

# طراحی اقتصادی نمودار کنترل EWMA-۳

## تعدیل شده برای پایش پروفایل های خطی ساده با رویکرد زنجیره‌ی مارکوف

مهندسي صنایع و مدیریت شریف، (آستانهای ۱۳۹۴) دوری ۱، شماره ۱، ص. ۱۱-۲۰

امیرحسین امیری\* (دانشیار)

گروه مهندسی صنایع، دانشگاه شاهد

محبوبه محبی (دانشجوی کارشناسی ارشد)

گروه مهندسی صنایع، دانشگاه پام نور

وحید بارداران (استادیار)

گروه مهندسی صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی واحد نهران شمال

در بعضی از مسائل کنترل فرایند آماری، کیفیت به وسیله‌ی یک پروفایل خطی ساده توصیف می‌شود. یکی از متداول‌ترین روش‌ها برای پایش پروفایل های خطی ساده در فاز ۲، نمودار کنترل-۳ EWMA است. در این مقاله ابتدا نمودار کنترل-۳ EWMA با اندکی تغییر به‌گونه‌ی طراحی می‌شود که بتوان به جای یک محصول در هر سطح از مقادیر  $x$ ، از چندین محصول استفاده کرد. سپس روشی برای محاسبه‌ی متوسط طول دنباله‌ی نمودار کنترل EWMA-۳ تغییل شده برای پایش پروفایل های خطی ساده براساس رویکرد زنجیره‌ی مارکوف ارائه می‌شود. در ادامه، طراحی اقتصادی نمودار کنترل-۳ EWMA تغییل شده مورد بررسی قرار می‌گیرد. از تابع لورنزو و ننس به عنوان تابع هزینه استفاده شده که در آن پارامترهای هزینه‌ی تولید محصول نامنطبق براساس تابع هزینه‌ی تاگوچی محاسبه می‌شود. برای حل مدل طراحی اقتصادی نمودار-۳ EWMA تغییل شده از الگوریتم فراابتکاری ژنتیک استفاده شده است. در انتها آنالیز حساسیت روش پارامترهای مدل و اندازه‌ی جمعیت الگوریتم ژنتیک انجام و نتایج تحلیل شده است.

amiri@shahed.ac.ir  
mahbube.mohebi@gmail.com  
v\_baradaran@iau-tnb.ac.ir

وازگان کلیدی: طراحی اقتصادی، نمودار کنترل-۳، EWMA-۳، زنجیره‌ی مارکوف، پروفایل خطی ساده.

### ۱. مقدمه

پیچیده‌تری نیازمندیم. رابطه‌ی مقدار گرم حل شده از شیرین‌کننده‌ی مصنوعی در یک لیتر آب در ماههای مختلف<sup>[۱]</sup>، رابطه‌ی بین چگالی و عمق تخته نشوابان<sup>[۲]</sup> و رابطه‌ی بین گشتاور و دور موتور خودرو<sup>[۳]</sup> مثال‌هایی از کاربردهای بی‌شمار پروفایل‌ها می‌باشند. وودال و همکاران<sup>[۴]</sup> تحقیق در حوزه‌ی پایش پروفایل‌ها را با توجه به جدید بودن و کاربردهای بی‌شمار آن در این حوزه، قویاً توصیه می‌کنند. انواع مختلف پروفایل‌ها شامل پروفایل خطی ساده، پروفایل‌های خطی چندگانه، پروفایل‌های چندجمله‌ی، پروفایل‌های چندمتغیره، پروفایل‌های مبتنی بر الگوهای خطی تعمیم‌بافته، و پروفایل‌های غیرخطی توسط محققین مورد بررسی قرار گرفته و روش‌هایی برای پایش آنها در هر دو فاز ۱ و ۲ ارائه شده است. در حوزه‌ی پایش پروفایل‌های خطی چندگانه<sup>[۵-۷]</sup> مطالعات بسیاری انجام شده است. در برخی از این مطالعات روش‌هایی برای پایش پروفایل‌های چندجمله‌ی در هر دو فاز ۱ و ۲ ارائه شده است.<sup>[۸-۱۰]</sup> در برخی دیگر نیز پایش پروفایل‌های خطی تعمیم‌بافته<sup>[۱۱-۱۲]</sup> مورد بررسی قرار گرفته و اخیراً نیز تحقیقاتی درخصوص پایش پروفایل‌های غیرخطی

در اکثر کاربردهای کنترل فرایند آماری فرض می‌شود که عملکرد یک فرایند یا ویژگی یک محصول را می‌توان به وسیله‌ی توزیع یک مشخصه‌ی کیفی توصیف، و به وسیله‌ی نمودارهای کنترلی تک‌متغیره کنترل کرد، یا به طور عام می‌توان این عملکرد را با توزیع چندین مشخصه‌ی کیفی توصیف و به وسیله‌ی نمودارهای کنترل چندمتغیره کنترل کرد.

در بسیاری از شرایط کیفیت یک فرایند یا محصول به وسیله‌ی رابطه‌ی بین یک متغیر پاسخ و یک یا چندین متغیر مستقل توصیف می‌شود که محققین این رابطه را «پروفایل» می‌نامند.

در بعضی از کاربردها همچون کالیبراسیون، این رابطه با استفاده از یک مدل رگرسیون خطی ساده توصیف می‌شود درحالی که در موقعیت‌های دیگر به مدل‌های

\* نویسنده مسئول  
تاریخ: دریافت ۹/۱۰/۱۳۹۱، اصلاحیه ۲۳/۱۰/۱۳۹۲، پذیرش ۹/۱۱/۱۳۹۲.

خواهد شد. در بخش ۵ روش حل مدل اقتصادی ارائه می شود. مدل و روش حل با استفاده از یک مثال عددی در بخش ۶ ارزیابی می شود و در بخش ۷ پارامترهای ورودی مدل تحت آنالیز حساسیت قرار گرفته و اثر آن روی متغیرهای تصمیم تحلیل می شود. در بخش انتها نتیجه گیری ارائه می شود.

## ۲. نمودار کنترل EWMA-۳ تعمیم یافته

کیم و همکاران<sup>[۱۶]</sup> نمودار-۳ EWMA را چنان طراحی کردند که تنها یک متغیر پاسخ در هر سطح از متغیر مستقل قابل اندازه گیری است. اما در مقاله ای حاضر حالتی مورد بررسی قرار می گیرد که بتوان در آن بیش از یک مقدار از متغیر پاسخ در هر سطح متغیر مستقل مشاهده کرد. لذا در این نوشتار آماره ها و حدود کنترل نمودارهای کنترل EWMA عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار را تعمیم می دهیم تا بتوان مستثنی مورد نظر را به درستی مدل کرد.

اگر  $y_{ijk}$  مقدار  $k$  ام متغیر پاسخ را در سطح  $i$ am در نمونه زام نشان دهد ( $x_1, y_{ij1}, y_{ij2}, \dots, y_{ijn}$ ) هنگامی که فرایند تحت کنترل آماری است مدل اصلی به صورت رابطه ۱ است:

$$y_{ijk} = A_0 + A_1 x_i + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

$$j = 1, 2, \dots$$

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

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

که در آن،  $\varepsilon_{ijk}$  ها متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2$  هستند. مقادیر متغیر تصادفی  $x$  مقادیری ثابت اند؛  $Y_{ijk}$  مقدار  $k$ am متغیر پاسخ را در سطح  $i$ am متغیر  $x$  در نمونه ز نشان می دهد. کیم و همکاران<sup>[۱۶]</sup> مقادیر  $x$  را به گونه بی کد کردن که میانگین مقادیر کد شده برابر صفر شود. این کار باعث می شود برآورده کننده های حداقل مربعات شیب و عرض از مبدأ برای هر نمونه از یکدیگر مستقل شود. بعد از کد کردن مقادیر  $x$ ، مدل جایگزین مدل اصلی در رابطه ۱ عبارت خواهد بود از:

$$y_{ijk} = B_0 + B_1 x_i^* + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

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

$$j = 1, 2, \dots$$

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

که در آن  $\bar{x} = A_0 + A_1 x_i^*$  و  $B_1 = A_1$ . برای زامین نمونه، برآورده کننده حداقل مربعات  $B_0$  به صورت  $\bar{y}_j = \bar{y}_{0,j}$  است در حالی که برآورده کننده حداقل مربعات  $B_1$  به صورت  $s_{xy,j} / s_{xx,j}$  است.  $b_{0,j} = s_{xy,j} / s_{xx,j}$  و  $b_1 = 1 / s_{xx,j}$  دارای توزیع نرمال به ترتیب با میانگین  $B_0$  و  $B_1$  و واریانس  $(nm) / \sigma^2$  و  $(ns_{xx}) / \sigma^2$  است.<sup>[۲۶]</sup>

از نمودارهای کنترل EWMA برای پایش عرض از مبدأ، شیب و پراکنندگی خطاهای استفاده می شود. آماره نمودار EWMA برای پایش عرض از مبدأ  $B$ ، بعد از محاسبه  $b$  برای هر نمونه به صورت رابطه ۳ تعریف می شود:

$$EWMA_I(j) = \theta_I b_{0,j} + (1 - \theta_I) EWMA_I(j-1) \quad (3)$$

$$j = 1, 2, \dots$$

انجام گرفته است.<sup>[۱۴]</sup> روش هایی نیز برای پایش پروفایل های خطی ساده ارائه شده است.<sup>[۱۵]</sup> برای اطلاعات بیشتر درخصوص پایش انواع مختلف پروفایل ها به نورالسناء و همکاران<sup>[۲۰]</sup> مراجعه شود.

یکی از معروف ترین روش ها برای پایش پروفایل خطی ساده در فاز ۲، نمودار کنترل-۳ EWMA پیشنهادی کیم و همکاران<sup>[۱۶]</sup> است. در فاز ۲ تأکید روی کشف سریع روندها و شیفت هاست و این موضوع معمولاً به وسیله متوسط توزیع طول

دبale (ARL) اندازه گیری می شود. لازم به ذکر است که نمودار کنترلی EWMA-۳ پیشنهادی<sup>[۱۶]</sup> فرض می کند که تنها مشخصه ای کیفی یک محصول در سطح مختلف  $x$  اندازه گیری می شود در حالی که گاهی ممکن است بتوان اندازه نمونه بی پیشتر از یک محصول را تهیه کرد که در ادامه بدان خواهیم پرداخت. این نمودار نمودار کنترل-۳ EWMA تعديل شده نام دارد. لازم به ذکر است که در نمودار طراحی شده تنها یک متغیر باسخ وجود دارد که به یک متغیر مستقل مرتبط است. اما تعداد مشاهدات آن تک متغیر باسخ در هر سطح از متغیر مستقل می تواند بیشتر از ۱ باشد. این مسئله با پروفایل های چند متغیره، که در هر سطح از متغیر مستقل بیش از یک متغیر باسخ وجود دارد، متفاوت است. برای اطلاعات بیشتر درخصوص پروفایل های چند متغیره و روش های پایش آنها به ایزو یان و همکاران<sup>[۲۱]</sup> نورالسناء و همکاران<sup>[۲۲]</sup> و زو و همکاران<sup>[۲۳]</sup> مراجعه شود. از طرف دیگر نمودار کنترل-۳ EWMA پیشنهادی کیم و همکاران<sup>[۱۶]</sup> به صورت آماری طراحی شده، که این رویکرد به مباحث اقتصادی نمودارهای کنترل نمی پردازد. رویکردهای دیگر برای طراحی نمودارهای کنترل توسط محققین ارائه شده است که از آن جمله می توان به طراحی اقتصادی نمودارهای کنترل اشاره کرد. در رویکرد طراحی اقتصادی به ویژگی های اقتصادی نمودارهای کنترل توجه می شود. اخیراً طراحی اقتصادی و اقتصادی - آماری نمودارهای کنترل EWMA/R برای پایش پروفایل های خطی ساده مورد بررسی قرار گرفته است.<sup>[۲۴]</sup>

در این نوشتار طراحی اقتصادی نمودار کنترل-۳ EWMA تعديل شده مورد بررسی قرار گیرد. در این رویکرد با رامترهای نمودارهای کنترل در روش EWMA-۳ تعديل شده شامل اندازه نمونه، فاصله بین دو بار نمونه گیری، ضرایب سه نمودار کنترل عرض از مبدأ، شیب، واریانس و ضرایب هموارسازی سه نمودار کنترل مذکور به گونه بی محاسبه می شود که هزینه های مربوط به استفاده از نمودارهای کنترل کمینه شود. مدل های هزینه مخفتفی توسط محققین ارائه شده که از آن جمله می توان به مدل دانکن<sup>[۲۵]</sup> یا مدل لورنزو ونس<sup>[۲۶]</sup> اشاره کرد. در این نوشتار از مدل لورنزو ونس به عنوان تابع هدف مدل طراحی اقتصادی استفاده می شود. لورنزو ونس یک مدل اقتصادی برای طراحی نمودارهای کنترل ارائه کردن که تقریباً از روشی متفاوت از روش های دیگر استفاده می کند. نکته ای اصلی در مرور مدل آنها این است که در این مدل به جای استفاده از ریسک های  $\alpha, \beta$  از متوسط طول دنباله در شرایط تحت کنترل و خارج از کنترل استفاده می شود. این مدل قابلیت استفاده با توزیع های احتمال مختلف را ایجاد می کند. از ویژگی مدل اقتصادی پیشنهادی می توان به بهینه سازی همزمان سه نمودار کنترل EWMA برای پایش عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار از لحظه اقتصادی اشاره کرد. همچنین از رویکرد تاگوجی برای محاسبه های هزینه های تولید محصول نامنطبق در حالت تحت کنترل و خارج از کنترل استفاده می شود. در مدل اقتصادی ارائه شده برای محاسبه های مقادیر متوسط طول دنباله تحت کنترل و خارج از کنترل از زنجیره مارکوف استفاده می شود.

ساختار نوشتار حاضر به این صورت است که در بخش ۲ نمودار کنترل-۳ EWMA تعديل شده توضیح داده می شود. در بخش ۳ رویکرد زنجیره مارکوف برای محاسبه های متوسط طول دنباله (ARL) نمودار-۳ EWMA تعديل شده ارائه می شود. در بخش ۴ نیز مدل طراحی اقتصادی نمودار مذکور توضیح داده

### ۳. رویکرد زنجیره‌ی مارکوف

برای محاسبه‌ی  $ARL$  نمودار کنترل  $EWMA-3$  برای پایش عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار از رویکرد زنجیره‌ی مارکوف استفاده می‌شود. این روش شامل تقسیم فاصله بین حدود بالا و پایین نمودار کنترل به  $t = 2k + 1$  زیرفاصله‌ی مساوی به پهنه‌ی  $2f$  است. لازم به ذکر است که  $t$  عدد صحیح و فرد است. اگر آماره‌ی  $EWMA$  بین  $-k, -k + 1, \dots, k$  برای  $d_j = j$  قرار گیرد بدین معناست که آماره‌ی  $EWMA$  در مرکز فاصله‌ی زام قرار دارد.  $d_j$  نقطه‌ی مرکزی فاصله‌ی  $z$  را نشان می‌دهد.

در رویکرد زنجیره‌ی مارکوف، توزیع طول دنباله‌ی  $EWMA$  به مدلی بردار احتمال اولیه و ماتریس احتمال انتقال تعیین می‌شود. در روش پیشنهادی  $EWMA$  هریک از نمودارهای کنترل  $EWMA$  برای پایش عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار به صورت جداوله‌ی محاسبه و سپس  $ARL$  کل براساس نتایج  $ARL$  هریک از نمودارها محاسبه خواهد شد.

احتمال‌های انتقال تحت کنترل برای نمودار کنترل  $EWMA$  عرض از مبدأ براساس رویکرد لوکاس و ساکوسی<sup>[۲۸]</sup> به صورت رابطه‌ی  $10$  به دست می‌آید:

$$h_{ij} = \phi\left((\theta \cdot \sigma_b)^{-1} \{(d_i + f) - (1 - \theta) d_j - \theta B\}\right) - \phi\left((\theta \cdot \sigma_b)^{-1} \{(d_i - f) - (1 - \theta) d_j - \theta B\}\right) \quad (10)$$

که در آن،  $\phi$ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد،  $\theta$  ضریب هموارسازی،  $d_j$  نقطه‌ی مرکزی فاصله‌ی زام،  $f$  نصف فاصله‌های تقسیم شده،  $B$  عرض از مبدأ مدل تغییر فریافتہ در رابطه‌ی  $2$  و  $h_{ij}$  احتمال انتقال آماره‌ی  $EWMA$  عرض از مبدأ از وسط فاصله‌ی  $i$ ام به وسط فاصله‌ی  $j$ ام است. لازم به ذکر است که برای محاسبه‌ی  $f$ ، فاصله‌ی بین حدود کنترل نمودار  $EWMA$  برای پایش عرض از مبدأ (براساس رابطه‌ی  $4$ ) را به  $t$  قسمت تقسیم کرده و نتیجه را بر  $2$  تقسیم می‌کنیم. چنانچه مقادیر احتمال انتقال در داخل ماتریس  $H$  قرار گیرند، ماتریس احتمال انتقال  $t \times t$  حاصل می‌شود. در این صورت متوسط طول دنباله تحت کنترل  $EWMA$  برای پایش عرض از مبدأ از رابطه‌ی  $11$  محاسبه می‌شود:

$$ARL_{,I} = p(I - H)^{-1}s \quad (11)$$

که در آن،  $p$  یک بردار ستونی  $t \times 1$  شامل اعداد  $1$  است،  $p$  یک بردار سطری  $1 \times t$  شامل اعداد صفر است که درایه‌ی  $q$  آن برابر با  $1$  است،  $q = t/2 + 0, 5$  و  $I$  یک ماتریس همانی  $t \times t$  است.  $ARL_{,I}$  متوسط طول دنباله تحت کنترل نمودار کنترل  $EWMA$  برای پایش عرض از مبدأ را نشان می‌دهد.

برای محاسبه‌ی متوسط  $ARL_{,I}$  (متوسط طول دنباله خارج از کنترل نمودار  $EWMA$  برای پایش عرض از مبدأ) کافی است که مقدار  $B + \lambda \sigma$  را در رابطه‌ی  $10$  به جای  $B$  جایگزین کنیم.

برای محاسبه‌ی معیارهای  $ARL_{,s}$  (متوسط طول دنباله تحت کنترل نمودار  $EWMA$  برای پایش شیب) و  $ARL_{,s^*}$  (متوسط طول دنباله خارج از کنترل نمودار  $EWMA$  برای پایش شیب) همانند محاسبه‌ی معیارهای  $ARL$  در حالت تحت کنترل و خارج از کنترل نمودار  $EWMA$  برای پایش عرض از مبدأ عمل می‌کنیم، با این تفاوت که برای محاسبه‌ی احتمال انتقال از رابطه‌ی  $12$  استفاده می‌شود:

$$q_{ij} = \phi\left((\theta \cdot \sigma_b)^{-1} \{(d_i + f) - (1 - \theta) d_j - \theta B\}\right) - \phi\left((\theta \cdot \sigma_b)^{-1} \{(d_i - f) - (1 - \theta) d_j - \theta B\}\right) \quad (12)$$

که در آن  $1 \leq \theta_I < 0$  ثابت هموارسازی و  $0 = B$  است. حدود کنترل بالا و پایین نمودار تعیین یافته به صورت رابطه‌ی  $4$  است:

$$UCL_I = B + L_I \sigma \sqrt{\frac{\theta_I}{(2 - \theta_I) mn}} \quad (4)$$

$$LCL_I = B - L_I \sigma \sqrt{\frac{\theta_I}{(2 - \theta_I) mn}}$$

که در آن  $L_I > 0$  چنان انتخاب می‌شود که  $ARL$  تحت کنترل مشخصی به دست آید. از برآوردهای شیب،  $B_1, b$  در نمودار  $EWMA$  برای پایش شیب استفاده می‌شود. در این صورت آماره‌ی  $EWMA$  برای پایش شیب به صورت رابطه‌ی  $5$  تعریف می‌شود:

$$EWMA_S(j) = \theta_S b_{1j} + (1 - \theta_S) EWMA_S(j-1) \quad (5)$$

$$j = 1, 2, \dots$$

که در آن رابطه‌ی  $1 \leq \theta_S < 0$  ثابت هموارسازی و  $B_1 = B$  است. حدود کنترل بالا و پایین نمودار  $EWMA$  برای پایش شیب به صورت رابطه‌ی  $6$  محاسبه می‌شود.

$$UCL_S = B_1 + L_S \sigma \sqrt{\frac{\theta_S}{(2 - \theta_S) n S_{xx}}} \quad (6)$$

$$LCL_S = B_1 - L_S \sigma \sqrt{\frac{\theta_S}{(2 - \theta_S) n S_{xx}}}$$

که در آن  $L_S > 0$  به گونه‌ی انتخاب می‌شود که  $ARL$  تحت کنترل مشخصی به دست آید.

کیم و همکاران<sup>[۱۶]</sup> از نمودار  $EWMA$  براساس رویکرد کرودر و همیلتون<sup>[۲۷]</sup> برای پایش پراکندگی خط‌ها استفاده کردند. در این روش آنها از مقدار  $R_j$  (برآورد کننده‌ی  $\sigma$  با استفاده از باقی مانده‌های خط برآرش شده در نمونه‌ی زام) برای محاسبه‌ی آماره‌ی  $EWMA$  استفاده کردند که با توجه به  $n$  تکرار در هر سطح متغیر مستقل، آماره‌ی  $EWMA_E$  به صورت رابطه‌ی  $7$  محاسبه می‌شود.

$$EWMA_E(j) = \max\{\theta_E \ln(MSE_j) + (1 - \theta_E) EWMA_E(j-1), \ln(\sigma_e^2)\} \quad (7)$$

$$j = 1, 2, \dots$$

که در آن  $1 \leq \theta_E < 0$  ثابت هموارسازی و  $0 = \ln(\sigma_e^2)$  مقدار توسط آنها، مقدار  $\sigma_e^2$  (مقدار تحت کنترل  $\sigma^2$ ) برابر  $1$  فرض شده است. بنابراین  $EWMA_E = 0$  و حد کنترل بالا و پایین نمودار  $EWMA$  برای پایش انحراف معیار به صورت رابطه‌ی  $8$  است:

$$UCL_E = L_E \sqrt{\theta_E Var[\ln(MSE_j)]/(2 - \theta_E)} LCL_E = 0 \quad (8)$$

که در آن  $UCL_E = L_E \sqrt{\theta_E Var[\ln(MSE_j)]/(2 - \theta_E)}$  برای نمودار  $EWMA_E$  تعیین یافته با استفاده از رابطه‌ی  $9$  محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} Var[\ln(MSE_j)] &= \frac{2}{mn - 2} + \frac{2}{(mn - 2)^2} + \frac{4}{3(mn - 2)^3} \\ &\quad - \frac{16}{15(mn - 2)^5} \end{aligned} \quad (9)$$

که در آن  $L_E > 0$  به گونه‌ی انتخاب می‌شود که  $ARL$  تحت کنترل مشخصی به دست آید.

چنانچه پارامتر عرض از مبدأ تغییر کند، به شرط آن که عرض از مبدأ خارج از کنترل باشد، احتمال تحت کنترل اعلام شدن فرایند توسط هر سه نمودار با استفاده از رابطه‌ی  $\alpha_{overall}$  محاسبه می‌شود:

$$\beta_{overall\ undershift\ in\ intercept} = \beta_I (1 - \alpha_s) (1 - \alpha_E) \quad (20)$$

در نتیجه:

$$\beta_{overall\ undershift\ in\ intercept} = \left( \frac{ARL_{\text{I}} - 1}{ARL_{\text{I}}} \right) \left( 1 - \frac{1}{ARL_{\text{S}}} \right) \left( 1 - \frac{1}{ARL_{\text{E}}} \right) \quad (21)$$

واز رابطه‌ی  $\alpha_{overall}$ ، متوسط طول دنباله‌ی خارج از کنترل کل نمودار-۳ EWMA-۳ محاسبه می‌شود. لازم به ذکر است که  $\beta$  کل بدان معناست که اگرچه فرایند از لحاظ عرض از مبدأ خارج از کنترل است، هر سه نمودار کنترل فرایند را تحت کنترل نشان می‌دهند. از آنجا که عرض از مبدأ واقعاً خارج از کنترل است، احتمال تحت کنترل اعلام کردن آن برابر با  $\beta$  است. اما از آنجا که شبیب و انحراف معیار تحت کنترل اند احتمال تحت کنترل اعلام کردن نمودارهای مرتبط بهتریپ برابر با  $(1 - \alpha_s)$  و  $(1 - \alpha_E)$  است.

با استدلال مشابه احتمال خطای نوع II نمودار کل-۳ EWMA-۳ تحت شیفت در شبیب و انحراف معیار به ترتیب با روابط ۲۳ و ۲۵ محاسبه می‌شوند:

$$\beta_{overall\ undershift\ in\ slope} = \beta_S (1 - \alpha_I) (1 - \alpha_E) \quad (22)$$

$$\beta_{overall\ undershift\ in\ slope} = \left[ \frac{ARL_{\text{S}} - 1}{ARL_{\text{S}}} \right] \left( 1 - \frac{1}{ARL_{\text{I}}} \right) \left( 1 - \frac{1}{ARL_{\text{E}}} \right) \quad (23)$$

$$\beta_{overall\ undershift\ in\ standard\ deviation} = \beta_E (1 - \alpha_I) (1 - \alpha_S) \quad (24)$$

$$\beta_{overall\ undershift\ in\ standard\ deviation} = \left[ \frac{ARL_{\text{E}} - 1}{ARL_{\text{E}}} \right] \left( 1 - \frac{1}{ARL_{\text{S}}} \right) \times \left( 1 - \frac{1}{ARL_{\text{I}}} \right) \quad (25)$$

کل نمودار-۳ EWMA-۳ تحت شیفت در شبیب و انحراف معیار به صورت رابطه‌ی ۲۶ محاسبه می‌شود:

$$ARL_{overall} = 1 / (1 - \beta_{overall}) \quad (26)$$

برای محاسبه‌ی متوسط طول دنباله‌ی خارج از کنترل تحت شیفت همزمان (دوتایی و سه‌تایی) در پارامترها نیز از استدلال مشابه استفاده کرده و آنها را محاسبه می‌کنیم؛ به عنوان مثال تحت شیفت همزمان در هر سه پارامتر  $ARL$  با استفاده از رابطه‌ی ۲۷ محاسبه می‌شود:

$$ARL_{overall} = \left( 1 / \left[ 1 - \left( \frac{ARL_{\text{I}} - 1}{ARL_{\text{I}}} \right) \left( \frac{ARL_{\text{S}} - 1}{ARL_{\text{S}}} \right) \left( \frac{ARL_{\text{E}} - 1}{ARL_{\text{E}}} \right) \right] \right) \quad (27)$$

و اگر دو پارامتر یا تنها یک پارامتر تحت شیفت قرار گیرد  $ARL$  کل با توجه به این کدام‌یک از پارامترها تحت شیفت قرار گیرد تغییر کرده و محاسبه می‌شود.

که در آن  $\sigma_{\beta}$  انحراف معیار برآورد پارامتر  $B_1$  است. بقیه‌ی پارامترها مشابه پارامترهای  $ARL$  تعریف می‌شود. برای محاسبه‌ی  $ARL$  تحت کنترل نمودار EWMA برای از کنترل نمودار EWMA (برای پایش شبیب) کافی است مقدار  $\beta\sigma + B_1$  را در رابطه‌ی ۱۲ به جای  $B_1$  جایگزین کنیم.

برای محاسبه‌ی  $ARL$  تحت کنترل و خارج از کنترل نمودار EWMA برای پایش پراکنده‌ی، ابتدا فاصله‌ی بین حدود کنترل را به  $t$  قسمت مساوی ( $t$  عدد فرد و صحیح است) تقسیم می‌کنیم. مجدداً مانند روش ارائه شده برای عرض از مبدأ و شبیب مکان قرار گرفتن آماره‌ی EWMA برای پایش پراکنده‌ی در مرکز فاصله‌ی زام به عنوان حالت سیستم در نظر گرفته می‌شود. عناصر ماتریس انتقال براساس روش دوگان و هربرت<sup>[۲۹]</sup> به صورت رابطه‌ی ۱۳ محاسبه می‌شود:

$$r_{ij} = p_{ij} - p_{i(j-1)} \quad i, j = 1, 2, \dots, t \quad (13)$$

که در آن  $p_{ij}$  با استفاده از رابطه‌ی ۱۴ محاسبه می‌شود:

$$p_{ij} = \chi_{mn-2}^{\frac{1}{2}} \cdot \frac{(mn-2) \exp((j-1) - (1-\theta)(i-\frac{1}{2})(UCL_E - LCL_E)/\theta)}{W^{\frac{1}{2}}} \quad j = 1, 2, \dots, t \quad i = 2, 3, \dots, t \quad (14)$$

در رابطه‌ی ۱۴  $\chi_{mn-2}^{\frac{1}{2}}$ تابع توزیع تجمعی مرربع کای با  $(mn-2)$  درجه آزادی را نشان می‌دهد.  $W$  به صورت  $\sigma_1/\sigma_0$  محاسبه می‌شود که در حالت تحت کنترل برابر با ۱ خواهد بود. باید توجه داشت که چون در رگرسیون خطی ساده دو پارامتر  $B_1$  و  $B_2$  تخمین زده می‌شوند درجه آزادی توزیع مرربع کای برابر با  $(mn-2)$  است. همچنین  $p_{1j}$  و  $p_{i0}$  به ترتیب با استفاده از روابط ۱۵ و ۱۶ محاسبه می‌شوند:

$$p_{1j} = \chi_{n-2}^{\frac{1}{2}} \cdot \frac{(n-2) \exp((j-1)(UCL_E - LCL_E)/\theta)}{W^{\frac{1}{2}}} \quad j = 1, 2, \dots, t \quad (15)$$

$$p_{i0} = 0 \quad i = 2, 3, \dots, t \quad (16)$$

در نهایت  $ARL$  برای نمودار کنترل EWMA برای پایش پراکنده‌ی به صورت رابطه‌ی ۱۷ محاسبه می‌شود:

$$ARL_{\text{E}} = \mathbf{p}(\mathbf{I} - \mathbf{H})^{-1} \mathbf{s} \quad (17)$$

که پارامترهای آن مشابه پارامترهای رابطه‌ی ۱۱ تعریف می‌شود. برای محاسبه‌ی  $ARL_E$  کافی است مقدار  $\sigma_1/\sigma_0$  را جایگزین  $W$  کنیم. تا این مرحله  $ARL_E$  نکنک نمودارهای کنترل EWMA برای پایش عرض از مبدأ، شبیب و انحراف معیار محاسبه شده است. در ادامه روابط لازم برای محاسبه‌ی  $ARL_E$  و  $ARL$  کل ارائه می‌شود.  $ARL$  کل را از رابطه‌ی ۱۸ محاسبه می‌کنیم:

$$ARL_E = 1 / [1 - (1 - 1/ARL_{\text{I}})(1 - 1/ARL_{\text{S}})(1 - 1/ARL_{\text{E}})] \quad (18)$$

واضح است که رابطه‌ی ۱۸ بر مبنای رابطه‌ی ۱۹ محاسبه شده است:

$$\alpha_{overall} = 1 - (1 - \alpha_I)(1 - \alpha_s)(1 - \alpha_E) \quad (19)$$

## ۴. طراحی اقتصادی نمودار کنترل ۳ EWMA

### تعیین یافته

در این مقاله نمودار کنترل ۳ EWMA تعیین یافته به صورت اقتصادی مدل سازی می شود. ویژگی مدل پیشنهادی آن است که هم زمان سه نمودار کنترل EWMA بهمینه می شود و پارامترهای نمودارهای کنترل به طور همزمان به گونه بی محاسبه می شود که هزینه ها کمینه شود. در این مدل از تابع هزینه لورنزو ونس<sup>[۲۵]</sup> به عنوان تابع هدف استفاده شده است. پارامترهایی که توسط مدل تعیین می شوند عبارتند از:  $h$ : فاصله زمانی بین دو نمونه گیری متوالی،  $n$ : تعداد متغیرهای پاسخ در هر سطح متغیر مستقل، ضرایب حدود کنترل عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار و  $\theta_I, \theta_S, \theta_E$  ضرایب هموارسازی نمودارهای کنترل عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار.

تابع هزینه لورنزو ونس به صورت رابطه ۲۸ تعریف می شود.<sup>[۲۶]</sup> در مدل ارائه شده، مدت زمانی که فرایند تحت کنترل است دارای توزیع نمایی با میانگین  $1/\alpha$  فرض شده است. همچنین فرض شده که در صورت بروز یک انحراف با دلیل، هر سه پارامتر عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار تغییر می کند.

$$C = \begin{cases} C_0 / \alpha + C_1 . ((-\tau) (n.m).E \\ + h.(ARL_1) + \gamma_1.T_1 + \gamma_2.T_2) + \\ S.F/ARL_0 + R \end{cases}$$

$$/ \begin{cases} (1/\alpha) + ((1 - \gamma_1).S.T_0/ARL_0) - \tau + \\ (m.n).E + h.(ARL_1) + T_1 + T_2 \end{cases}$$

$$+ \begin{cases} [(a + b.(m.n))/h] [1/\alpha - \tau + (m.n).E + \\ h.(ARL_1) + \gamma_1.T_1 + \gamma_2.T_2] \end{cases}$$

$$/ \begin{cases} 1/\alpha + (1 - \gamma_1).S.T_0/ARL_0 - \tau \\ + (m.n).E + h.(ARL_1) + T_1 + T_2 \end{cases} \quad (28)$$

$$S = e^{(-\alpha h)} / ([1 - e^{\alpha h}]) \quad (29)$$

پارامترها در رابطه های ۲۸ و ۲۹ چنین تعریف می شوند:

$C$ : هزینه مورد انتظار هر واحد زمان؛

$C_0$ : هزینه تولید محصولات نامنطبق در واحد زمان هنگامی که فرایند تحت کنترل است؛

$C_1$ : هزینه تولید محصولات نامنطبق در واحد زمان هنگامی که فرایند خارج از کنترل است؛

$T_1$ : زمان مورد انتظار بین وقوع انحراف با دلیل و آخرین زمان نمونه گیری قبل از وقوع انحراف با دلیل؛

$E$ : مدت زمان نمونه گیری و ترسیم آماره روی نمودار کنترل؛

$ARL_0$ : متوسط طول دنباله هم زمان زمانی که فرایند تحت کنترل است؛

$ARL_1$ : متوسط طول دنباله هم زمان زمانی که فرایند خارج از کنترل است؛

$T_2$ : زمان مورد انتظار برای کشف انحراف با دلیل؛

$T$ : زمان مورد انتظار برای اصلاح فرایند؛

$\theta$ : متوسط زمان جست وجو هنگامی که یک هشدار اشتباہی دریافت می شود؛

$\gamma_1$ : اگر تولید در حین تعیین جست وجوی انحراف با دلیل ادامه پیدا کند برابر ۱ است. اگر

تولید در حین جست وجوی انحراف با دلیل متوقف شود برابر صفر است؛

## ۵. روش حل مدل طراحی اقتصادی

در این مقاله از الگوریتم زنگین برای حل مدل طراحی اقتصادی استفاده می شود. بسیاری از محققین از الگوریتم زنگین برای حل مدل در طراحی اقتصادی استفاده کرده اند.<sup>[۲۳-۲۴]</sup>

این الگوریتم یک شیوه جست وجو برای یافتن راه حل های نزدیک به بهینه در مسائل بهینه سازی ارائه می کند. الگوریتم زنگین در واقع منشعب از الگوریتم های تکاملی است و بک روشن جست وجوی مؤثر در فضاهای بسیار وسیع و بزرگ است که در نهایت منجر به جهت گیری به سمت یافتن جواب بهینه بی می شود که شاید فرد در مدت زمان زنگی قادر به دست یابی به آن نباشد. الگوریتم های زنگین تفاوت بسیار زیادی با روش های بهینه سازی قدیمی دارند. در این الگوریتم ها باید فضای طراحی<sup>۱</sup> به فضای زنگین<sup>۲</sup> تبدیل شود. بنابراین الگوریتم زنگین با یک سری متغیرهای کد شده کار می کند. مزیت کار با متغیرهای کد شده آن است که اصولاً کدها از قابلیت تبدیل فضای پیوسته به فضای گسسته برخوردارند. الگوریتم زنگین (GA) براساس اصل ادامه ای حیات بهترین ها و تکثیر نوع برتر بی ریزی شده است. به دلیل ماهیت تصادفی سازی الگوریتم زنگین جواب های به دست آمده می توانند خوب یا بد یا حتی نشدنی باشند. بنابراین تعیین پارامترهای مناسب نقش بسیار مهمی در

رسیدن به جواب خوب در زمان کم دارد. به دلیل انعطاف‌پذیری بالای الگوریتم، برای هر مسئله باید یک استراتژی مناسب به منظور رسیدن به جواب قابل قبول اتخاذ شود. مختصراً گفته می‌شود که الگوریتم ژنتیک (GA) یک تکنیک برنامه‌نویسی است که از تکامل ژنتیکی به عنوان یک الگوی حل مسئله استفاده می‌کند. مسئله‌یی که باید حل شود وروودی است و راه حل‌ها طبق یک الگوی کدگذاری می‌شود و یک شاخص که تابع Fitness نام دارد هر راه حل کاندید را ارزیابی می‌کند.

الگوریتم ژنتیک با یک جمعیت اولیه از راه حل‌ها شروع می‌شود. هر راه حل از طریق یک کروموزوم نمایش داده می‌شود. برای هر کروموزوم، یک مقدار شایستگی وجود دارد. الگوریتم ژنتیک به دنبال بیشینه‌سازی مقدار تابع شایستگی است. البته چنانچه تابع هدف به صورت کمینه‌سازی یک تابع هزینه باشد به هنگام کردن الگوریتم برای کمینه‌سازی کار ساده‌یی است. هر تابع هزینه به راحتی قابل تبدیل به یک تابع شایستگی است؛ مثلاً با معکوس کردن تابع هزینه می‌توان یک تابع شایستگی متناسب از آن ساخت. البته در رویه انتخاب نیز می‌توان با تغییر قاعده به این که آنها که مقدار تابع هزینه‌یی کمتری دارند، بهتر می‌باشند الگوریتم را به هنگام کرد.

## ۶. مثال عددی

در این بخش یک مثال عددی مطرح می‌شود تا از این طریق مدل ارائه شده و روش حل آن مورد ارزیابی قرار گیرد. پارامترهای استفاده شده در این مثال عددی [۲۸] عبارت‌اند از:

$$\tau = 0, E = 0, T_1 = 20, T_2 = 0, T_3 = 0$$

$$\gamma_1 = 1, \gamma_2 = 0, F = 500, R = 250, a = 5$$

$$b = 1, \alpha = 0, p = 200$$

و مقدار  $S$  با توجه به رابطه ۲۹ محاسبه می‌شود. در مدل ارائه شده  $S = j \cdot p$  و  $C_0 = C_1 = j \cdot p$  که مقادیر  $j$  و  $j_1$  به ترتیب با استفاده از روابط ۳۰ محاسبه می‌شود. همچنین میزان شیفت در عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار به ترتیب برابر با  $\lambda = 1$  و  $\beta = 1,5 = \omega$  در نظر گرفته شده است. با استفاده از الگوریتم ژنتیک طراحی شده در بخش ۵ مقادیر بهینه‌ی متغیرهای تصمیم محاسبه، و خلاصه‌ی آن در جدول ۱ ارائه شده است. همچنین مقدار کمینه‌ی  $C$  نیز در این جدول گزارش شده است. لازم به ذکر است که مقادیر  $ARL_1$  و  $ARL_2$  کل نیز با استفاده از رویکرد زنجیره‌ی مارکوف طراحی شده و مقدار کل  $ATS_1$  نیز او حاصل ضرب  $ARL_1$  در  $h$  محاسبه و در جدول ۱ ذکر شده است.

## ۷. آنالیز حساسیت

در این بخش اثر تغییرات در پارامترهای مدل روی مقادیر متغیرهای تصمیم و همچنین مقادیر  $ARL_1$ ،  $ARL_2$  و هزینه مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین در انتها آنالیز حساسیت روی یکی از پارامترهای الگوریتم ژنتیک (اندازه جمعیت،  $N$ ) انجام شده است.

در جدول ۲، بهارای شیفت‌های مختلف در عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار مقادیر بهینه‌ی متغیرها و معیارهای اماری و هزینه‌یی محاسبه و گزارش شده است. چنان‌که در این جدول مشاهده می‌شود بهارای شیفت‌های همزمان با اندازه متفاوت در عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار، دامنه‌ی تغییرات در جواب‌های بهینه‌ی ضرایب هموارسازی هر سه نمودار کنترل، و فاصله‌ی نمونه‌گیری و اندازه‌ی نمونه در

## ۱۰. اجزای الگوریتم ژنتیک

۱. کروموزوم: رشتہ یا دنباله‌یی از ژن‌ها که به شکل کد شده یک جواب ممکن (مناسب یا نامناسب) از مسئله مورد نظر است کروموزوم نام دارد. کروموزوم طراحی شده در این مقاله چنین است:

$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$
-----	------------	------------	------------	-------	-------	-------	-----

۲. جمعیت: مجموعه‌یی از کروموزوم‌ها را جمعیت می‌گویند. جمعیت یا یک نسل از کروموزوم‌ها دارای یک اندازه از جمعیت معروف است. جمعیتی از رشتہ‌ها به صورت تصادفی انتخاب شده است.

اندازه‌یی جمعیت معرف تعداد کروموزوم‌های موجود در یک نسل یا جمعیت است. در این مقاله به منظور کاهش زمان حل مدل از اندازه‌یی جمعیت یا نسل ۲۰ استفاده شده است. همچنین در قسمت آنالیز حساسیت اثر اندازه جمعیت روی جواب‌های مدل بررسی و تحلیل شده است.

۳. مقدار برازنده‌یی: مناسب بودن یا نبودن جواب با معیاری که از تابع هدف به دست می‌آید سنجیده می‌شود. جواب هرچه مناسب‌تر باشد به همان اندازه مقدار برازنده‌یی اش بزرگ‌تر است. کروموزومی که برازنده‌تر است با احتمال بیشتری در تولید فرزندان شرکت می‌کند. چنانچه هدف بیشینه‌کردن یک تابع باشد مقدار برازنده‌یی یک تابع صعودی از تابع هدف در نظر گرفته می‌شود و اگر هدف یافتن مقدار کمینه‌یی یک تابع باشد عدد برازنده‌یی، یک تابع نزولی از آن قرار داده می‌شود. در این مقاله هدف کمینه‌کردن تابع هزینه‌یی لورنزو ونس است.

۴. انتخاب: فرایند انتخاب دو والد از جمعیت برای عمل تقاطع است. هدف این است که با انتخاب والدین شایسته‌تر تولید فرزندانی با برازنده‌یی بالاتر میسر شود. کروموزوم‌هایی که از جمعیت اولیه برای تولید مثل انتخاب می‌شوند والدین نام دارند. انتخاب روشی است که به طور تصادفی کروموزوم‌هایی را از جمعیت برای تولید مثل بیرون می‌آورد. در این نوشتار از عملکردهای تقاطعی یک نقطه‌یی و دونقطه‌یی استفاده شده است؛ این عملکردها احتمال ایجاد فرزند مشابه را در نسل‌های بعدی کاهش می‌دهند. لازم به ذکر است که با استفاده از سعی و خطأ عملکردهای تقاطعی بیش از دو نقطه نیز بررسی شدن اما عملکردهای تقاطعی یک نقطه‌یی و دونقطه‌یی در کاهش ایجاد فرزندهای مشابه در نسل‌های بعدی عملکرد بهتری از خود نشان دادند.

جدول ۱. متغیرهای تصمیم بھینه، مقدار تابع هدف بھینه،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و کل  $ATS_0$ ،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و کل برای جواب بھینه مثال عددی.

$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_0$
۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲

جدول ۲. مقادیر بھینه‌ی متغیرهای تصمیم، هزینه،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و  $ATS_0$  کل با توجه به شیفت‌های متفاوت در عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار.

$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_0$
۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۱	۱	۲	۱۲۱۸/۱	۱	۰,۰۳۰۸	۰,۳۷۶۷	۰,۱۶۵۵	۲,۵۳۱۱	۲,۵۴۹۹	۲,۵۳۶۰	۳,۳۳۶۱	۹۳,۲۵۱۸	۱,۰۰۳۸	۳,۳۴۸۸
۰,۵	۰,۵	۱/۵	۱۱۹۰۳/۳	۱	۰,۵۰۹۳	۰,۴۰۰۲	۰,۵۴۶۵	۴,۲۲۹۳	۴,۷۴۶۲	۵,۰۰۸۵	۳,۴۰۲۸	۳۷۴۹۷	۱,۱۰۰۵	۳,۷۴۴۹
۰,۵	۰,۵	۲	۱۶۱۲/۴	۱	۰,۸۹۱۳	۰,۷۵۴۴	۰,۷۹۹۸	۲,۹۶۸۳	۵,۸۰۱۴	۱,۱۶۱۷	۲,۵۱۱۳	۵۸,۶۵۵۷	۱,۰۰۰۶	۲,۵۱۲۸
۱	۰,۵	۱/۵	۱۵۷۳/۲	۱	۰,۴۳۱۲	۰,۹۱۴۵	۰,۸۵۶۷	۴,۸۳۸۲	۱,۴۵۱۷	۵,۵۷۴۴	۲,۶۰۵۰	۶,۸۶۰۱	۱,۰۲۳۳	۲,۶۵۵۷
۱	۰,۵	۲	۲۷۸۴	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۰,۵	۱	۱/۵	۸۴۸/۱	۱	۰,۱۹۴۳	۰,۷۰۶	۰,۱۴۱۵	۵,۷۲۹۸	۳,۶۶۶۶	۱,۵۲۸۶	۴,۸۰۱۸	۱۲۰۱۷	۱,۰۵۱۱	۵,۰۴۷۴
۰,۵	۱	۲	۱۰۴۶/۷	۱	۰,۴۰۸۰	۰,۴۲۷۱	۰,۴۸۵۷	۲,۲۹۱۸	۳,۹۴۹۹	۲,۳۰۹۹	۳,۸۹۱۷	۵۷,۱۴۷۵	۱	۳,۸۹۱۷

جدول ۳. مقادیر بھینه‌ی متغیرهای تصمیم، هزینه،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و  $ATS_0$  کل با تغییر در ضریب تاگوجی.

$K$	$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_0$
۰/۱	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۰/۲	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۷/۴	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۰/۷	۱	۱	۱/۵	۲۸۰۹/۵	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲

جدول ۴. مقادیر بھینه‌ی متغیرهای تصمیم، هزینه،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و  $ATS_0$  کل با تغییر در پارامتر توزیع نمایی.

$\alpha$	$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_0$
۰,۰۱	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۰,۰۵	۱	۱	۱/۵	۱۲۲۳/۷	۱	۰,۰۳۰۸	۰,۳۷۶۷	۰,۱۶۵۵	۲,۵۳۱۱	۲,۵۴۹۹	۲,۵۳۶۰	۳,۳۳۶۱	۹۳,۲۵۱۸	۱,۰۰۴۱	۳,۳۴۹۶

در جدول ۵، با تغییر در  $R$  و مقایسه با مثال عددی به این نتیجه رسیدیم که با کاهش  $R$  از مقدار ۲۵۰ به ۱۵۰ و افزایش  $R$  از ۲۵۰ به ۳۵۰ میزان هزینه کاهش می‌یابد. لیکن مقادیر بھینه برای متغیرهای تصمیم تغییر می‌کند و بیشترین تغییر مربوط به ضرایب هموارسازی است. نکته‌ی قابل توجه در رابطه با افزایش  $R$  این است که وقتی میزان  $R$  به مقدار ۹۰۰ تغییر پیدا کند مقادیر بھینه متغیرها نسبت به مثال عددی در بخش قبل تغییر پیدا نمی‌کند.

در جدول ۶، با تغییر در میزان  $F$  از ۵۰۰ به ۹۰۰ مقادیر بھینه برای متغیرها نسبت به مثال عددی تغییر نمی‌کند و فقط میزان هزینه کمی افزایش می‌یابد.

در جدول ۷، با تغییر در میزان  $E$  هزینه به مقدار قابل ملاحظه‌ی کاهش پیدا کرده و میزان تغییر در مقادیر بھینه ضرایب هموارسازی کاهش پیدا کرده است.

هر سطح متغیر مستقل زیاد نبوده ولی دامنه‌ی تغییرات در جواب‌های مقادیر بھینه  $L_I$  و  $L_S$  محسوس است.

در جدول ۳، با تغییر در مقدار ضریب تاگوجی و مقایسه‌ی آن با مقادیر به دست آمده در مثال عددی بخش قبل به این نتیجه رسیدیم که با ایجاد تغییر در ضریب تاگوجی تنها میزان هزینه تغییر می‌کند. به عبارت دیگر با افزایش ضریب تاگوجی، هزینه افزایش می‌یابد و مقادیر بھینه برای متغیرهای تصمیم مدل، متوسط طول دنباله‌ی تحت کنترل و خارج از کنترل کل و متوسط زمان تا هشدار ثابت می‌ماند و هیچ تغییری نمی‌کند.

در جدول ۴، با تغییر در پارامتر توزیع نمایی  $\alpha$  نتیجه می‌گیریم که میزان هزینه به صورت قابل توجهی کاهش پیدا کرده و مقادیر بھینه برای متغیرهای تصمیم تغییر می‌کند. بیشترین تغییر در مقادیر متغیرهای بھینه مربوط به ضرایب هموارسازی است.

جدول ۵. مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم، هزینه،  $ARL_1$ ،  $ARL_0$  و  $ATS_1$  کل با تغییر در پارامتر  $R$ .

$R$	$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_1$
۲۵۰	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۱۵۰	۱	۱	۱/۵	۱۲۱۵/۲	۱	۰,۰۳۰۸	۰,۳۷۶۷	۰,۱۶۵۵	۲,۵۳۱۱	۲,۵۴۹۹	۲,۵۳۶۰	۳,۳۳۶۱	۹۳,۲۵۱۸	۱,۰۰۴۱	۳,۳۴۹۶
۳۵۰	۱	۱	۱/۵	۱۲۱۶/۸	۱	۰,۰۳۰۸	۰,۳۷۶۷	۰,۱۶۵۵	۲,۵۳۱۱	۲,۵۴۹۹	۲,۵۳۶۰	۳,۳۳۶۱	۹۳,۲۵۱۸	۱,۰۰۴۱	۳,۳۴۹۶
۹۰۰	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۸/۱	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲

 جدول ۶. مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم، هزینه،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و  $ATS_1$  کل با تغییر در  $F$ .

$F$	$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_1$
۵۰۰	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۳۰۰	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۰/۴	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۹۰۰	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۸/۱	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲

 جدول ۷. مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم، هزینه،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و  $ATS_1$  کل با تغییر در مقدار  $E$ .

$E$	$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_1$
۰/۵	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۲
۰/۰۵	۱	۱	۱/۵	۱۲۱۵/۹	۱	۰,۰۳۰۸	۰,۳۷۶۷	۰,۱۶۵۵	۲,۵۳۱۱	۲,۵۴۹۹	۲,۵۳۶۰	۳,۳۳۶۱	۹۳,۲۵۱۸	۱,۰۰۴۱	۳,۳۴۹۶

 جدول ۸. مقادیر بهینه متغیرهای تصمیم، هزینه،  $ARL_0$ ،  $ARL_1$  و  $ATS_1$  کل با تغییر در اندازه جمعیت الگوریتم زنگیک ( $N$ ).

$N$	$\lambda$	$\beta$	$\omega$	$C$	$n$	$\theta_I$	$\theta_S$	$\theta_E$	$L_I$	$L_S$	$L_E$	$h$	$ARL_0$	$ARL_1$	$ATS_1$
۲۰	۱	۱	۱/۵	۲۷۸۳	۲	۰,۶۰۲۰	۰,۲۶۳۰	۰,۳۵۰۰	۱,۹۸۳۰	۲,۶۵۵۴	۴,۰۸۰۲	۲,۸۹۳۲	۲۰,۹۱۴۴	۱	۲,۸۹۳۵
۳۰	۱	۱	۱/۵	۱۶۶۹/۶	۲	۰,۳۸۹۷	۰,۲۶۳۰	۰,۶۵۴۱	۴,۴۴۶۱	۴,۹۴۰۸	۳,۲۵۲۷	۴,۸۲۴۵	۹۳,۲۵۱۸	۱	۴,۸۲۴۵
۴۰	۱	۱	۱/۵	۸۸۲/۸۵۸۵	۱	۰,۲۱۵۶	۰,۰۸۷۵	۰,۶۷۲۱	۳,۹۵۰۳	۴,۴۴۹۱	۴,۱۳۴۶	۴,۶۱۳۴	۱۱۵۸۱	۱	۴,۶۱۳۴
۵۰	۱	۱	۱/۵	۸۳۱/۳۸۸۴	۱	۰,۵۶۱۲	۰,۸۸۱۹	۰,۶۶۹۲	۱,۹۵۲۲	۳,۰۴۴۶	۳,۳۰۳۶	۴,۹۲۶۶	۲۱,۵۰۲۰	۱	۴,۹۲۶۶
۶۰	۱	۱	۱/۵	۸۳۱/۵۱۷۹	۱	۰,۵۶۱۲	۰,۶۴۴۸	۰,۳۷۶۳	۱,۹۵۴۶	۲,۸۴۴۶	۳,۴۱۰۱	۴,۹۲۶۶	۲۰,۷۶۰۷	۱	۴,۹۲۶۶

## ۸. نتیجه‌گیری

در این مقاله ابتدا نمودار کنترل EWMA-۳ با اندکی تغییر بهگونه‌ی طراحی شد که بتوان به جای یک محصول در هر سطح از مقادیر متغیر مستقل، از چندین محصول استفاده کرد. سپس روشی برای محاسبه‌ی متوسط طول دنباله نمودار کنترل EWMA-۳ تعديل شده برای پایش پروفایل‌های خطی ساده براساس رویکرد زنجیره‌ی مارکوف ارائه شد. در ادامه طراحی اقتصادی نمودار کنترل EWMA-۳

در جدول ۸، اثر اندازه جمعیت الگوریتم زنگیک روی متغیرهای تصمیم، مقدار هزینه و معیارهای متوسط طول دنباله تحت کنترل و خارج از کنترل و متوسط زمان تا هشدار مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که تغییر اندازه جمعیت ( $N$ )، تأثیری بر متوسط دنباله خارج از کنترل نمی‌گذارد و اثرگرمی روی متوسط زمان تا هشدار دارد. اما هزینه با افزایش جمعیت اولیه کاهش یافته و در اندازه جمعیت ۵۰ بهترین مقدار خود می‌رسد. افزایش بیشتر از ۵۰ جمعیت تأثیری بر بهبود جواب بهینه ندارد.

مدل انجام شد و اثر تغییر در پارامترها روی متغیرهای تصمیم و ویژگی‌های هزینه‌یی و آماری نمودار کنترل بررسی و تحلیل شد. در انتهای آنالیز حساسیت روی اندازه جمعیت اولیه الگوریتم ژنتیک انجام شد.

برای مطالعه‌ی آتی می‌توان به مقایسه‌ی روش حل پیشنهادی (الگوریتم ژنتیک) با سایر الگوریتم‌های فرآبتكاری اشاره کرد. همچنین طراحی اقتصادی - آماری این نمودار کنترل و همچنین طراحی اقتصادی و اقتصادی - آماری سایر نمودارهای کنترل در پایش پروفایل‌ها می‌تواند در مطالعات آتی مدد نظر قرار گیرد.

تغییل شده مورد بررسی قرار گرفت و پارامترهای مدل به‌گونه‌یی محاسبه شد که هزینه‌های مربوط به استفاده از نمودار کنترل طراحی شده کمینه شود. در این طراحی از تابع هزینه‌ی لورز و ونس استفاده شده است ولی پارامترهای هزینه‌یی تولید محصول نامنطبق در حالت‌های تحت کنترل و خارج از کنترل براساس تابع هزینه‌ی تاگوچی محاسبه شدند. برای حل مدل طراحی اقتصادی نمودار EWMA-۳ تغییل شده از الگوریتم فرآبتكاری ژنتیک استفاده شد. عملکرد روش پیشنهادی با استفاده از یک مثال عددی مورد بررسی قرار گرفت. همچنین آنالیز حساسیت روی پارامترهای

## پانوشت‌ها

1. design space
2. genetic space

## منابع (References)

1. Kang, L. and Albin, S.L. "On-line monitoring when the process Yields a linear profile", *Journal of Quality Technology*, **32**(4), pp. 418-426 (2000).
2. Walker, E. and Wright, S. "Comparing curves using additive models", *Journal of Quality Technology*, **34**(1), pp. 118-129 (2002).
3. Amiri, A., Jensen, W.A., and Kazemzadeh, R.B. "A case study on monitoring polynomial profiles in the automotive industry", *Quality and Reliability Engineering International*, **26**(5), pp. 509-520 (2010).
4. Woodall, W.H., Spitzner, D.J., Montgomery, D.C. and Gupta, S. "Using control charts to monitor process and product profiles", *Journal of Quality Technology*, **36**(3), pp. 309-320 (2004).
5. Amiri, A., Saghaei, A., Mohseni, M. and Zerehsaz, Y. "Diagnosis aids in multivariate multiple linear regression profiles monitoring", *Communications in Statistics-Theory and Methods*, **43**(14), pp.3057-3079 (2014).
6. Amiri, A. and Moein, E. "Some notes on diagnostic procedures in simple and multiple linear regression profiles monitoring", *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, **42**(5), pp. 981-1002 (2013).
7. Mahmoud, M.A. "Phase I analysis of multiple linear regression profiles", *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, **37**(10), pp. 2106-2130 (2008).
8. Kazemzadeh, R.B., Noorossana, R. and Amiri, A. "Phase I monitoring of polynomial profiles", *Communications in Statistics, Theory and Methods*, **37**(10), pp. 1671-1686 (2008).
9. Kazemzadeh, R.B., Noorossana, R. and Amiri, A. "Monitoring polynomial profiles in quality control applications", *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, **42**(7), pp. 703-712 (2009).
10. 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 (2011).
11. Yeh, A.B., Huwang, L. and Li, Y.M. "Profile monitoring for a binary response", *IIE Transactions*, **41**(11), pp. 931-941 (2009).
12. Shang, Y., Tsung, F. and Zou, C. "Profile monitoring with binary data and random predictors", *Journal of Quality Technology*, **43**(3), pp. 196-208 (2011).
13. Chou , S.H., Chang, S.I., and Tsai, T.R. "On monitoring of multiple non-linear profiles", *International Journal of Production Research*, **52**(11), pp.3024-3029 (2014).
14. Paynabar, K., Jin, J. and Pacella, M. "Monitoring and diagnosis of multichannel nonlinear profiles using uncorrelated multilinear principal component analysis ", *45*(11), pp.1235-1247 (2013).
15. Mahmoud, M.A. and Woodall, W.H. "Phase I analysis of linear profiles with calibration application", *Technometrics*, **46**(4), pp. 380-391 (2004).
16. Kim, K.A., Mahmoud, M.A. and Woodall, W.H. "On the monitoring of linear profiles", *Journal of Quality Technology*, **35**(3), pp. 317-328 (2003).
17. Mahmoud, M.A., Parker, P.A., Woodall, W.H. and Hawkins, D.M. "A change point method for linear profile data", *Quality and Reliability Engineering International*, **23**(2), pp. 247-268 (2007).
18. Saghaei, A., Mehrjoo, M. and Amiri, A. "A CUSUM-based method for monitoring simple linear profiles", *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, **45**(11), pp. 1252-1260 (2009).
19. Mahmoud, M.A. "The performance of phase II simple linear profile approaches when parameters are estimated", *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, **41**(10), pp. 1816-1833 (2012).
20. Noorossana, R., Saghaei, A. and Amiri, A., *Statistical Analysis of Profile Monitoring*, John Wiley and Sons, Inc., Edited book (2011).
21. Eyyazian, M., Noorossana, R., Saghaei, A. and Amiri, A. "Phase II monitoring of multivariate multiple linear regression profiles", *Quality and Reliability Engineering International*, **27**(3), pp. 281-296 (2011).

22. Noorossana, R., Eyvazian, M., Amiri, A. and Mahmoud, M.A. "Statistical monitoring of multivariate multiple linear regression profiles in phase I with calibration application", *Quality and Reliability Engineering International*, **26**(3), pp. 291-303 (2010).
23. Zou, C., Ning, X. and Tsung, F. "Lasso-based multivariate linear profile monitoring", *Annals of Operations Research*, **192**(1), pp. 3-19 (2012).
24. Noorossana, R., Niaki, S.T.A. and Ershadi, M.J. "Economic and economic-statistical designs of phase II profile monitoring", *Quality and Reliability Engineering International*, **30**(5), pp.645-655 (2014).
25. Duncan, A.J. "The economic design of  $\bar{x}$ -charts used to maintain current control of a process", *Journal of the American Statistical Association*, **51**(274), pp. 228-242 (1956).
26. Lorenzen, T.J. and Vance, L.C. "The economic design of control charts: A unified approach", *Technometrics*, **28**(1), pp. 3-10 (1986).
27. Crowder, S.V. and Hamilton, M.D. "An EWMA for monitoring a process standard deviation", *Journal of Quality Technology*, **24**(1), pp. 12-21 (1992).
28. Lucas, J.M. and Saccucci, M.S. "Exponentially weighted moving average control schemes: Properties and enhancements", *Technometrics*, **32**(1), pp. 1-12 (1990).
29. Dogan, A.S. and Herbert, M. "Joint economic design of EWMA control charts for mean and variance", *European Journal of Operational Research*, **184**(1), pp.157-168 (2008).
30. Faraz, A., Kazemzadeh, R.B., Parsian, A. and Moghadam M.B. "On the advantages of economically designed the hotelling's  $T^2$  control chart with variable sample sizes and sampling intervals", *46*(1), pp. 39-53 (2012).
31. Nil, N., Kraleti, S.R. and Kambagowni, V.S. Optimal design of X-control chart with Pareto in-control times", *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, **48**(9), pp. 829-837 (2010).
32. Lin, H.H., Chou, C.Y. and Lai, W.T. "Economic design of variable sampling intervals X charts with A&L switching rule using genetic algorithms", *Expert System with Applications*, **36**(2), pp. 3048-3055 (2009).