and Kouhestani, B. "Monitoring simple linear profiles using variable sample size schemes", *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **86**(15), pp. 2923-2945 (2016).
6. Soleimani, P., Noorossana, R. and Amiri, A. "Simple linear profiles monitoring in the presence of within profile autocorrelation", *Computers & Industrial Engineering*, **57**(3), pp. 1015-1021 (2009).
7. Zhang, J., Li, Z. and Wang, Z. "Control chart based on likelihood ratio for monitoring linear profiles", *Computational Statistics & Data Analysis*, **53**(4), pp. 1440-1448 (2009).
8. Niaki, S.T.A., Abbasi, B. and Arkat, J. "A generalized linear statistical model approach to monitor profiles", *International Journal of Engineering Transactions A Basics*, **20**(3), pp. 233-242 (2007).
9. Noorossana, R., Fatemi, S.A. and Zerehsaz, Y. "Phase II monitoring of simple linear profiles with random explanatory variables", *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, **76**(5-8), pp. 779-787 (2015).
10. Amiri, A., Eyvazian, M., Zou, C. and et al. "A parameters reduction method for monitoring multiple linear regression profiles", *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, **58**(5-8), pp. 621-629 (2012).
11. Amiri, A., Saghaei, A., Mohseni, M. and et al. "Diagnosis aids in multivariate multiple linear regression profiles monitoring", *Communications in Statistics-Theory and Methods*, **43**(14), pp. 3057-3079 (2014).
12. Ghashghaei, R. and Amiri, A. "Sum of squares control charts for monitoring of multivariate multiple linear regression profiles in phase II", *Quality and Reliability Engineering International*, **33**, pp. 767-784 (2017).
13. Kazemzadeh, R.B., Noorossana, R. and Amiri, A. "Phase II monitoring of autocorrelated polynomial profiles in AR(1) processes", *Scientia Iranica*, **17**(1), pp. 12-24 (2010).
14. Hawkins, D.M. "Self-starting CUSUM charts for location and scale", *The Statistician*, **36**(4), pp. 299-316 (1987).
15. Quesenberry, Charles, P. "SPC Q charts for start-up processes and short or long runs", *Journal of Quality Technology*, **23**(3), pp. 213-224 (1991).
16. Zantek, Paul, F. "Design of cumulative sum schemes for start-up processes and short runs", *Journal of Quality Technology*, **38**(4), pp. 365-375 (2006).
17. Sullivan, J.H. and Jones, L. A. "A self-starting control chart for multivariate individual observations", *Technometrics*, **44**(1), pp. 24-33 (2002).

18. Quesenberry, Charles P. "On properties of Q charts for variables", *Journal of Quality Technology*, **27**(3), pp. 184-203 (1995).
19. Zou, C., Zhou, C., Wang, Z. and et al. "A self-starting control chart for linear profiles", *Journal of Quality Technology*, **39**(4), pp. 364-375 (2007).
20. Amiri, A., Khosravi, P. and Ghashghaei, R. "A self-starting control chart for simultaneous monitoring of mean and variance of simple linear profiles", *International Journal of Engineering, Transactions C: Aspects*, **29**(9), pp. 1257-1266 (2016).
21. Tsung, F. and Xia, Z. "A computationally efficient self-starting scheme to monitor general linear profiles with abrupt changes", *Quality Technology & Quantitative Management*, **16**(3), pp. 278-296 (2019).
22. Khosravi, P. and Amiri, A. "Self-Starting control charts for monitoring logistic regression profiles", *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, **48**(6), pp. 1860-1871 (2019).
23. Celano, G., Castagliola, P., Trovato, E. and et al. "Shewhart and EWMA t control charts for short production runs", *Quality and Reliability Engineering International*, **27**(3), pp. 313-326 (2011).

پیوست

پیوست الف: نحوه‌ی به دست آوردن آماره‌ی نهایی روش T و توزیع آن
 e_{ij} : باقی مانده‌ی نمونه‌ی j ام برای مشاهده‌ی i ام نمونه‌ی مذکور

$$i = 1, 2, \dots, n$$

داریم

$$e_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right),$$

در نتیجه:

$$\bar{e}_j = \frac{\sum_{i=1}^n e_{ij}}{n} \sim N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right),$$

(الف - ۱) با استاندارد کردن \bar{e}_j داریم:

$$Z = \frac{\bar{e}_j - 0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{\sqrt{n}\bar{e}_j - 0}{\sigma}$$

$$\sqrt{n}\bar{e}_j \sim N\left(0, \sigma^2\right).$$

پس:

اکنون آماره‌ی T را که سلاتو و همکاران^[۲۳] از آن برای محاسبات استفاده کرده‌اند، در نظر می‌گیریم:

$$T_i = \frac{\sqrt{n}(\bar{x}_i - \mu)}{S_i} \sim t_{n-1}. \quad (2 - \text{الف})$$

در رابطه‌ی (الف - ۲) به جای \bar{X}_i مقدار $\sqrt{n}\bar{e}_j$ را قرار می‌دهیم:

$$T_j = \frac{\sqrt{n}(\sqrt{n}\bar{e}_j - 0)}{S\sqrt{n}\bar{e}_j} \sim t_{n-1}; \quad j \geq 2. \quad (3 - \text{الف})$$

T_j دارای توزیع t استودنت با $n - 1$ درجه آزادی است.

می‌دانیم که $S_{\sqrt{nx}}^2 = nS_x^2$ اگر به جای x مقدار \bar{e}_j را قرار دهیم، داریم:
 $S_{\sqrt{n}\bar{e}_j}^2 = nS_{\bar{e}_j}^2$ و با جذر گرفتن از طرفین داریم:

$$S\sqrt{n}\bar{e}_j = \sqrt{n}S_{\bar{e}_j}. \quad (4 - \text{الف})$$

اکنون معادل $S\sqrt{n}\bar{e}_j$ را از رابطه‌ی (الف - ۴) در رابطه‌ی (الف - ۳) جایگزین می‌کنیم،

در نتیجه داریم:

$$T_j = \frac{\sqrt{n}(\sqrt{n}\bar{e}_j)}{\sqrt{n}S_{\bar{e}_j}} = \frac{\sqrt{n}\bar{e}_j}{S_{\bar{e}_j}} \sim t_{n-1}; \quad (5 - \text{الف})$$

که $z \geq 2$ مقادیر عدد صحیح به خود می‌گیرد.

در نتیجه رابطه‌ی ۱۱ ثابت می‌شود. T_j دارای توزیع t با $n - 1$ درجه آزادی و با

میانگین و واریانس 0

$$\text{var}(T_j) = \sigma_{T_j}^2 = \frac{n-1}{(n-1)-2} = \frac{n-1}{n-2}$$

پیوست ب: نحوه‌ی به دست آوردن توزیع MSE_j می‌دانیم:

$$e_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right),$$

$$Z = \frac{e_{ij} - 0}{\sigma} = \frac{e_{ij}}{\sigma} \sim N(0, 1). \quad (ب - ۱)$$

با به توان دو رساندن طرفین داریم: $Z^2 = \frac{e_{ij}^2}{\sigma^2} \sim \chi_1^2$ اکنون با گرفتن سیگما از طرفین این رابطه داریم:

$$\sum_{i=1}^n \frac{e_{ij}^2}{\sigma^2} \sim \chi_n^2 \sim \text{Gamma}\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right). \quad (ب - ۲)$$

با ضرب کردن این مقدار در σ^2 تغییرات زیر را شاهد هستیم:

$$\sigma^2 \times \left(\frac{\sum_{i=1}^n e_{ij}^2}{\sigma^2}\right) \sim \text{Gamma}\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2\sigma^2}\right),$$

$$\sum_{i=1}^n e_{ij}^2 \sim \text{Gamma}\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2\sigma^2}\right). \quad (ب - ۳)$$

حال برای رسیدن به رابطه‌ی (MSE_j) مقدار این رابطه را به $n - 2$ تقسیم می‌کنیم، داریم:

$$\frac{\sum_{i=1}^n e_{ij}^2}{n-2} \sim \text{Gamma}\left(\frac{n}{2}, \frac{n-2}{2\sigma^2}\right),$$

$$MSE_j \sim \text{Gamma}\left(\frac{n}{2}, \frac{n-2}{2\sigma^2}\right). \quad (ب - ۴)$$