

پایش پروفایل‌های خطی ساده با استفاده از نمودارهای کنترل تطبیقی T^2 در فاز ۲

رضا بودران‌کاظم‌زاده* (دانشیار)

دانشکده‌ی فنی و مهندسی، دانشگاه تربیت مدرس

امیرحسین امیری (استادیار)

گروه مهندسی صنایع، دانشگاه شاهد

بهنوش کوهستانی (کارشناس ارشد)

دانشکده‌ی فنی و مهندسی، دانشگاه تربیت مدرس

پایش پروفایل‌ها یکی از موضوع‌های نوین تحقیقاتی در حوزه‌ی کنترل فرایند آماری است. در پیشتر مقالات موجود در زمینه‌ی ادبیات پایش پروفایل‌ها از نمودارهایی استفاده می‌شود که در آنها نخ نمونه‌گیری از فرایند ثابت است. این نمودارها علی‌رغم مزیت‌های زیاد، نسبت به تعییرات کوچک و متوسط در فرایند حساس نیستند. برای چیرگی بر این کاستی، استفاده از نمودارهای تطبیقی منطقی به نظر می‌رسد. این نمودارها قادرند با متغیر کردن یک یا چند پارامتر نمونه‌گیری در طول مدت فرایند، تعییرات فرایند را با سرعت بالاتری کشف کنند. در این نوشته چهار نمودار کنترل تطبیقی براساس نمودار چندمتغیره T^2 برای پایش پروفایل‌های خطی ساده مورد بررسی قرار گرفته و عملکرد آنها با استفاده از معیار متوسط زمان هشدار را یکدیگر مقایسه می‌شود. برای محاسبه‌ی معیار مقایسه از زنجیره‌ی مارکوف استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان‌گر عملکرد بهتر نمودارهای تطبیقی در مقایسه با نمودار T^2 با نخ ثابت در تمام شیفت‌های است.

rkazem@modares.ac.ir
amiri@shahed.ac.ir
b.kouhestani@modares.ac.ir

وازگان کلیدی: کنترل فرایند آماری، پایش پروفایل‌ها، نمودار کنترل تطبیقی، نمودار T^2 هشدارنگ.

۱. مقدمه

رابطه‌ی بین یک متغیر پاسخ و یک یا چند متغیر مستقل توصیف می‌شود. محققین این رابطه را پروفایل، اثر^۱ یا موج^۲ نامیده‌اند. پروفایل‌ها را می‌توان براساس نوع رابطه به انواع پروفایل‌های خطی — شامل خطی ساده، خطی چندگانه، خطی چندمتغیره، خطی چندجمله‌ی — و نیز سایر پروفایل‌های غیرخطی، اسپلیان، موجی شکل و ... با روابط پیچیده‌تر تقسیم کرد.

در طول سالیان اخیر، پایش پروفایل‌ها و بهویژه پروفایل‌های خطی ساده مورد توجه بسیاری از محققین بوده است. در این پروفایل، یک رابطه‌ی خطی ساده بین متغیر پاسخ و یک متغیر مستقل وجود دارد. از طرفی، تحقیقات مرتبط با پایش پروفایل‌ها به تفکیک دو فاز صورت می‌گیرد. روش‌های آماری مختلفی برای هر یک از این دو فاز مناسب است و برای هر یک معیارهای آماری متفاوت وجود دارد.

در فاز ۱ پروفایل‌های خطی ساده تاکنون تحقیقات زیادی صورت گرفته است.^[۱-۲] در فاز ۱، مجموعه‌ی از داده‌ها از گذشته در دسترس است که هدف آن کسب اطلاعات در مورد پراکنده‌ی فرایند در طول زمان، ارزیابی پایداری فرایند و برآورد پارامترهای مدل در فرایند تحت کنترل است. در روش‌های مربوط به این فاز، مقدار ثابتی برای احتمال خطای نوع ۱ منظور می‌شود و پس از محاسبه‌ی حدود کنترل،

امروزه کیفیت نقش بسیار مهمی در موفقیت و کامیابی سازمان‌های تولیدی و خدماتی ایفا می‌کند. تعاریف مختلفی از کیفیت بیان شده که در یکی از جدیدترین آنها، کیفیت را معکوس متناسب با میزان تعییر پذیری تعریف کرده‌اند.^[۱] این تعریف جدید نشان می‌دهد که کاهش میزان تعییر پذیری در مشخصه‌های کیفی، یکی از اصلی‌ترین نگرانی‌های موجود در این حوزه است. در میان ابزارها و روش‌های متفاوت موجود برای بهبود کیفیت و کاهش تعییر پذیری، کنترل فرایند آماری (SPC)^۱ و نمودار کنترل — به عنوان یکی از ابزارهای آن — یکی از مهم‌ترین تکنیک‌هایی است که می‌توان از آن بهره‌ی مؤثر گرفت. نمودار کنترل ابزار مفیدی است که با استفاده از آن می‌توان نتایج اندازه‌گیری‌های مربوط به مشخصه‌ی کیفی را با هدف ایجاد تمایز میان تعییرات تصادفی و تعییرات معنادار رسم کرد.

در پیشتر تحقیقات انجام شده در این حوزه، فرض می‌شود که کیفیت محصول با فرایند به وسیله‌ی توزیع یک مشخصه‌ی کیفی یا به طور همزمان چند مشخصه‌ی کیفی توصیف و به کمک نمودارهای کنترل تک متغیره یا چند متغیره تحت کنترل قرار می‌گیرد. با این حال در بسیاری از کاربردها، کیفیت محصول یا عملکرد فرایند به وسیله‌ی

* نویسنده مسئول

تاریخ: دریافت ۱۶/۰۲/۱۳۹۲، اصلاحیه ۷/۰۶/۱۳۹۲، پذیرش ۳/۰۷/۱۳۹۲.

با فرض وجود شیب و عرض از مبدأ به عنوان دو مشخصه‌ی اصلی در پایش یک رابطه‌ی رگرسیون خطی ساده، از نمودار T^* می‌توان برای پایش پروفایل خطی ساده استفاده کرد.^[۱] در این صورت، در هر مرحله از نمونه‌گیری با n_j زوج داده به صورت هشدار اندازه‌گیری می‌شود. در ادیبات، روش‌های مقاومتی برای پایش پروفایل‌های خطی ساده در فاز ۲ پیشنهاد شده است.^[۱۱-۱۵،۲] اطلاعات بیشتر درخصوص متغیر پاسخ و متغیر مستقل چنین فرض می‌شود:

$$Y_{ij} = A_0 + A_1 X_i + \varepsilon_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, n_j \quad (1)$$

به طوری که ε_{ij} ، متغیر تصادفی مستقل نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. در فاز ۲ مقادیر پارامترهای A_0 ، A_1 و σ^2 معلوم فرض می‌شود و با استفاده از روش حداقل مربعات، به‌کمک روابط ۲ و ۳ محاسبه می‌شوند.

$$a_{0j} = \bar{y}_j - a_{1j} \bar{x}_j, \quad a_{1j} = \frac{s_{xy(j)}}{s_{xx(j)}} \quad (2)$$

$S_{xy(j)} = \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_j) y_{ij}$ ، $\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}$ ، $\bar{y}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}$ که در آن $S_{xx(j)} = \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ است.

$$MSE_j = \frac{SSE_j}{n_j - 2} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} e_{ij}^2}{n_j - 2} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - a_{0j} - a_{1j} x_{ij})^2}{n_j - 2} \quad i = 1, 2, \dots, n_j \quad (3)$$

برآورده‌کننده‌های a_{0j} و a_{1j} دارای توزیع نرمال با میانگین‌های A_0 و A_1 هستند و واریانس‌های آنها عبارت است از:

$$\sigma_{0j}^2 = \sigma^2 \left(\frac{1}{n_j} + \frac{\bar{x}_j^2}{s_{xx(j)}} \right), \quad \sigma_{1j}^2 = \frac{\sigma^2}{s_{xx(j)}} \quad (4)$$

افزون براین، a_{0j} و a_{1j} مستقل از یکدیگر نیستند و کواریانس آنها عبارت است از:

$$\sigma_{01j}^2 = -\sigma^2 \frac{\bar{x}_j}{s_{xx(j)}} \quad (5)$$

حال اگر برای نمونه‌ی زام، شیب و عرض از مبدأ نمونه‌ی در رابطه‌ی ۲ را با بردار $T^*(z_j, a_{0j}, a_{1j}) = z_j$ نشان دهیم، امید ریاضی (U) و ماتریس واریانس - کواریانس (Σ) بردار z_j عبارت‌اند از:

$$\mathbf{U} = (A_0, A_1), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{00}^2 & \sigma_{01}^2 \\ \sigma_{10}^2 & \sigma_{11}^2 \end{pmatrix} \quad (6)$$

با این تعاریف، آماره‌ی T^* چنین تعریف می‌شود:

$$T_j^* = (\mathbf{z}_j - \mathbf{U})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{z}_j - \mathbf{U}) \quad (7)$$

همچنین با در نظر گرفتن شیب و عرض از مبدأ به عنوان دو مشخصه‌ی کیفی در این حالت، حد کنترل بالا نمودار از رابطه‌ی $UCL = \chi^2_{\alpha, \alpha} + A_1 + \beta \sigma$ به دست می‌آید. اگر فرض کنیم در حالت خارج از کنترل، عرض از مبدأ از $A_0 + \lambda \sigma$ و شیب از $A_1 + \beta \sigma$ به شیفت پیدا کند، پارامتر غیرمرکزی از رابطه‌ی λ به دست می‌آید.

$$\tau = (\lambda + \beta \bar{x})^2 n + \beta^2 S_{xx} \quad (8)$$

در مطالعات صورت گرفته همه‌ی n_j ‌ها یکسان و برابر با n فرض می‌شوند. در حالت عادی نیز فواصل نمونه‌گیری‌ها ثابت و برابر با t است. لذا می‌توان گفت

برای مقایسه‌ی عملکرد آماری نمودارهای کنترل استفاده می‌کنند. اما هدف از فاز ۲، کشف سریع شیفت و روند در پارامترهای مدل براساس مقادیر طراحی شده در فاز ۱ است. این موضوع عمولاً به وسیله‌ی معیارهای متوسط طول دنباله و متوسط زمان هشدار اندازه‌گیری می‌شود. در ادیبات، روش‌های مقاومتی برای پایش پروفایل‌های خطی ساده در فاز ۲ پیشنهاد شده است.^[۱۱-۱۵،۲] اطلاعات بیشتر درخصوص روش‌های پایش انواع دیگر پروفایل‌ها نیز موجود است.^[۱۲]

در چند دهه‌ی اخیر برای بهبود نمودارهای کنترل به منظور افزایش سرعت کشف انحرافات کوچک تا بزرگ، روش‌های مختلف ارائه شده که یکی از آنها استفاده از نمودارهای کنترل تطبیقی است. نمودار کنترل تطبیقی، نموداری است که دست کم یکی از پارامترهای آن، یعنی اندازه نمونه در هر بار نمونه‌گیری، فاصله‌ی زمانی بین نمونه‌ها و ضریب حدود کنترل، در طول زمان متغیر باشد. «تطابق‌پذیری» ویزگی است که به نمودارهای مختلف برای بهبود کارایی آنها اضافه می‌شود و کارایی آنها را نسبت به نمودارهای استاندارد، با شناسایی سریع تر تغییرات رخ داده در فایند افزایش می‌دهد. در نمودارهای تطبیقی حدود هشداری روی نمودار کنترل رسم شده و آن را به چندین ناحیه تقسیم می‌کند. در این نمودارها برای تعیین پارامترهای مورد نظر در نمونه‌ی بعدی، از مقدار آماره‌ی محاسبه شده کنونی استفاده می‌شود. از مهم‌ترین انواع نمودارهای تطبیقی می‌توان به نمودار با اندازه نمونه‌ی متغیر (VSS)، نمودار با فواصل نمونه‌گیری متغیر (VSI) و نمودار با اندازه نمونه و فواصل نمونه‌گیری متغیر ($VSSI$) اشاره کرد.

تحقیقات زیادی در رابطه با استفاده از روش‌های تطبیقی در نمودارهای کنترل مرسوم صورت گرفته که از آن جمله می‌توان به نمودارهای تطبیقی \bar{X} ^[۱۳] و نیز نمودارهای VSS ، $CUSUM$ ^[۱۴]، $VSICUSUM$ ^[۱۵]، $VSI T$ ^[۱۶] و $VSI EWMA$ ^[۱۷] اشاره کرد. علی‌رغم تحقیقات زیاد انجام شده در این زمینه، حجم مطالعات صورت گرفته در زمینه‌ی پایش پروفایل‌های خطی با استفاده از نمودارهای تطبیقی زیاد نیست و از میان آنها، در سه مقاله از نمودار تطبیقی VSI استفاده شده.^[۱۸-۲۰] و یکی از آنها نیز به تطبیقی کردن ضریب هموارسازی در روش $EWMA_2$ پرداخته است.^[۲۱] با توجه به عملکرد مؤثر روش‌های تطبیقی در افزایش سرعت شناسایی تغییرات در نمودارهای مرسوم، می‌توان این روش‌ها را در پروفایل‌ها برای رسیدن به نتایج مشابه به کار بست. هدف اصلی در این مطالعه، ارائه نمودارهای تطبیقی براساس نمودار T^* برای پایش پروفایل خطی ساده در فاز ۲ است.

ساختار مقاله بدين صورت است که در بخش ۲ نمودار T^* ارائه شده در پایش پروفایل‌های خطی ساده توضیح داده می‌شود. سپس در بخش ۳ به ارائه روش‌های تطبیقی پرداخته می‌شود. در بخش ۴ نحوه محاسبه‌ی شاخص عملکرد به‌کمک زنجیره‌ی مارکوف شرح داده می‌شود. بخش ۵ و ۶ نیز به ترتیب به ارائه مثال عددی و مقایسه روش‌ها و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. نمودار T^*

یکی از رایج‌ترین روش‌های آماری موجود برای پایش همزمان چند مشخصه‌ی کیفی، استفاده از نمودار کنترل T^* هتینگ است که در حقیقت تعمیمی از نمودار کنترل شوهرارت از حالت تک متغیره به چند متغیره است.^[۲۲] نمودار T^* به دلیل سادگی و البته عملکرد آماری مناسب، منجر به توسعه‌ی نرم‌افزارهایی برای استفاده از این نمودار شده است.

$$b_1 = \frac{P(\chi_p^r < w)}{P(\chi_p^r < UCL)} \quad (11)$$

مقدار b_1 از رابطه‌ی ۱۱ محاسبه می‌شود.

هنگامی که فرایند در شرایط تحت کنترل آماری به سر می‌برد، مقدار ARL به اندازه نمونه وابسته نیست، زیرا توزیع T_j^r که از توزیع مرربع کا پیروی می‌کند به مقدار n بستگی ندارد، در حالی که در شرایط خارج از کنترل توزیع T_j^r که از توزیع مرربع کا گیری مرکزی پیروی می‌کند به اندازه نمونه وابسته است. بنابراین با برقرار بودن رابطه‌ی ۱۰ و داشتن یک α مشخص، مطمئن خواهیم بود که دو روش در حالت تحت کنترل شرایط کاملاً یکسانی دارند و بنابراین می‌توان آنها را براساس ARL خارج از کنترل با هم مقایسه کرد.

۲.۳. طراحی نمودار $VSI T^r$

با فرض این که در نمودار T^r ، فاصله‌ی ثابت میان دو نمونه‌گیری t باشد، در طراحی این نمودار از دو فاصله نمونه‌گیری طولانی تر (lt) و کوتاه‌تر (st) ($< s < t$) استفاده می‌شود. حد هشدار $w < UCL$ ($w < UCL$) نیز به عنوان معیاری برای تعیین فاصله نمونه‌گیری بعدی به کار می‌رود.

به طور کلی فاصله نمونه‌گیری در مرحله‌ی $1 + z$ به مقدار آماره نمونه‌ی در مرحله j (T_j^r) وابسته است. اگر $w < T_j^r$ باشد، آنگاه نمونه‌ی بعدی در lt واحد زمانی بعد و اگر $w < UCL < T_j^r$ باشد، نمونه‌ی بعدی در st واحد زمانی بعد گرفته خواهد شد. بنابراین نمودار T^r با فاصله‌ی نمونه‌گیری متغیر تعریف می‌شود:

$$t_{j+1} = \begin{cases} lt. & \text{if } T_j^r \leq w \\ st. & \text{if } w < T_j^r < UCL \end{cases} \quad (12)$$

فرایند زمانی خارج از کنترل شناخته می‌شود که $w > UCL$ باشد. انتخاب مقادیر l و s چنان است که در شرایط تحت کنترل همواره رابطه‌ی ۱۳ برقرار باشد:

$$(lt) b_1 + (st) b_2 = t. \quad (13)$$

که با ساده‌سازی داریم:

$$lb_1 + sb_2 = 1, \quad b_1 + b_2 = 1 \quad (14)$$

در رابطه‌ی ۱۴، b_1 احتمال تجمعی زیر حد هشدار w است که از رابطه‌ی ۱۱ محاسبه می‌شود. برقرار بودن رابطه‌ی ۱۴ که نشان‌گر نزخ نمونه‌گیری یکسان در دو روش در حالت تحت کنترل است به همراه ATS یکسان، تضمین می‌کند که هر دو روش در حالت تحت کنترل شرایط کاملاً یکسانی دارند و بنابراین می‌توان آنها را بر حسب ATS خارج از کنترل با هم مقایسه کرد.

۳.۳. طراحی نمودار $VSSI T^r$

با فرض این که در نمودار T^r ، اندازه نمونه‌ی ثابت n ، در فواصل زمانی lt گرفته می‌شود، در طراحی این نمودار از دو اندازه نمونه‌ی n_1 و n_2 و دو فاصله نمونه‌گیری st استفاده می‌شود، به طوری که $n_2 < n_1 < n$ و $lt < st$. حد هشدار $w < UCL$ ($w < UCL$) نیز به عنوان معیاری برای تعیین اندازه نمونه و فاصله نمونه‌گیری بعدی به کار می‌رود.

اگرچه می‌توان از دو حد هشدار جداگانه، یکی برای تعیین اندازه نمونه و دیگری برای تعیین فاصله نمونه‌گیری بعدی استفاده کرد، به منظور حفظ سادگی نمودار تنها از

در این روش از یک نمودار کنترل با نزخ نمونه‌گیری ثابت FSR در تشخیص شیفت‌های بزرگ نشان می‌دهد، در تشخیص شیفت‌های کوچک و متوسط بر حسب معیار متوسط طول دنباله k کارایی نسبتاً ضعیفی دارد.

۳. روش‌های مورد بررسی

در تحقیقات صورت گرفته بر نمودار T^r ، نشان داده شده است که شناسایی تغییرات کوچک و متوسط ایجاد شده در پارامترهای فرایند با استفاده از نمودارهای کنترل تطبیقی بسیار سریع‌تر انجام می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود استفاده از این تکنیک‌ها در پایش پروفایل‌ها نیز با نتایج خوبی همراه باشد. در این مطالعه، چهار روش تطبیقی برای نمودار T^r ، مورد بررسی قرار گرفته و عملکرد آنها با استفاده از زنجیره‌ی مارکوف و مقایسه‌ی متوسط زمان هشدار مورد بررسی قرار گرفته است. در پایش پروفایل‌ها دو مفهوم برای اندازه نمونه وجود دارد:

۱. تعداد سطوح نمونه‌برداری شده در هر پروفایل، یا به عبارتی تعداد سطوح متغیر مستقل X :

۲. تعداد نمونه‌های در نظر گرفته شده برای هر سطح در هر بار نمونه‌گیری.

در این مقاله از تعریف اول برای نمودارهای تطبیقی با اندازه نمونه‌ی متغیر استفاده شده است. به عبارت دیگر در بیشتر مثال‌های موجود در ادبیات و نیز مدل‌های استاندارد استفاده شده در این تحقیق، تعداد سطوح X ثابت و برابر با ۴ است که در نمودارهای تطبیقی VSS به متغیر کردن این سطوح می‌پردازیم.

۱.۳. طراحی نمودار $VSS T^r$

با فرض این که در نمودار T^r استاندارد از اندازه نمونه‌ی ثابت n استفاده شود، در طراحی این نمودار دو اندازه نمونه‌ی n_1 و n_2 به کار می‌رود به‌گونه‌ی که $n_1 < n < n_2$. از حد هشدار $w < UCL$ ($w < UCL$) نیز به عنوان معیاری برای تعیین اندازه نمونه‌ی بعدی استفاده می‌شود.

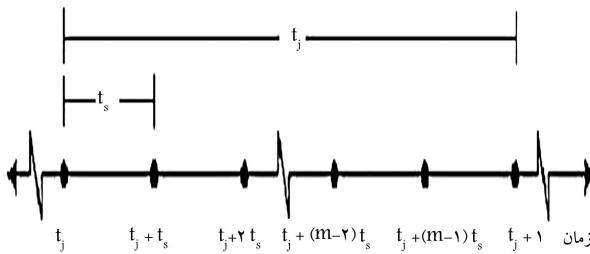
به طور کلی اندازه‌ی نمونه در نمونه‌گیری مرحله‌ی $1 + z$ به مقدار آماره نمونه‌ی در مرحله j (T_j^r) وابسته است. اگر $w < T_j^r < UCL$ ($w < T_j^r < UCL$) باشد، آنگاه اندازه نمونه در بعدی n_2 خواهد بود. بنابراین اندازه نمونه در نمودار با اندازه نمونه‌ی متغیر چنین تعریف می‌شود:

$$n_{j+1} = \begin{cases} n_1 & \text{if } T_j^r < w \\ n_2 & \text{if } w < T_j^r < UCL \end{cases} \quad (9)$$

این فرایند زمانی خارج از کنترل شناخته می‌شود که $T_j^r > UCL$ ($T_j^r > UCL$) مقادیر n_1 و n_2 به همراه w چنان انتخاب می‌شود که متوسط نزخ نمونه‌گیری در حالت تحت کنترل برابر با n (اندازه نمونه در حالت ثابت) باشد. به عبارت دیگر:

$$b_1 n_1 + b_2 n_2 = n, \quad b_1 + b_2 = 1 \quad (10)$$

در رابطه‌ی ۱۰، b_1 احتمال تجمعی زیر حد هشدار w است. این احتمال نشان‌دهنده‌ی درصد موقوعی است که در شرایط تحت کنترل، آماره در ناحیه‌ی مرکزی قرار می‌گیرد.



شکل ۱. طرح نمونه‌گیری در روش VSIFT

نمونه‌ی بعدی، t_f واحد زمانی بعد گرفته می‌شود. اگر نمونه‌یی در یکی از فواصل میانی گرفته شود و آماره در ناحیه مرکزی قرار بگیرد، آنگاه نمونه‌ی بعدی در اولین زمان ثابت بعدی گرفته خواهد شد. طرح نمونه‌گیری این روش در شکل ۱ نشان داده شده است.^[۱۸]

با این توضیحات می‌توان گفت زمان نمونه‌گیری در این روش به مقدار T_j^* وابسته است. در صورتی که مقدار آماره در ناحیه مرکزی قرار گیرد ($T_j^* < w$)، نمونه بعدی در اولین زمان ثابت بعدی گرفته خواهد شد. در غیر این صورت اگر مقدار آماره در ناحیه هشدار قرار گیرد ($w < T_j^*$)، نمونه بعدی در t_s واحد زمانی بعد گرفته می‌شود. قرار گرفتن آماره در ناحیه اقدام ($T_j^* > UCL$) نیز به معنای خروج فرایند از حالت تحت کنترل است.

۴. محاسبه معیار عملکرد ATS با استفاده از زنجیره‌ی مارکوف

دو معیار متوسط طول دنباله (ARL) و متوسط زمان هشدار (ATS) از مهم‌ترین و مؤثرین معیارهای مورد استفاده در مقایسه نمودارهای کنترل هستند. هنگامی که فرایند در شرایط تحت کنترل آماری به سرمهی برداشته شود، بزرگ‌تر مطلوب‌تر است، در حالی که در شرایط خارج از کنترل، ATS ARL و ATS کوچک‌تر که به معنای تشخیص سریعتر انحراف در فرایند است مطلوب‌تر خواهد بود. از آنجایی که در نمودارهای کنترل با فواصل نمونه‌گیری متغیر شاخص ARL نمی‌تواند مناسب باشد، زیرا در این حالت تأثیر ممکن است ARL نیست، ما به منظور مقایسه روش‌های ارائه شده با یکدیگر از شاخص ATS استفاده می‌کنیم که اساس محاسبه آن را زنجیره مارکوف تشکیل می‌دهد.

به منظور محاسبه ATS با استفاده از زنجیره‌ی مارکوف، ۳ حالت قابل تعریف است:

۱. حالتی که نشان‌دهنده‌ی $w < T_j^*$ است.

۲. حالتی که نشان‌دهنده‌ی $UCL < T_j^* < w$ است.

۳. حالتی که نشان‌دهنده‌ی $T_j^* > UCL$ است و یک حالت جاذب^۶ محسوب می‌شود.

حال با توجه به حالات تعریف شده، ماتریس احتمالات گذار به ازای میران شیفت d چنین تعریف می‌شود:

$$\mathbf{P}_d = \begin{pmatrix} p_{1,1}^d & p_{1,2}^d & p_{1,3}^d \\ p_{2,1}^d & p_{2,2}^d & p_{2,3}^d \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

یک حد هشدار (w) استفاده می‌کنیم. به طور کلی اندازه نمونه و فاصله‌ی نمونه‌گیری در مرحله‌ی $j + 1$ زام به مقدار آماره‌ی نمونه‌ی در مرحله‌ی j (T_j^*) وابسته است. اگر $w < T_j^*$ ، آنگاه نمونه بعدی با اندازه n_1 و در lt واحد زمانی بعد، و اگر $w < UCL < T_j^*$ باشد نمونه بعدی با اندازه n_2 و در st واحد زمانی بعد گرفته خواهد شد. بنابراین نمودار T^* با اندازه و فاصله‌ی نمونه‌گیری متغیر چنین تعريف می‌شود:

$$(n_{j+1}, t_{j+1}) = \begin{cases} (n_1, lt.) & \text{if } T_j^* \leq w \\ (n_2, st.) & \text{if } w < T_j^* < UCL \end{cases} \quad (15)$$

فرایند زمانی خارج از کنترل شناخته می‌شود که $T_j^* > UCL$ باشد. علاوه برای اطمینان از یکسان بودن شرایط مقایسه‌ی دو نمودار در حالت تحت کنترل لازم است همواره رابطه‌های ۱۶ و ۱۷ برقرار باشد:

$$E(n(T_{j+1}) | T_j^* < UCL; \tau = 0) = n. \quad (16)$$

$$E(t(T_{j+1}) | T_j^* < UCL; \tau = 0) = t. \quad (17)$$

با سبک این روابط خواهیم داشت:

$$b_1 n_1 + b_2 n_2 = n.$$

$$lb_1 + sb_2 = 1$$

$$b_1 + b_2 = 1 \quad (18)$$

در رابطه‌ی ۱۸، b_1 احتمال تجمعی زیر حد هشدار w است که از رابطه‌ی ۱۱ محاسبه می‌شود. برقرار بودن رابطه‌ی ۱۸ که نشان از نیزه نمونه‌گیری یکسان در دو روش در حالت تحت کنترل دارد، به همراه ATS یکسان تضمین می‌کند که هر دو روش در حالت تحت کنترل شرایط کاملاً یکسانی دارند و بنابراین می‌توان آنها را بر حسب ATS خارج از کنترل با هم مقایسه کرد.

۴.۳. طراحی نمودار T^*

در این روش که در حقیقت نوعی از نمودارهای با فواصل نمونه‌گیری متغیر است، علاوه بر نمونه‌گیری در فواصل زمانی ثابت، می‌توان در صورت مشاهده شواهدی مبنی بر خروج فرایند از حالت تحت کنترل، از نمونه‌های اضافی میان دو نمونه‌گیری ثابت نیز استفاده کرد.

در نمودارهای انطباقی VSI و VSSI زمان گرفتن نمونه‌ی بعدی به محل استقرار آماره‌ی نمونه‌یی فعلی بستگی دارد و لذا از پیش قابل پیش‌بینی نیست. از نقطه نظر اجرایی، این تغییرپذیری در فواصل نمونه‌گیری ممکن است به ناراحتی و آشفتگی منجر شود.^[۱۹] این نمودار اولین بار برای نمودارهای کنترل تک متغیره پیشنهاد،^[۲۰] و سپس برای نمودار T^* بسط داده شد.^[۲۱]

در طراحی این نمودار تا زمانی که دلیلی برای خروج فرایند از حالت تحت کنترل وجود ندارد، نمونه‌ها در فواصل زمانی ثابت t گرفته می‌شوند. با این حال اگر آماره‌ی نمونه‌یی در ناحیه هشدار قرار بگیرد لازم است در فاصله‌ی بین دو نمونه‌گیری ثابت، نمونه‌های اضافی دیگری نیز گرفته شود. به همین منظور فرض کنید فاصله‌ی t_f به m فاصله با طول یکسان t_s تقسیم شود. در این صورت زمان‌های نمونه‌گیری ممکن در فاصله‌ی زمانی t_f عبارت‌اند از: $(t_s, \dots, 3t_s, 2t_s, t_s, m - 1)(t_s)$. بنابراین اگر نمونه‌یی در زمان ثابت گرفته شود و آماره در ناحیه مرکزی قرار بگیرد، آنگاه

رابطه‌ی ۲۰، در نمودار VSI استفاده از رابطه‌ی ۲۱ و در نمودار $VSSI$ استفاده‌ی دلخواه از یکی از دو رابطه‌ی ۲۰ و ۲۱ پیشنهاد می‌شود.

$$w = F^{-1}\left[\left(\frac{n_1 - n_0}{n_1 - n_1}\right)F(UCL, p), p\right] \quad (20)$$

$$w = F^{-1}\left[\left(\frac{1-l}{l-s}\right)F(UCL, p), p\right] (0 < s < 1 < l) \quad (21)$$

در این روابط $F(x; p) = P(\chi_p^r \leq x)$ تابع توزیع تجمعی مرتع کای مرکزی با p درجه آزادی و F^{-1} معکوس آن است. نحوه محاسبه‌ی ATS ، در نمودار $VSIFT$ نیز با انک تغییراتی به روش فوق قابل محاسبه است.^[۲۵] فرض کنید که فاصله‌ی بین دو نمونه‌گیری ثابت (t_f)، را به m فاصله‌ی یکسان با طول t_s تقسیم کنیم؛ بنابراین داریم:

$$t_f = t_s/m \quad (22)$$

با این کار $1 + 2m + 1$ حالت در مدل زنجیره‌ی مارکوف وجود خواهد داشت که می‌توان آنها را به سه گروه تقسیم کرد:

-- حالت ۱ تا m ؛ و آن نشان‌گر حالتی است که آماره در ناحیه‌ی مرکزی قرار می‌گیرد ($w < T_j^r$) و نمونه‌ی بعدی در اویین زمان ثابت بعدی گرفته می‌شود.

-- حالت $1 + m + 1$ تا $2m + 1$ و آن نشان‌گر حالتی است که آماره در ناحیه‌ی هشدار قرار می‌گیرد ($T_j^r < UCL < w$) و نمونه‌ی بعدی در t_s واحد زمانی بعد گرفته می‌شود.

-- حالت $1 + 2m + 1$ و آن حالت جاذبی است که در آن آماره در ناحیه‌ی اقدام قرار می‌گیرد ($T_j^r > UCL$). در این حالت فرایند خارج از کنترل در نظر گرفته می‌شود.

براساس تعریف حالات ارائه شده در بالا، ماتریس احتمالات گذارکه در آن سطر و ستون مربوط به حالت جاذب حذف شده است در ادامه آورده شده است: در ماتریس \mathbf{Q}_{ij} ، P_{ij} نشان‌دهنده احتمال گذار از حالت i به j است (روابط ۲۳ و ۲۴).

در این ماتریس p_{ij}^d نشان‌دهنده احتمال گذار از حالت i به حالت j به ازای شیفت d در فرایند است. d نیز به صورت $\sqrt{\tau}$ محاسبه می‌شود که قبل از رابطه‌ی ۸ تعریف شده است. در ادامه به عنوان مثال، نحوه محاسبه‌ی $p_{1,2}^d$ که احتمال گذار از حالت ۱ به ۲ به ازای شیفت d است به ترتیب در سه نمودار VSS ، VSI و $VSSI$ بیان شده است.

$$P_{1,2}^d = \Pr(w < T_j^r < UCL | n_1, d) = \Pr(w < \chi_p^r(\tau_1) < UCL)$$

$$P_{1,2}^d = \Pr(w < T_j^r < UCL | l, d) = \Pr(w < \chi_p^r(\tau_0) < UCL)$$

$$P_{1,2}^d = \Pr(w < T_j^r < UCL | n_1, l, d) = \Pr(w < \chi_p^r(\tau_1) < UCL)$$

رابطه‌ی اول، احتمال قرارگرفتن آماره‌ی T_j^r در ناحیه‌ی $[w, UCL]$ در ناحیه‌ی $[n_1, d]$ با فرض استفاده از اندازه‌ی نمونه‌گیری کوچک‌تر (n_1)، رابطه‌ی دوم احتمال قرارگرفتن آماره‌ی T_j^r در ناحیه‌ی $[w, UCL]$ با فرض استفاده از فاصله‌ی نمونه‌گیری طولانی‌تر (l)، و رابطه‌ی سوم احتمال قرارگرفتن آماره‌ی T_j^r در ناحیه‌ی $[w, UCL]$ با فرض استفاده از فاصله‌ی نمونه‌گیری طولانی‌تر (l) و اندازه نمونه‌ی کوچک‌تر (n_1) را نشان می‌دهد. در این روابط $t_s = d/\tau_i$ است. سایر احتمالات نیز به طریق مشابه محاسبه می‌شوند.

در ادامه برای محاسبه‌ی ATS می‌توان از رابطه‌ی ۱۹ استفاده کرد.^[۲۶]

$$ATS(d) = \mathbf{b}(\mathbf{I} - \mathbf{Q}_d)^{-1} \mathbf{t} \quad (23)$$

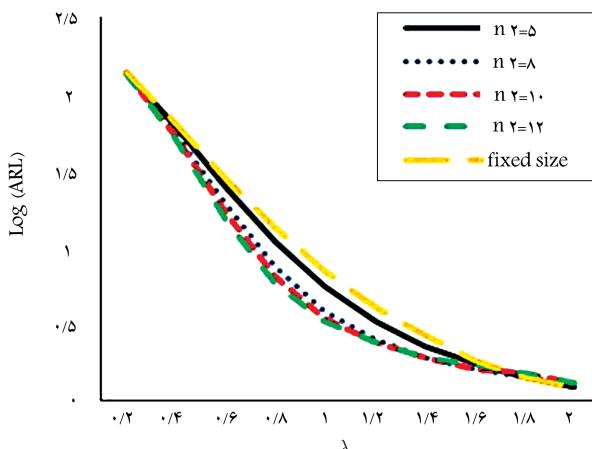
در این رابطه، $(b_1, b_2) = \mathbf{b}$ بردار احتمالات شروع، \mathbf{Q}_d ماتریس احتمالات گذاری است که از حذف سطر و ستون مربوط به حالت جاذب در ماتریس \mathbf{P}_d به دست آمده، \mathbf{t} بردار فاصله نمونه‌گیری، و \mathbf{I} ماتریس همانی مرتبه‌ی ۲ است. یادآور می‌شود که t^T در نمودارهای $l t_{..}$ ، $st_{..}$ و در نمودار VSS برابر با $(l t_{..}, st_{..})$ است.

در نهایت برای محاسبه‌ی حد هشدار w نیز می‌توان برحسب نوع نمودار کنترل، از یکی از روابط ۲۰ و ۲۱ استفاده کرد.^[۲۷] به عبارت دیگر در نمودار VSS استفاده از

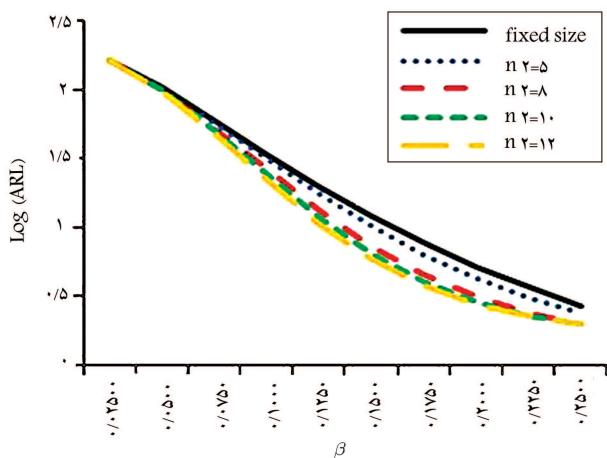
<i>state</i>	۱	۲	۳	...	$m - 1$	m	$m + 1$	$m + 2$	$m + 3$...	$2m - 1$	$2m$
۱	p_{11}	۰	۰	...	۰	۰	p_{12}	۰	۰	...	۰	۰
۲	p_{11}	۰	۰	...	۰	۰	p_{12}	۰	۰	...	۰	۰
۳	p_{11}	۰	۰	...	۰	۰	p_{12}	۰	۰	...	۰	۰
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
$m - 1$	p_{11}	۰	۰	...	۰	۰	p_{12}	۰	۰	...	۰	۰
m	p_{11}	۰	۰	...	۰	۰	p_{12}	۰	۰	...	۰	۰
$m + 1$	۰	p_{21}	۰	...	۰	۰	۰	p_{22}	۰	...	۰	۰
$m + 2$	۰	۰	p_{21}	...	۰	۰	۰	p_{22}	...	۰	۰	۰
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
$2m - 2$	۰	۰	۰	...	p_{21}	۰	۰	۰	۰	...	p_{22}	۰
$2m - 1$	۰	۰	۰	...	۰	p_{21}	۰	۰	۰	...	۰	p_{22}
$2m$	p_{21}	۰	۰	...	۰	۰	p_{22}	۰	۰	...	۰	۰

$$P_{11} = P_{11} = \Pr[\chi_p^r(p, \tau) \leq w] \quad (24)$$

$$P_{12} = P_{12} = \Pr[w < \chi_p^r(p, \tau) \leq UCL] \quad (25)$$



شکل ۲. مقایسه‌ی عملکرد نمودار $VSS T^2$ به‌ازای n_2 های مختلف در شیفت‌های رخداده در عرض از مبدأ از $3 + \lambda\sigma$.



شکل ۳. مقایسه‌ی عملکرد نمودار $VSS T^2$ به‌ازای n_2 های مختلف در شیفت‌های رخداده در شیب از $2 + \beta\sigma$.

فرایند شیفت پیدا می‌کنند، استفاده از این اندازه نمونه بزرگ‌تر سبب تشخیص سریع تر انحراف می‌شود. در بخش بعد و به منظور بررسی عملکرد نمودار T^2 با فواصل نمونه‌گیری متغیر به محاسبه‌ی شاخص ATS در انواع شیفت‌های موجود در فرایند شامل عرض از مبدأ، شیب و انحراف استاندارد — می‌بردازیم. در این مطالعه بدون از دست دادن عمومیت، مقدار t که فاصله‌ی ثابت نمونه‌گیری است برابر با ۱ در نظر گرفته شده است. همچنین مقدار s در نظر گرفته شده برابر l و u عبارت‌اند از: استفاده از این مقدار برای n_2 به مقایسه‌ی عملکرد نمودار $VSS T^2$ به‌ازای شیفت‌های متداول است.

به طور کلی فاصله‌ی نمونه‌گیری کوتاه‌تر (s) باید تا حد ممکن کوچک در نظر گرفته شود. اما در عمل کوتاه‌ترین زمان مورد نیاز برای نمونه‌گیری به فرایند مورد بررسی بستگی دارد. از سوی دیگر مقدار l در تعامل با مقدار s به‌گونه‌یی انتخاب می‌شود که نزد نمونه‌گیری مورد نظر را ایجاد کند.

در جدول ۲ نتایج مربوط به مقایسه‌ی دو نمودار T^2 و $VSI T^2$ به‌ازای شیفت‌های مختلف در پارامترهای فرایند و مقدار مختلف l و s نشان داد شده است. نتایج نشان می‌دهد که نمودار $VSI T^2$ در هر سه پارامتر مورد بررسی و به‌ازای تمامی شیفت‌ها بهتر از T^2 عمل می‌کند.

در روابط ۲۳ و ۲۴، (p, τ) ^۱ نشان‌گر متغیر تصادفی مربع کای غیرمرکزی با درجه آزادی و پارامتر غیرمرکزی $d = \tau$ است. به‌طور مشابه برای محاسبه ATS می‌توان از رابطه‌ی ۱۹ استفاده کرد. در این روش، (b_1, b_2, \dots, b_m) بردار احتمالات شروع، \mathbf{Q}_d ماتریس احتمالات گذاری است که از حذف سطر و ستون مربوط به حالت جاذب در ماتریس \mathbf{Q} به دست آمده است، \mathbf{I} ماتریس همانی مرتبه‌ی $2m$ و $(t_s, (m-1)t_s, (m-2)t_s, \dots, 3t_s, 2t_s, t_s, t_s)$ بردار فواصل نمونه‌گیری است. بدینه‌ی است به‌ازای $d = d$ ، در رابطه‌ی ۱۹ مقدار ATS تحت کنترل محاسبه می‌شود.

۵. مثال عددی و مقایسه‌ی روش‌ها

در این بخش به مقایسه‌ی روش‌های ارائه شده با استفاده از مثال عددی می‌پردازیم و به‌همین منظور از مثال رایج در ادبیات پروفایل‌های خطی ساده که اولین بار توسط کنگ و آلبین^[۱] مطرح شد استفاده می‌کنیم. مدلی که آنها برای شبیه‌سازی به کار بردن پروفایل خطی ساده $y = 3 + 2x + 4$ است که در آن، ε دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ۱ است و مقدار ثابت x عبارت‌اند از $2, 4, 6, 8$ و 10 . بنابراین اندازه نمونه‌ی ثابت در همه‌ی روش‌ها برابر با $n = 4$ است. با توجه به این که برای $2 \leq n \leq 10$ امکان برآورده واریانس وجود ندارد لذا در همه‌ی نمودارهایی که در آن از اندازه نمونه متغیر استفاده شده، اندازه نمونه کوچک‌تر (n_1) برابر با ۳ در نظر گرفته شده است. طراحی نمودارها به‌گونه‌یی است که ATS تحت کنترل همه‌ی روش‌ها برابر با ۲۰۰ باشد.

در مقایسه‌های صورت گرفته، برای محاسبه‌ی شاخص‌های عملکرد نمودارها از زنجیره‌ی مارکوف استفاده شده و همه‌ی نتایج با استفاده از کدنویسی در نرم افزار متلب ۲۰۰۸ به دست آمده است. یادآور می‌شود به‌منظور وضوح منحنی‌های مربوط به ATS روی محور y از لگاریتم آن استفاده شده است. ما در این قسمت با انتخاب ۴ مقدار برای n_2 به مقایسه‌ی عملکرد نمودار $VSS T^2$ به‌ازای شیفت‌های رخداده در عرض از مبدأ و شبیه فرایند پرداخته‌ایم (شکل‌های ۲ و ۳).

بدینه‌ی است که با افزایش n_2 مقادیر ARL کاهش می‌یابد و به‌ازای n_2 بزرگ‌تر این مقادیر به هم نزدیک می‌شوند. به‌همین دلیل ما با انتخاب دو مقدار برای n_2 در جدول ۱، به مقایسه‌ی دو نمودار T^2 و $VSS T^2$ می‌پردازیم. اگرچه نمودار چندمتغیره‌ی T^2 اساساً برای پایش پروفایل‌های خطی ساده قرار می‌گیرد، اما استفاده از آن در کنترل انحراف فرایند در پروفایل‌های خطی ساده نیز با نتایج خوبی همراه بوده است که به نظر می‌رسد عملت آن تأثیرگذاری در برآورد پارامترهای عرض از مبدأ و شبی است: این در حالی است که پایش انحراف استاندارد با استفاده از نمودار T^2 در دیگر انواع پروفایل‌ها موفق نیست. به هر حال اگرچه نمودار $VSS T^2$ با تغییر اندازه نمونه در تشخیص شیفت‌های کوچک و متوسط عرض از مبدأ و شبی با موقیت زیادی همراه است، مطالعات شبیه‌سازی نشان می‌دهد این تغییر اندازه نمونه در ARL مربوط به شیفت‌های انحراف استاندارد تأثیری ندارد. این موضوع برای حالتی که در آن تعداد سطوح X برابر با ۱۰ در نظر گرفته شده نیز دیده می‌شود.^[۱۷]

نکته‌ی قابل توجه دیگر این است که به‌ازای n_2 های بزرگ‌تر، حد هشدار w به حد کنترل UCL نزدیک‌تر می‌شود. در این صورت در حالت تحت کنترل فرایند، احتمال استفاده از اندازه نمونه بزرگ‌تر بسیار کم است و هنگامی که پارامترهای

جدول ۱. مقادیر ARL خارج از کنترل تحت شیفت‌های عرض از مبدأ و شیب در دو روش T^* و $VSS T^*$.

A_1				A_2			
T^*	$VSS T^*$	$VSS T^*$	β	T^*	$VSS T^*$	$VSS T^*$	λ
Fixed	($n_1 = 9$)	($n_2 = 5$)		Fixed	($n_1 = 9$)	($n_2 = 5$)	
۱۶۶,۰	۱۶۵,۴	۱۶۵,۸	۰,۰۲۵	۱۳۷,۷	۱۳۵,۳	۱۳۷,۰	۰,۲
۱۰۵,۶	۱۰۱,۳	۱۰۴,۲	۰,۰۵۰	۶۳,۴	۵۳,۵	۶۰,۴	۰,۴
۶۰,۷	۵۲,۵	۵۸,۲	۰,۰۷۵	۲۷,۹	۱۷,۸	۲۴,۶	۰,۶
۳۴,۵	۲۵,۵	۳۱,۶	۰,۱۰۰	۱۳,۲	۶,۸	۱۰,۸	۰,۸
۲۰,۱	۱۲,۶	۱۷,۶	۰,۱۲۵	۶,۹	۳,۶	۵,۵	۱,۰
۱۲,۲	۶,۹	۱۰,۳	۰,۱۵۰	۴,۰	۲,۴	۳,۲	۱,۲
۷,۸	۴,۳	۶,۴	۰,۱۷۵	۲,۶	۱,۹	۲,۲	۱,۴
۵,۲	۳,۰	۴,۳	۰,۲۰۰	۱,۸	۱,۶	۱,۷	۱,۶
۳,۷	۲,۴	۳,۱	۰,۲۲۵	۱,۴	۱,۴	۱,۴	۱,۸
۲,۷	۲,۰	۲,۴	۰,۲۵۰	۱,۲	۱,۳	۱,۲	۲,۰

در عرض از مبدأ نشان داده شده است. مشاهده می‌شود که مقادیر ATS تحت کنترل به ازای همه می‌مقادیر m بسیار به هم نزدیک‌اند و با افزایش m قدرت نمودار در تشخیص شیفت افزایش می‌یابد. با این حال مقادیر ATS خارج از کنترل برای $m \geq 5$ بسیار به هم نزدیک‌اند.

۱.۵. مقایسه‌ی نمودارهای $VSI T^*$, $VSS T^*$, $FSR T^*$, $VSIFT T^*$ و $VSSI T^*$

پس از ارائه‌ی توضیحات فوق، حال مجموعه‌ی از انواع نمودارهای تطبیقی بر پایه‌ی نمودار T^* موجود است که می‌توان با در نظر گرفتن شرایط مختلف و علاقی کاربران مختلف، از آن بهره‌مند شد. در این بخش در نظر داریم مقایسه‌ی میان تمامی روش‌های ارائه شده در بخش قبل انجام دهیم.

جدول ۶ مقادیر ATS تحت کنترل و خارج از کنترل انواع نمودارهای تطبیقی T^* را به ازای شیفت‌های مختلف در عرض از مبدأ نشان می‌دهد. در تمامی این نمودارها متوسط اندازه نمونه در حالت تحت کنترل برابر با 4 ، متوسط فاصله‌ی نمونه‌گیری در حالت تحت کنترل برابر با $8,0$ و ATS تحت کنترل برابر با $16,0$ در نظر گرفته شده است، به جز سنتون 3 که دارای ATS تحت کنترل $20,0$ و متوسط فاصله‌ی نمونه‌گیری 1 بوده و اعداد آن با سنتون 5 که در آنها فاصله‌ی ثابت نمونه‌گیری برابر با 1 در نظر گرفته شده، قابل مقایسه است. روش دیگر برای مقایسه‌ی این دو نمودار، یکی کردن ATS تحت کنترل و متوسط فاصله‌ی نمونه‌گیری در حالت تحت کنترل در دو نمودار است که با مقایسه‌ی سنتون‌های 4 و 5 امکان‌پذیر است. مقایسه‌ها نشان می‌دهد در تمام شیفت‌ها نمودار $VSIFT T^*$ بهتر از T^* عمل می‌کند.

برای مقایسه‌ی دو نمودار T^* و $VSIFT T^*$ از دو روش مختلف استفاده می‌کنیم. در روش اول، فواصل نمونه‌گیری کوتاه‌تر و بلندتر در روش VSI به ترتیب دارای مقادیر $t_f = l$ و $s = 1/m$ هستند. سپس حد هشدار w به‌گونه‌ی انتخاب می‌شود که متوسط فاصله‌ی نمونه‌گیری و ATS تحت کنترل در دو روش

در قسمت بعد و به منظور بررسی عملکرد نمودار T^* با فواصل نمونه‌گیری و اندازه نمونه‌ی متغیر به محاسبه‌ی شاخص ATS در انواع شیفت‌های موجود در فرایند — شامل عرض از مبدأ، شیب و انحراف استاندارد — می‌پردازیم.

در این روش که در حقیقت تلفیقی از دو روش بالاست، به متغیر کردن همزمان فاصله‌ی نمونه‌گیری و اندازه نمونه می‌پردازیم. به همین منظور با در نظر گرفتن $n = t$ به عنوان اندازه نمونه ثابت و فواصل نمونه‌گیری ثابت به محاسبه‌ی ATS

در شیفت‌های مختلف و ترکیب‌های مختلف از اندازه نمونه و فواصل نمونه‌گیری پرداخته‌ایم. نتایج مقایسات در جدول ۳ آمده است. این نتایج نشان می‌دهد که نمودار T^* در هر سه پارامتر مورد بررسی و به ازای نمونه که در نظر گرفته باشد T^* عمل می‌کند و میزان این بهبود با افزایش اندازه نمونه و کوتاه‌تر کردن فاصله‌ی نمونه‌گیری s افزایش می‌یابد.

در بخش بعد به بررسی عملکرد نمودار $VSIFT T^*$ و مقایسه‌ی آن با سایر نمودارهای تطبیقی T^* می‌پردازیم. در جدول ۴، مقادیر تحت کنترل و خارج از کنترل ATS به ازای $t = 1, n = 4, b_1 = 0, 6, 0, 7, 0, 8, 0, 9$ و $m = 10, t = 1, n = 4$ (احتمال قرارگرفتن آماره در ناحیه‌ی این در شرایط تحت کنترل) به ازای شیفت‌های مختلف در پارامتر عرض از مبدأ نشان داده شده است. همچنین در این جدول به منظور مقایسه، مقادیر ATS نمودار T^* با فواصل نمونه‌گیری ثابت $t = 1$ نیز آورده شده است. ATS تحت کنترل در این نمودار برابر با $20,0$ در نظر گرفته شده است. چنان که مشاهده می‌شود، نمودار $VSIFT T^*$ با b_1 در نهایی مختلف در مقایسه با نمودار T^* ، ATS تحت کنترل و خارج از کنترل کوچک‌تر دارد. در نمودارهای $VSIFT T^*$ افزایش کوچک در نزح هشدار استباهی می‌تواند در مقایسه با کاهش ATS خارج از کنترل، قابل قبول باشد.^[۱۷] همچنین پیداست که با کاهش مقادیر b_1 عملکرد نمودار در تشخیص شیفت‌ها نیز مشابه است.

نزح هشدار بزرگ‌تری ایجاد می‌کند. نتایج برای سایر پارامترها نیز مشابه است. در جدول ۵ مقادیر ATS تحت کنترل و خارج از کنترل نمودار $VSIFT T^*$ به ازای $t = 1, b_1 = 2, 3, 5, 10$ و $m = 20$ و مقادیر مختلف شیفت

جدول ۲. مقادیر ATS خارج از کنترل تحت شیفت‌های عرض از مبدأ، شیب و انحراف استاندارد در دو روش T^* و VSI (λ شیفت در عرض از مبدأ بر حسب σ ، β شیفت در شیب بر حسب σ و γ بزرگی شیفت در انحراف معیار است).

σ				A_1				A_0				l	s
T^*	T^*	γ	VSI	T^*	T^*	β	VSI	T^*	T^*	λ			
		$Fixed$			$Fixed$				$Fixed$				
۳۶/۱	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۴/۴	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۴/۹	۱۳۷/۷	۰/۲					
۱۲/۷	۱۴/۹	۱/۴	۱۰۱/۶	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۵۸/۶	۶۳/۴	۰/۴					
۶/۵	۷/۹	۱/۶	۵۵/۸	۶۰/۷	۰/۰۷۵	۲۳/۷	۲۷/۹	۰/۶					
۴/۲	۵/۱	۱/۸	۲۹/۹	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۱۰/۲	۱۳/۲	۰/۸					
۳/۰	۳/۸	۲/۰	۱۶/۴	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۵/۰	۶/۹	۱/۰	۱/۲۵	۰/۵			
۲/۴	۳/۰	۲/۲	۹/۴	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۲/۸	۴/۰	۱/۲					
۲/۱	۲/۵	۲/۴	۵/۷	۷/۸	۰/۱۷۵	۱/۹	۲/۶	۱/۴					
۱/۸	۲/۲	۲/۶	۳/۷	۵/۲	۰/۲۰۰	۱/۴	۱/۸	۱/۶					
۱/۷	۲/۰	۲/۸	۲/۶	۳/۷	۰/۲۲۵	۱/۲	۱/۴	۱/۸					
۱/۵	۱/۸	۲/۰	۲/۰	۲/۷	۰/۰۲۵۰	۱/۱	۱/۲	۲/۰					
۳۳/۸	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۳/۳	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۳/۰	۱۳۷/۷	۰/۲					
۱۱/۴	۱۴/۹	۱/۴	۹۹/۰	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۵۵/۴	۶۳/۴	۰/۴					
۵/۷	۷/۹	۱/۶	۵۲/۶	۶۰/۷	۰/۰۷۵	۲۱/۰	۲۷/۹	۰/۶					
۳/۶	۵/۱	۱/۸	۲۷/۰	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۸/۴	۱۳/۲	۰/۸					
۲/۶	۳/۸	۲/۰	۱۴/۱	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۳/۹	۶/۹	۱/۰	۱/۵	۰/۲۵			
۲/۱	۳/۰	۲/۲	۷/۷	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۲/۲	۴/۰	۱/۲					
۱/۸	۲/۵	۲/۴	۴/۵	۷/۸	۰/۱۷۵	۱/۵	۲/۶	۱/۴					
۱/۶	۲/۲	۲/۶	۲/۹	۵/۲	۰/۲۰۰	۱/۲	۱/۸	۱/۶					
۱/۵	۲/۰	۲/۸	۲/۰	۳/۷	۰/۰۲۲۵	۱/۱	۱/۴	۱/۸					
۱/۴	۱/۸	۲/۰	۱/۶	۲/۷	۰/۰۲۵	۱/۱	۱/۲	۲/۰					
۳۱/۹	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۲/۳	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۱/۳	۱۳۷/۷	۰/۲					
۱۰/۳	۱۴/۹	۱/۴	۹۶/۶	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۵۲/۷	۶۳/۴	۰/۴					
۵/۰	۷/۹	۱/۶	۴۹/۹	۶۰/۷	۰/۰۷۵	۱۸/۸	۲۷/۹	۰/۶					
۳/۲	۵/۱	۱/۸	۲۴/۶	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۷/۰	۱۳/۲	۰/۸					
۲/۳	۳/۸	۲/۰	۱۲/۲	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۳/۰	۶/۹	۱/۰	۱/۹	۰/۱			
۱/۹	۳/۰	۲/۲	۶/۳	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۱/۷	۴/۰	۱/۲					
۱/۶	۲/۵	۲/۴	۳/۵	۷/۸	۰/۱۷۵	۱/۳	۲/۶	۱/۴					
۱/۵	۲/۲	۲/۶	۲/۲	۵/۲	۰/۰۲۰۰	۱/۱	۱/۸	۱/۶					
۱/۴	۲/۰	۲/۸	۱/۶	۳/۷	۰/۰۲۲۵	۱/۰	۱/۴	۱/۸					
۱/۳	۱/۸	۲/۰	۱/۳	۲/۷	۰/۰۲۵۰	۱/۰	۱/۲	۲/۰					

جدول ۳. مقادیر ATS خارج از کنترل تحت شیفت های عرض از مبدأ، شیب و انحراف استاندارد در دو روش T^* و $VSSI$

σ			A_1			A_0			parameters		
T^*	T^*	γ	T^*	T^*	β	T^*	T^*	λ	n_2	l	s
$VSSI$	Fixed		$VSSI$	Fixed		$VSSI$	Fixed				
۳۶/۱	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۳/۸	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۳/۴	۱۳۷/۷	۰/۲			
۱۲/۷	۱۴/۹	۱/۴	۹۹/۲	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۵۴/۵	۶۳/۴	۰/۴			
۴/۲	۵/۱	۱/۸	۲۶/۴	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۷/۸	۱۳/۲	۰/۸			
۳/۰	۳/۸	۲/۰	۱۳/۶	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۳/۸	۶/۹	۱/۰	۵	۱/۵	۰/۵
۲/۴	۳/۰	۲/۲	۷/۴	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۲/۳	۴/۰	۱/۲			
۱/۸	۲/۲	۲/۶	۳/۰	۵/۲	۰/۲۰۰	۱/۴	۱/۸	۱/۶			
۱/۵	۱/۸	۳/۰	۱/۷	۲/۷	۰/۲۵۰	۱/۱	۱/۲	۲/۰			
۳۲/۸	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۲/۷	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۱/۶	۱۳۷/۷	۰/۲			
۱۱/۴	۱۴/۹	۱/۴	۹۶/۸	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۵۱/۶	۶۳/۴	۰/۴			
۳/۶	۵/۱	۱/۸	۲۲/۷	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۶/۴	۱۳/۲	۰/۸			
۲/۶	۳/۸	۲/۰	۱۱/۶	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۲/۹	۶/۹	۱/۰	۵	۱/۷۵	۰/۲۵
۲/۱	۳/۰	۲/۲	۶/۰	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۱/۸	۴/۰	۱/۲			
۱/۶	۲/۲	۲/۶	۲/۳	۵/۲	۰/۲۰۰	۱/۲	۱/۸	۱/۶			
۱/۴	۱/۸	۳/۰	۱/۴	۲/۷	۰/۲۵۰	۱/۱	۱/۲	۲/۰			
۳۱/۹	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۲/۱	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۰/۵	۱۳۷/۷	۰/۲			
۱۰/۳	۱۴/۹	۱/۴	۹۵/۳	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۴۹/۸	۶۳/۴	۰/۴			
۳/۲	۵/۱	۱/۸	۲۲/۲	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۵/۵	۱۳/۲	۰/۸			
۲/۳	۳/۸	۲/۰	۱۰/۳	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۲/۴	۶/۹	۱/۰	۵	۱/۹	۰/۱
۱/۹	۳/۰	۲/۲	۵/۱	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۱/۵	۴/۰	۱/۲			
۱/۵	۲/۲	۲/۶	۱/۹	۵/۲	۰/۲۰۰	۱/۱	۱/۸	۱/۶			
۱/۳	۱/۸	۳/۰	۱/۲	۲/۷	۰/۰۲۵۰	۱/۰	۱/۲	۲/۰			
۳۶/۱	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۴/۴	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۳/۴	۱۳۷/۷	۰/۲			
۱۲/۷	۱۴/۹	۱/۴	۹۸/۷	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۵۰/۵	۶۳/۴	۰/۴			
۴/۲	۵/۱	۱/۸	۲۲/۸	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۵/۵	۱۳/۲	۰/۸			
۳/۰	۳/۸	۲/۰	۱۰/۷	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۲/۸	۶/۹	۱/۰	۹	۱/۱	۰/۵
۲/۴	۳/۰	۲/۲	۵/۸	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۲/۰	۴/۰	۱/۲			
۱/۸	۲/۲	۲/۶	۲/۴	۵/۲	۰/۰۲۰۰	۱/۴	۱/۸	۱/۶			
۱/۵	۱/۸	۳/۰	۱/۶	۲/۷	۰/۰۲۵۰	۱/۲	۱/۲	۲/۰			
۳۲/۸	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۳/۸	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۲/۵	۱۳۷/۷	۰/۲			
۱۱/۴	۱۴/۹	۱/۴	۹۷/۴	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۴۸/۹	۶۳/۴	۰/۴			
۳/۶	۵/۱	۱/۸	۲۱/۵	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۴/۹	۱۳/۲	۰/۸			
۲/۶	۳/۸	۲/۰	۹/۷	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۲/۵	۶/۹	۱/۰	۹	۱/۱۵	۰/۲۵
۲/۱	۳/۰	۲/۲	۴/۹	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۱/۷	۴/۰	۱/۲			
۱/۶	۲/۲	۲/۶	۲/۱	۵/۲	۰/۰۲۰۰	۱/۳	۱/۸	۱/۶			
۱/۴	۱/۸	۳/۰	۱/۵	۲/۷	۰/۰۲۵۰	۱/۱	۱/۲	۲/۰			
۳۱/۹	۳۹/۶	۱/۲	۱۶۳/۵	۱۶۶/۰	۰/۰۲۵	۱۳۱/۹	۱۳۷/۷	۰/۲			
۱۰/۳	۱۴/۹	۱/۴	۹۶/۶	۱۰۵/۶	۰/۰۵۰	۴۸/۰	۶۳/۴	۰/۴			
۳/۲	۵/۱	۱/۸	۲۰/۷	۳۴/۵	۰/۱۰۰	۴/۵	۱۳/۲	۰/۸			
۲/۳	۳/۸	۲/۰	۹/۱	۲۰/۱	۰/۱۲۵	۲/۳	۶/۹	۱/۰	۹	۱/۱۸	۰/۱
۱/۹	۳/۰	۲/۲	۴/۵	۱۲/۲	۰/۱۵۰	۱/۶	۴/۰	۱/۲			
۱/۵	۲/۲	۲/۶	۱/۹	۵/۲	۰/۰۲۰۰	۱/۲	۱/۸	۱/۶			
۱/۳	۱/۸	۳/۰	۱/۳	۲/۷	۰/۰۲۵۰	۱/۱	۱/۲	۲/۰			

جدول ۴. مقادیر $AT(S)$ تحت کنترل و خارج از کنترل تحت شیفت‌های عرض از مبدأ و بهازای b های مختلف در روش T^2

$b_1 = 0,9$	$b_1 = 0,8$	$b_1 = 0,7$	$b_1 = 0,6$	$t_f = 1,0$	λ	n_0
$w = 4,5171$	$w = 3,1793$	$w = 2,3847$	$w = 1,8176$			
$180/0$	$160/0$	$140/0$	$120/0$	$200/0$	$0/0$	
$121,6$	$106,9$	$92,7$	$78,9$	$137,7$	$0,2$	
$52,9$	$45,0$	$38,0$	$31,7$	$63,4$	$0,4$	
$8,8$	$6,7$	$5,3$	$4,3$	$13,2$	$0,8$	
$4,0$	$3,0$	$2,4$	$1,9$	$6,9$	$1,0$	4
$2,2$	$1,7$	$1,4$	$1,1$	$4,0$	$1,2$	
$1,1$	$1,0$	$0,8$	$0,7$	$1,8$	$1,6$	
$1,0$	$0,9$	$0,7$	$0,6$	$1,4$	$1,8$	
$0,9$	$0,8$	$0,7$	$0,6$	$1,2$	$2,0$	

 جدول ۵. مقادیر $AT(S)$ تحت کنترل و خارج از کنترل تحت شیفت‌های عرض از مبدأ و بهازای m های مختلف در روش T^2

$m = 20$	$m = 10$	$m = 5$	$m = 3$	$m = 2$	$t_f = 1,0$	λ	n_0
$160/0$	$160/0$	$160/0$	$161,3$	$166,7$	$200/0$	$0/0$	
$106,9$	$106,9$	$107,0$	$108,1$	$112,5$	$137,7$	$0,2$	
$45,0$	$45,0$	$45,1$	$46,1$	$49,1$	$63,4$	$0,4$	
$8,7$	$6,7$	$7,0$	$7,7$	$8,9$	$13,2$	$0,8$	
$3,0$	$3,0$	$3,2$	$3,7$	$4,4$	$6,9$	$1,0$	4
$1,6$	$1,7$	$1,8$	$2,1$	$2,6$	$4,0$	$1,2$	
$0,9$	$1,0$	$1,0$	$1,1$	$1,3$	$1,8$	$1,6$	
$0,8$	$0,9$	$0,9$	$1,0$	$1,1$	$1,4$	$1,8$	
$0,8$	$0,8$	$0,8$	$0,9$	$0,9$	$1,2$	$2,0$	

 جدول ۶. مقایسه‌ی $AT(S)$ تحت کنترل و خارج از کنترل تحت شیفت‌های عرض از مبدأ در روش‌های مختلف تطبیقی نمودار T^2

$VSSI$	VSS	$VSI\bar{2}$	$VSI\bar{1}$	$t_f = 1,0$	$VSIFT$			
					$t_f = 1,0$	$m = 10$	$FSR\bar{2}$	$FSR\bar{1}$
$t = 0,887$	$w = 4,3160$	$t = 0,975$	$w = 2,9735$					
$s = 0,1$	$n_1 = 3$	$s = 0,1$	$t_0 = 1,0$		$t_s = 0,1$			
$w = 4,3160$	$n_2 = 12$	$t_0 = 0,8$	$s = 0,1$		$t_0 = 0,8$			
$n_1 = 3$	$n_0 = 4$	$w = 3,1793$	$t_0 = 0,8$		$p_0 = 0,8$			
$n_2 = 12$					$t_0 = 0,8$			
					$w = 3,1793$			
$160/0$	$160/0$	$160/0$	$160/0$		$160/0$		$200/0$	$0/0$
$105,5$	$107,4$	$107,3$	$107,1$		$106,9$		$110,2$	$137,7$
$36,7$	$39,9$	$45,7$	$45,4$		$45,0$		$50,7$	$63,4$
$2,4$	$4,6$	$7,2$	$7,0$		$6,7$		$10,6$	$13,2$
$1,9$	$2,6$	$3,2$	$3,2$		$2,0$		$5,5$	$6,9$
$1,4$	$1,9$	$1,8$	$1,7$		$1,7$		$2,2$	$4,0$
$1,0$	$1,4$	$1,0$	$1,0$		$1,0$		$1,4$	$1,8$
$0,9$	$1,2$	$0,9$	$0,9$		$0,9$		$1,1$	$1,4$
$0,9$	$1,0$	$0,8$	$0,8$		$0,8$		$1,0$	$1,2$

جدول ۷. مقایسه‌ی ATS تحت کنترل و خارج از کنترل تحت شیفت‌های شیب در روش‌های مختلف تطبیقی نمودار^۳.

<i>VSSI</i>	<i>VSS</i>	<i>VSI\text{I}</i>	<i>VSI\text{I}</i>	<i>VSIFT</i>
$l = ۰,۸۸۷$	$w = ۴,۳۱۶۰$	$l = ۰,۹۷۵$	$w = ۲,۹۷۳۵$	$t_f = ۱,۰$
$s = ۰,۱$	$n_1 = ۳$	$s = ۰,۱$	$l = ۱,۰$	$m = ۱,۰$
$w = ۴,۳۱۶۰$	$n_2 = ۱۲$	$t_0 = ۰,۸$	$s = ۰,۱$	$t_s = ۰,۱$
$n_1 = ۳$	$n_0 = ۴$	$w = ۳,۱۷۹۳$	$t_0 = ۰,۸$	$p_0 = ۰,۸$
$n_2 = ۱۲$				$t_0 = ۰,۸$
				$w = ۳/۱۷۹۳$
۱۶۰,۰	۱۶۰,۰	۱۶۰,۰	۱۶۰,۰	۱۶۰,۰
۱۳۱,۰۵	۱۳۲,۱۶	۱۳۱,۱۶	۱۳۱,۰۴	۱۳۰,۹۲
۲۶,۳۴	۳۹,۶	۴۲,۴۲	۴۲,۱۱	۴۲,۷۲
۱۵,۳۷	۱۸,۰۸	۲۲,۷۰	۲۲,۴۲	۲۲,۰۴
۶,۶۷	۸,۵۶	۱۱,۹۷	۱۱,۷۶	۱۱,۴۴
۲,۱۷	۳,۰۴	۳,۷۸	۳,۶۸	۵,۵۳
۱,۶۲	۲,۲۴	۲,۳۷	۲,۳۱	۲,۲۳
۱,۳۴	۱,۸۴	۱,۶۴	۱,۶۰	۱,۵۷
۱,۱۷	۱,۶	۱,۲۵	۱,۲۳	۱,۲۲
				۲,۱۶
				۲,۷
				۰,۲۵۰

جدول ۸. مقایسه‌ی ATS تحت کنترل و خارج از کنترل تحت شیفت‌های انحراف استاندارد در روش‌های مختلف تطبیقی نمودار^۳.

<i>VSSI</i>	<i>VSS</i>	<i>VSI\text{I}</i>	<i>VSI\text{I}</i>	<i>VSIFT</i>
$l = ۰,۸۸۷$	$w = ۴,۳۱۶۰$	$l = ۰,۹۷۵$	$w = ۲,۹۷۳۵$	$t_f = ۱,۰$
$s = ۰,۱$	$n_1 = ۳$	$s = ۰,۱$	$l = ۱,۰$	$m = ۱,۰$
$w = ۴,۳۱۶۰$	$n_2 = ۱۲$	$t_0 = ۰,۸$	$s = ۰,۱$	$t_s = ۰,۱$
$n_1 = ۳$	$n_0 = ۴$	$w = ۳,۱۷۹۳$	$t_0 = ۰,۸$	$p_0 = ۰,۸$
$n_2 = ۱۲$				$t_0 = ۰,۸$
				$w = ۳/۱۷۹۳$
۱۶۰,۰	۱۶۰,۰	۱۶۰,۰	۱۶۰,۰	۱۶۰,۰
۲۸,۹۰	۳۱,۶۸	۲۷,۸۴	۲۷,۶۲	۲۷,۳۰
۱۰,۰۴	۱۱,۹۲	۹,۴۵	۹,۳۳	۹,۱۳
۳,۱۸	۴,۰۸	۲,۹۵	۲,۹۱	۲,۸۴
۲,۳۱	۳,۰۴	۲,۱۵	۲,۱۳	۲,۰۹
۱,۸۵	۲,۴	۱,۷۳	۱,۷۱	۱,۶۹
۱,۴۰	۱,۷۶	۱,۳۲	۱,۳۱	۱,۳۰
۱,۲۷	۱,۶	۱,۲۱	۱,۲۰	۱,۲۰
۱,۱۸	۱,۴۴	۱,۱۳	۱,۱۳	۱,۱۲
				۱,۴۴
				۱,۸
				۳,۰

می‌دهد این روش در تمامی شیفت‌ها بهتر از سایر روش‌ها عمل می‌کند. نتایج مشابه برای پارامترهای شیب و انحراف استاندارد نیز در جداول ۷ و ۸ آورده شده است. یکسان باشد. در روش دوم، مقدار g در نمودار VSI را برابر با t_s قرار داده و با یکسان کردن حد هشدار w در دو نمودار سعی می‌کنیم مقدار a را به گونه‌ی انتخاب کنیم که متوسط فاصله نمونه‌گیری و ATS تحت کنترل در دو روش یکسان باشد. مقایسه‌ی ستون‌های ۶ و ۷ با ستون ۵ نشان می‌دهد روش T^* در $VSIFT$ $VSI T^*$ دارای عملکرد نسبتاً بهتری است، از نقطه‌نظر اجرایی مقایسه با نمودار $VSI T^*$ نیز استفاده از این نمودار راحت‌تر به نظر می‌رسد.

۶. نتیجه‌گیری

در این مقاله، با هدف بهبود عملکرد نمودار کنترل T^* در پایش پروفایل‌های خطی ساده در فاز دو، استفاده از چهار نمودار تطبیقی $VSSI$, VSI , VSS و $VSIFT$ بهتر از VSS و برای شیفت‌های متوسط تا بزرگ، روش $VSIFT$ عمل می‌کند. ستون آخر جدول نیز مربوط به روش $VSSI$ است که نتایج آن نشان

کنترل تطبیقی برای پایش سایر پروفایل‌ها، شامل پروفایل‌های چندجمله‌بی، چندمتغیره و غیرخطی، طراحی اقتصادی و اقتصادی - آماری نمودارهای کنترل تطبیقی برای پایش پروفایل‌ها، استفاده از سایر رویکردهای تطبیقی در پایش پروفایل‌های خطی ساده از جمله استفاده از حدود هشدار مضاعف و طراحی نمودارهای VSS با متغیر کردن تعداد نمونه‌ها در هر سطح از پروفایل می‌تواند از مهم‌ترین زمینه‌های تحقیقاتی آتی محاسبه شود.

عددی نشان داد نمودارهای تطبیقی در تمام شیفت‌ها بهتر از نمودار T^* با نزخ ثابت عمل می‌کند و از میان آنها نمودار $VSSI T^*$ در شیفت‌های شب و عرض از مبدأ بهتر عمل می‌کند. پس از آن عملکرد روش $VSS T^*$ بهویژه در شیفت‌های کوچک و متوسط بهتر از سایر روش‌های است. در شیفت‌های انحراف استاندارد نیز نمودارهای $VSIFT T^*$ و $VSI T^*$ عملکرد یکسان و بهتری از سایر روش‌ها دارند. با توجه به نتایج به دست آمده، گسترش سایر نمودارهای تطبیقی از جمله طراحی نمودارهای

پانوشت‌ها

1. statistical process control
2. signature
3. waveform
4. fixed ratio sampling (FRS)
5. average run length (ARL)
6. حالت جاذب حالتی است که سیستم پس از رسیدن به آن متوقف می‌شود و امکان‌گذار ندارد.

منابع (References)

1. Montgomery, D., *Introduction to Statistical Quality Control*, New York: John Wiley and Sons (2009).
2. Mestek, O., Pavlik, J. and Suchanek, M. "Multivariate control charts:control charts for calibration curves", *Fresenius Journal of Analytical Chemistry*, **350**(6), pp. 344-351 (1994).
3. Stover, F. and Brill, R. "Statistical quality control applied to ion chromatography calibrations", *Journal of Chromatography A*, **804**(1-2), pp. 37-43 (1998).
4. Kang, L. and Albin, S. "On-line monitoring when the process yields a linear profile", *Journal of Quality Technology*, **32**(4), pp. 418-426 (2000).
5. Kim, K., Mahmoud, M. and Woodall, W. "On the monitoring of linear", *Journal of Quality Technology*, **35**(3), pp. 317-328 (2003).
6. Mahmoud, M. and Woodall, W. "Phase I analysis of linear profiles with calibration applications", *Technometrics*, **46**(4), pp. 380-391 (2004).
7. Mahmoud, M., Parker, P., Woodall, W. and Hawkins, D. "A change point method for linear profile data", *Quality and Reliability Engineering International*, **23**(2), pp. 247-268 (2007).
8. Gupta, S., Montgomery, D. and Woodall, W. "Performance evaluation of two methods for online monitoring of linear calibration profiles", *International Journal of Production Research*, **44**(10), pp. 1927-1942 (2006).
9. Zou, C., Zhang, Y. and Wang, Z. "Control chart based on change-point model for monitoring linear profiles", *IIE Transactions*, **38**(12), pp. 1093-1103 (2006).
10. Zhang, J., Li, Z. and Wang, Z. "Control chart based on likelihood ratio for monitoring linear profiles", *Computational Statistics and Data Analysis*, **53**(4), pp. 1440-1448 (2009).
11. 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), 1252-1260 (2009).
12. Noorossana, R., Saghaei, A. and Amiri, A., *Statistical Analysis of Profile Monitoring*, Hoboken, New jersey: John wiley & sons. Inc (2011).
13. Prabhu, S., Montgomery, D. and Runger, G. "A combined adaptive sample size and sampling interval \bar{X} control scheme", *Journal of Quality Technology*, **26**(3), pp. 164-176 (1994).
14. Costa, A. " \bar{X} charts with variable sample size and sampling intervals", *Journal of Quality Technology*, **29**(2), pp. 197-204 (1997).
15. Celano, G., Costa, A. and Fichera, S. "Statistical design of variable sample size and sampling interval \bar{X} control charts with run rules", *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, **28**(9-10), pp. 966-977 (2006).
16. Reynolds Jr., M., Amin, R. and Arnold, J. "Cusum charts with variable sampling intervals", *Technometrics*, **32**(4), pp. 371-384 (1990).
17. Zhang, S. and Wu, Z. "A CUSUM scheme with variable sample size for monitoring process shifts", *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, **33**(9-10), pp. 977-987 (2007).
18. Reynolds Jr., M. "Variable sampling interval control charts with sampling at fixed times", *IIE Transactions*, **28**(6), pp. 497-510 (1996)..
19. Reynolds, M. and Arnold, J. "EWMA control charts with variable sample sizes and variable sampling intervals", *IIE Transactions*, **33**(6), pp. 511-530 (2001).
20. Aparisi, F. and Haro, C. "Hotelling's T^2 control chart with variable sampling intervals", *International Journal of Production Research*, **39**(14), pp. 3127-3140 (2001).
21. Zou, C., Tsung, F. and Wang, Z. "Monitoring general linear profiles using multivariate exponentially weighted moving average scheme", *Technometrics*, **49**(4), pp. 395-408 (2007).

22. Li, Z. and Wang, Z. "An exponentially weighted moving average scheme with variable sampling intervals for monitoring linear profiles", *Computers & Industrial Engineering*, **59**(4), pp. 630-637 (2010).
23. Capizzi, G. and Masarotto, G. "Linear profile monitoring using an adaptive EWMA control chart", *IEEE*, DOI: 10.1109/IEEM.2010.5674339, pp. 1425-1429 (2010).
24. Hotelling, H., *Multivariate Quality Control, Techniques of Statistical Analysis*, C. Eisenhart, M. Hastay, & W. Wallis, Eds., New York: McGraw-Hill (1947).
25. Lee, M. "Variable sampling interval Hotellings T^2 chart with sampling at fixed times", *Journal of the Chinese Institute of Industrial Engineers*, **27**(5), pp. 394-406 (2010).
26. Aparisi, F. and Haro, C. "A comparison of T^2 control charts with variable sampling schemes as opposed to MEWMA chart", *International Journal of Production Research*, **41**(10), pp. 2169-2182 (2003).
27. Akhavan Niaki, S.T., Abbasi, B. and Arkat, J. "A generalized linear statistical model approach to monitor profiles", *IJE Transactions A: Basics*, **20**(3), pp. 233-242 (2007).