سیزدهمین کنفرانس آمار ایران
۲-۴ شهریور ۱۳۹۵

پایش پروفایل خطی در حضور اثرات فضایی

رضا هادی زاده[۱] ، علی شهابی[۲]

[۱]کارشناس مرکز آمار ایران

[۲]دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران -جنوب

چکیده: در بسیاری از کاربردهای کنترل کیفیت آماری، عملکرد یک فرآیند یا کیفیت محصول بوسیله رابطه بین یک متغیر پاسخ و یک یا چند متغیر مستقل توصیف میشود که در ادبیات کنترل کیفیت آماری به این رابطه پروفایل گویند. در مدلهاي رگرسیون پایه فرض مي شود که جزء خطا، متغیرهِ تصادفي ناهمبسته، دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس های برابر باشند. اما در برخی حالات این مفروضات نقض می شود. در چنین شرایطی به کارگیری روش های معمول بدون توجه به مفروضات نقض شده تفسیر نتایج را با خطا مواجه می سازد. هنگامی که فرض استقلال جملات خطا نقض شود، بر عملکرد بیشتر نمودارهای کنترل تأثیر می گذارد. محققان بسیاری سعی در کاهش این اثر داشته اند. در این مقاله راهکاری جهت پایش پروفایل های خطی ساده در حضور خودهمبستگی فضایی در فاز ۲ پیشنهاد شده است و عملکرد آن بوسیله مطالعات شبیه سازی و شاخص متوسط طول دنباله مورد بررسی قرار گرفته است.

واژه‌های کلیدی: پروفایل، خودهمبستگی فضایی ،رگرسیون فضایی، متوسط طول دنباله

کد موضوع‌بندی ریاضی (۲۰۱۰): 62N10، 62P30، 62M30.

---

۱ مقدمه

در بسیاری از کاربردهای کنترل کیفیت آماري، عملکرد یک فرآیند یا کیفیت محصول بوسیله رابطه بین یك متغیر پاسخ و یك یا چند متغیر مستقل توصیف میشود که در ادبیات کنترل کیفیت آماری به این رابطه پروفایل گویند. در سالهای اخیر مطالعات زیادی در زمینه پایش پروفایلها صورت گرفته است. محققان بسیاری تلاش نموده اند تا جنبه های مختلف تکنیکهای پایش پروفایل ها را بررسی نمایند. پس از آنکه کنگ و آلباین (۲۰۰۰) و کیم و همکاران (۲۰۰۳) روشهایی جهت پایش پروفایل های ساده خطی ارائه نمودند، گوپتا و همکاران (۲۰۰۶) عملکرد روش کیم و همکاران (۲۰۰۳) را بررسی کردند. زو و همکاران (۲۰۰۶) و محمود و همکاران (۲۰۰۷) روشهایی جهت شناسایی نقطه تغییر در پروفایلها ارائه کردند. برای پایش پروفایلهای خطی، سقایی و همکاران (۲۰۰۹) روش ۳ $-$ $CUSUM$،

---

[۲]رضا هادی زاده ؛ rezahadizadeh@yahoo.com

ژانگ و همکاران (۲۰۰۹) روشی بر اساس نسبت درستنمایی، امیری و همکاران (۲۰۱۱) روشی بر مبنای کاهش ابعاد، گانی و لیمام (۲۰۱۱) بر اساس فاصله کرئل و ادیبی و همکاران (۲۰۱۴) بر اساس مقدار-p ارائه کردند. در مدلهاي رگرسیون پایه فرض مي شود كه عبارت باقیمانده متغیرهاي تصادفي ناهمبسته، داراي توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس هاي برابر باشند. اما در برخی حالات یک یا هر دوي این مفروضات نقض مي شود. در چنین شرایطی به کارگیری روش هاي معمول بدون توجه به مفروضات نقض شده تفسیر نتایج را با خطا مواجه مي سازد. نورالسنا و همکاران (۲۰۰۳) در تحقیقی به بررسي اثر نرمال نبودن داده ها بر پایش پروفایل هاي خطی ساده در فاز ۲ با در نظر گرفتن روش $EWMA-R$کنگ و آلباین (۲۰۰۰) پرداخته اند. در ادامه و تکمیل این پژوهش، نورالسنا و همکاران (۲۰۱۰) تاثیر نرمال نبودن مشاهدات را بر عملکرد پروفایلهای خطي ساده مورد بررسي قرار داده اند. در بسیاري از کاربردهاي تجاري واقتصادي رگرسیون، علوم مهندسي وطبیعي، داده ها بصورت سري زماني است. براي چنین داده هایي فرض باقیماندههاي مستقل یا ناهمبسته اغلب مناسب نمي باشد و و معمولا عبارت باقي مانده در طول زمان، مکان و یا بطور کلي در فضا همبسته هستند. یک دلیل اصلي براي خودهمبستگي باقیماندهها در کاربردهاي تجاري و اقتصادي رگرسیون که شامل داده هاي سري زماني است، حذف یک یا چند متغیر کلیدي از مدل و یا نادیده گرفتن خودهمبستگي بین متغیر هاي پاسخ و مستقل است. وقتیکه خودهمبستگي بین متغیر هاي پاسخ و مستقل نادیده گرفته شود، این اثر خودهمبستگي، عبارات باقیمانده در مدل رگرسیون را تحت تأثیر قرار خواهد داد. آنها دیگر مستقل نخواهند بود و یک همبستگی از نوع خودهمبستگی زمانی یا فضایی در آنها تجلی پیدا خواهد کرد. اما هنگامیکه باقي مانده ها در پروفایل خطي خودهمبسته باشند، استفاده از روش حداقل مربعات معمول، اثرات مهمي را منجر مي شود. اثر عدم استقلال مشاهدات نیز در قالب خودهمبستگي بین پروفایل و درون پروفایل توسط نورالسنا و همکاران (۲۰۰۸) و سلیماني و همکاران (۲۰۰۹) براي سه رویکرد T^2، $EWMA/R$ و $EWMA-3$ به همراه ارائه راهکاری جهت کاهش و یا حذف این مشکل مورد مطالعه قرار گرفته است. برای پایش پروفایلهای خطی هنگامی که همبسته هستند، ژانگ و همکاران (۲۰۱۴) از روش مدل گرسی و امیری و همکاران (۲۰۱۴) از روش $MEWMA$ بهره برده اند. سلیماني و هادی زاده (۲۰۱۴) پروفایل هاي خطي ساده در حضور خودهمبستگي در گشتاور دوم را بررسي کرده اند. اما در ارتباط با بررسي پروفایلها در حضور خودهمبستگي فضایي تحقیقات کمي صورت گرفته است بطوریکه تنها مي توان به کار نیکو و نورالسنا (۲۰۱۳) اشاره کرد.

در این مقاله جهت رفع خودهمبستگي فضایي درون پرفایلهای خطي در فاز ۲ راهکاری ارائه شده است. در بخش دوم مقاله مدل خودهمبستگي فضایي درون پرفایل خطي نشان داده شده است. در بخش سوم روش رفع خودهمبستگي شرح داده شده و در بخش چهارم عملکرد روش پیشنهادی ارزیابي و با روشهای مشابه موجود مقایسه گردیده است. در بخش پایاني نتایج مباحث مطرح شده، ارائه شده است.

۲ پروفایل خطی در حضور اثرات فضایی

داده هاي فضایي (داده هاي مرتبط با مکان) داراي دو ویژگي همبستگي فضایي و ناهمگني فضایي هستند که به این دو ویژگي، اثرات فضایي گفته مي شود. با استفاده از تکنیک هاي کلاسیک رگرسیون نمي توان اثرات فضایي داده ها را تخمین زد. رگرسیون فضایي به ارائه روشهاي تخمین، مشخص نمودن مدل و آزمون فرض وقتي که اثرات فضایي وجود دارد، مي پردازد. در رگرسیون فضایي فرض بر

این است که جزء اخلال دارای همبستگی فضایی است. بنابراین پروفایل خطی ساده در حضور اثرات فضایی به صورت زیر است:

$$y_{ij} = \alpha + \beta x_{ij} + u_{ij}, \quad i = 1, 2, ..., n, \quad j = 1, 2, ..., m$$
$$u_{ij} = \delta w u_{ij} + \varepsilon_{ij}, \qquad \varepsilon_{ij} \sim N(0, 1) \qquad (1.2)$$

که در رابطه (۱.۲)، u جزء اخلال با همبستگی فضایی مرتبه اول، δ ضریب خودهمبستگی مرتبه اول و w ماتریس مجاورت فضایی است. رابطه (۱.۲) ساده ترین پروفایل با اثرات فضایی است که در رگرسیون فضایی از آن بعنوان مدل SEM نام برده می شود. همچنین ε یک متغیر تصادفی با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک است. هنگامی که باقیمانده ها در پروفایل خطی خود همبسته (زمانی یا فضایی) باشند استفاده از روش حداقل مربعات معمول برای برآورد پارامترهای مدل(α و β) ، اثرات مهمی را منجر می شود. بطور کلی وجود اثرات فضایی در پروفایل سبب افزایش علائم هشدار اشتباه (افزایش خطای نوع ۱) می گردد. در ادامه به روش رفع اثرات فضایی اشاره می شود.

۳ رفع اثرات فضایی

یکی از روشهای رفع اثرات فضایی تبدیل متغیرهای مدل است. تاکنون برای رفع خودهمبستگی (مدل مرتبه اول اتورگرسیو) در پروفایل روشهای مختلفی بر اساس تبدیل متغیرها ارائه شده است که می توان به سلیمانی و همکاران (۲۰۰۹) برای مطالعه بیشتر مراجعه کرد. در این مقاله نیز سعی شده است از روش تبدیل متغیر برای از بین بردن اثرات فضایی موجود در پروفایل استفاده شود. برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی در حالت وجود همبستگی فضایی نا اریب بوده ولی واریانس برآوردگرهای پارامترهای مدل $B = (\alpha, \beta)$ به جای $\sigma^2(X'X)^{-1}$ از رابطه زیر پیروی می کند:

$$E(\hat{B} - B)E(\hat{B} - B)' = \sigma^2(X'X)^{-1}X'[(I - \delta w)'(I - \delta w)]^{-1}X(X'X)^{-1} \qquad (1.3)$$

که $\hat{B} = (\hat{\alpha}, \hat{\beta})$ برآوردگرهای پارامترهای مدل B می باشند. براحتی می توان نشان داد که وجود خطاهای خودهمبسته فضایی در مدل SEM ناشی از وجود مشاهدات و داده های فضایی است که در مدلسازی لحاظ نشده است. بعبارت دیگر می توان مدل ۱.۲ را بصورت زیر نیز نشان داد:

$$y_{ij} = \alpha + \beta x_{ij} + u_{ij} \quad and \quad u_{ij} = \delta w u_{ij} + \varepsilon_{ij} \;\rightarrow u_{ij} = (I - \delta w)^{-1}\varepsilon_{ij}$$
$$\rightarrow (I - \delta w)^{-1} y_{ij} = (I - \delta w)^{-1}\alpha + \beta(I - \delta w)^{-1}x_{ij} + \varepsilon_{ij} \qquad (2.3)$$

بنابراین به کمک متغیرهاي تبدیل یافته، یک مدل پروفایل خطي ساده استاندارد با باقیمانده هاي مستقل حاصل شده است.

۴ روش پیشنهادی

یکي از راهکارهاي رفع اثرات فضایی درون پروفایلها همانطورکه توضیح داده شد استفاده از تغییر شکل متغیرهاست. پروفایل خطي ساده مثال کنگ و آلباین (۲۰۰۰)، $y_{ij} = 3 + 2x_{ij} + u_{ij}$ ، را در نظر می گیریم و اثرات فضایی موجود درون پروفایلها را با استفاده

از شبیه سازی بر دو نمودار کنترل T^2 و $EWMA-3$ استاندارد و متوسط طول دنباله(ARL) بررسی می کنیم.

۱.۴ روش T^2

اولین روش بحث شده در اینجا روش نمودار کنترل T^2 مطرح شده توسط کنگ و آلباین (۲۰۰۰) است. اما عرض از مبدأ و شیب در مدل اصلی با متغیرهای تبدیل شده$\alpha' = (I-\delta w)^{-1}\alpha$ و $\beta' = \beta$، بمنظور کاهش دادن اثرات فضایی موجود درون پروفایلها جایگزین می شود. بنابراین آماره T^2 در پروفایل ژام بصورت زیر است:

$$T_j^2 = ([\hat{\alpha}'_j, \hat{\beta}'_j] - [\alpha'_j, \beta'_j])^T S^{-1} ([\hat{\alpha}'_j, \hat{\beta}'_j] - [\alpha'_j, \beta'_j]) \qquad (۱.۴)$$

که S^{-1} از رابطه ۱.۳ قابل محاسبه است. هنگامی که فرآیند تحت کنترل است، T_j^2 توزیع مربع کای دو با ۲ درجه ازادی دارد. بنابراین حد کنترل بالا برای این نمودار $UCL = \chi^2_{2,\alpha}$ است که $\chi^2_{2,\alpha}$ صدک α ام در توزیع مربع کای با دو درجه آزادی است.

۲.۴ روش $EWMA-3$

در رویکردکیم و همکاران (۲۰۰۳) آنها ابتدا مقادیرx را کد کردند به گونه اي که میانگین مقادیر کد شده برابر صفر شود. این کار آنالیز را ساده و نیاز به رویکردکنگ و آلباین (۲۰۰۰) یا T^2 را منتفي مي سازد. چون برآوردکنندههاي حداقل مربعات شیب و عرض از مبدا براي هر نمونه متغیرهاي تصادفي مستقل هستند. ما نیز بعد از کدکردن مقادیر x ، فرم جایگزین مدل اصلي در رابطه ۱-۲ را به صورت زیر بدست آوردیم:

$$y'_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x'_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1,2,\ldots,n, \quad j = 1,2,\ldots,m \qquad (۲.۴)$$

که $\beta_0 = \alpha + \beta\bar{x}$ ، $\beta_1 = \beta$ و $x' = x - \bar{x}$ روش پیشنهاد شده توسط آنها در فاز ۲ براي کشف شیفت در پارامترهاي مدل، استفاده از نمودارهاي کنترل تك متغیره مجزا بود. آنها از نمودارهاي $EWMA$ براي پایش شیب، عرض از مبدا و پراکندگي خطاها استفاده نمودند. مشابه روش آنان، در نمودار $EWMA$ براي پایش عرض از مبدا (β_0) از برآوردکننده عرض از مبدا (b_{0j}) استفاده می شود تا آماره $EWMA$ محاسبه گردد.

$$EWMA_I(j) = \theta b_{0j} + (1-\theta)EWMA_I(j-1), j = 1,2,\ldots,n, (0 < \theta < 1)\, and EWMA_I(0) = \beta_0$$

یك هشدار خارج از کنترل داده میشود به محض اینکه $EWMA_I(j) < LCL$ یا $EWMA_I(j) > UCL$. که داریم:

$$LCL = \beta_0 - L_I\sigma\sqrt{\frac{\theta}{(2-\theta)n}} \quad and \quad UCL = \beta_0 + L_I\sigma\sqrt{\frac{\theta}{(2-\theta)n}}$$

بطور مشابه، برای پایش شیب β_1، b_{1j} در نمودار$EWMA$ براي پایش شیب استفاده مي شوند.

$$EWMA_S(j) = \theta b_{1j} + (1-\theta)EWMA_S(j-1), j = 1,2,\ldots,n, (0 < \theta < 1)\, and EWMA_S(0) = \beta_1$$

و حدود کنترل بالا و پایین نمودار به صورت زیر است:

$$LCL = \beta_1 - L_S\sigma\sqrt{\frac{\theta}{(2-\theta)n}} \quad and \quad UCL = \beta_1 + L_S\sigma\sqrt{\frac{\theta}{(2-\theta)n}}$$

و با استفاده از مقدار MSE_j و آماره $EWMA$ برای پایش انحراف استاندارد در رابطه زیر داریم:

$$EWMA_E(j) = max(\theta ln(MSE_j) + (1-\theta)EWMA_E(j-1), ln(\sigma_0^2))$$

$$,j = 1, 2, ..., n, (0 < \theta < 1) \quad and \quad EWMA_E(0) = ln(\sigma_0^2)$$

این روش هنگامی که $EWMA_E(j)$ بزرگتر از حد بالا می شود هشدار می دهد. بنابراین حد بالا بصورت زیر است:

$$UCL = L_E\sqrt{\frac{\theta var(MSE_j)}{(2-\theta)}}$$

۵ ارزیابی اثرات فضایی بر پایش پروفایل های خطی ساده

در این بخش به منظور بررسی اثرات فضایی، پروفایل $y_{ij} = 3 + 2x_{ij} + \varepsilon_{ij}$ را با مقادیر x برابر ۲،۴،۶،۸ و $\varepsilon_{ij} = \delta\varepsilon_{i,j-1} + a_{ij}$ در نظر می گیریم. اثر فضایی بر متوسط طول دنباله (ARL) با استفاده از دو روش، از روشهای شناخته شده در زمینه پایش پروفایل های خطی که عبارتند از رویکرد T^2 و $EWMA-3$ مورد مطالعه قرار گرفته است. با استفاده از دو روش فوق اثر این پدیده بر تغییرات در عرض از مبدأ ، شیب و انحراف معیار پروفایل مورد بررسی قرار می گیرد. با استفاده از ۱۰۰۰۰ تکرار، حالات ذکر شده شبیه سازی شده و تجزیه و تحلیل شده است. در روش T^2 حد کنترل جهت دستیابی به ARL تحت کنترل تقریباً ۲۰۰ برابر با $\chi^2_{0.025,2}$ است. برای روش $EWMA-3$ به منظور رسیدن به مقادیر ARL تحت کنترل ۲۰۰، حدود کنترل برای حالت اثر فضایی ضعیف $(\delta = 0/1)$ ، $L_I = 1/547$ ، $L_B = 4/25$ و $L_S = 2/875$ و برای حالت اثر فضایی قوی $(\delta = 0/9)$، $L_I = 1/362$ ، $L_E = 1/932$ و $L_S = 4/12$ حاصل گردید. نتایج مربوط به بررسی تغییر در عرض از مبدأ، شیب و انحراف معیار برای ARL کل به ترتیب در جداول ۱، ۲ و ۳ آورده شده است.

جدول ۱: شبیه سازی عملکرد ARL پس از حذف اثر فضایی در حالت شیفت در عرض از مبدا .

روش	δ	۰.۲	۰.۴	۰.۶	۰.۸	۱	۱.۲	۱.۴	۱.۶	۱.۸	۲
T^2	۰.۱	۸۷.۱۴	۲۶.۷۴	۱۲.۳۴	۷.۶۴	۶.۵۴	۵.۳۴	۴.۶۴	۴.۰۴	۳.۷۴	۳.۳۴
$EWMA-3$		۶۷.۹۴	۲۰.۰۴	۱۰.۰۴	۶.۹۴	۵.۳۴	۴.۵۴	۳.۹۴	۳.۶۴	۳.۳۴	۳.۱۴
T^2	۰.۹	۱۹۷.۲۴	۱۸۶.۲۴	۱۸۱.۲۴	۱۶۸.۲۴	۱۵۱.۲۴	۱۳۱.۲۴	۱۱۶.۲۴	۱۰۱.۲۴	۱۰۱.۲۴	۷۵.۲۴
$EWMA-3$		۱۵۴.۷۴	۸۷.۳۴	۴۸.۲۴	۲۹.۰۴	۱۸.۹۴	۱۴.۰۴	۱۱.۰۴	۹.۰۴	۷.۸۴	۶.۸۴

در جدول ۱ نتایج شبیه سازی نشان می دهد برای هر دو حالت خودهمبستگی فضایی ضعیف و قوی، روش $EWMA-3$ نسبت به رویکرد T^2 عملکرد مناسب تری را به خصوص در شیفت های بزرگ نشان می دهد.

در جدول ۲ همانطورکه ملاحظه می شود نتایج شبیه سازی برای شیفت در شیب نشان می دهد برای هر دو حالت خودهمبستگی فضایی ضعیف و قوی، روش $EWMA-3$ نسبت به رویکرد T^2 عملکرد بهتر یا مشابهی را نشان می دهد.

جدول ۲: شبیه سازی عملکرد ARL پس از حذف اثر فضایی در حالت شیفت در شیب .

روش	δ	۰.۰۲۵	۰.۰۵۰	۰.۰۷۵	۰.۱	۰.۱۲۵	۰.۱۵	۰.۱۷۵	۰.۲	۰.۲۲۵	۰.۲۵
$T^{۲}$	۰.۱	۱۱۳.۵۶	۳۳.۹۶	۲۱.۱۶	۱۳.۲۶	۹.۹۶	۸.۱۶	۶.۶۶	۶.۲۶	۵.۶۶	۵.۲۶
$EWMA-۳$		۱۱۱.۱۶	۳۳.۱۶	۲۱.۵۶	۱۳.۸۶	۱۰.۲۶	۸.۲۶	۷.۱۶	۶.۳۶	۵.۷۶	۵.۲۶
$T^{۲}$	۰.۹	۱۷۶.۳۶	۱۳۲.۳۶	۸۸.۳۶	۵۹.۳۶	۳۹.۳۶	۲۸.۳۶	۲۱.۳۶	۱۷.۳۶	۱۴.۳۶	۱۲.۳۶
$EWMA-۳$		۱۷۵.۶۶	۱۲۹.۲۶	۸۴.۲۶	۵۵.۵۶	۳۶.۶۶	۲۶.۴۶	۲۰.۰۶	۱۶.۲۶	۱۳.۵۶	۱۱.۵۶

جدول ۳: شبیه سازی عملکرد ARL پس از حذف اثر فضایی در حالت شیفت در انحراف استاندارد .

روش	δ	۲.۱	۴.۱	۱.۶	۱.۸	۲	۲.۲	۲.۴	۲.۶	۲.۸	۳
$T^{۲}$	۰.۱	۳۰.۸۴	۱۱.۵۴	۷.۰۴	۵.۲۴	۳.۳۴	۳.۷۴	۳.۳۴	۳.۱۴	۳.۰۴	۲.۸۴
$EWMA-۳$		۵۲.۲۴	۲۰.۶۴	۱۰.۵۴	۶.۹۴	۵.۲۴	۲.۳۴	۳.۷۴	۲.۳۴	۳.۱۴	۲.۹۴
$T^{۲}$	۰.۹	۳۰.۷۴	۱۱.۶۴	۶.۹۴	۵.۲۴	۳.۳۴	۳.۷۴	۳.۳۴	۳.۱۴	۳.۰۴	۲.۸۴
$EWMA-۳$		۳۹.۹۴	۱۹.۳۴	۱۰.۲۴	۶.۷۴	۵.۱۴	۲.۲۴	۳.۶۴	۲.۳۴	۳.۱۴	۲.۹۴

جدول ۳ نتایج شبیه سازی مقادیر ARL را برای شیفت در انحراف معیار نشان می دهد. بر اساس داده های این جدول برای کلیه مقادیر شیفت و برای هر دو حالت خود همبستگی قوی و ضعیف، رویکرد $T^{۲}$ عملکرد بهتری نسبت به روش $EWMA-۳$ در تمامی شیفتها دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله، بر روی پروفایلهای خطی ساده در حضور اثرات فضایی متمرکز شده است و به بررسی این پروفایلها در فاز ۲ پرداخته شده است که در مباحث کنترل کیفیت کمتر بدان توجه شده است. در این مقاله با استفاده از مرور ادبیات و تبدیل متغیرها و پارامترهای موجود در مدل سعی در کاهش این اثر گردیده و با مطالعه شبیه سازی به بررسی عملکرد روش پیشنهادی بر اساس شاخص ARL و دو نمودار کنترل استاندارد یعنی $T^{۲}$ و $EWMA$ پرداخته شده است.

مراجع

Adibi A., Montgomery D.C. and Borror C.M. (2014) Phase II monitoring of linear profiles using a P-value approach, *International Journal of Quality Engineering and Technology*. 4.

Amiri A., Eyvazian M., Zou C. and Noorossana R. (2011) A parameters reduction method for monitoring multiple linear regression profiles, *International Journal of Advanced Technology.* DOI: 10.1007/S00170-011-3406-3.

Amiri A., Zou C., Mohammad H. and Doroudyan M.H. (2014) Monitoring correlated profile and multivariate quality characteristics, *Quality and Reliability Engineering International.* 30, 133–142.

Kang L. and Albin SL. (2000), On-Line Monitoring When the Process Yields a Linear Profile, *Journal of Quality Technology.* 32, 418-426.

Kim K., Mahmoud M.A. and Woodal W.H. (2003), On the Monitoring of Linear Profiles, *Journal of Quality Technology.* 35, 317-328.

Gani W. and Limam M. (2011) An assessment of the kernel-distance based multivariate control chart through an industrial application, *Quality and Reliability Engineering International.* 27, 391–401.

Gupta S., Montgomery D.C. and Woodall W.H. (2006), Performance evaluation of two methods for online monitoring of linear calibration profiles, *International Journal of Production Research.* 44, 1927–1942.

Mahmoud M.A., Parker P.A., Woodall W.H. and Hawkins D.M. (2007) A change point method for linear profile data, *Quality and Reliability Engineering International.* 23, 247-268.

Nikoo M. and Noorossana R. (2013) Phase II monitoring of monlinear profile variance using wavelet, *Quality and Reliability Engineering International.* 29, 1081-1089.

Noorossana R., Vaghefi S. A., and Amiri A. (2004) The effect of non-normality on monitoring linear profiles, *In Proceedings of the 2nd International Industrial Engineering Conference.* Riyadh, Saudi Arabia.

Noorossana R., Vaghefi A. and Dorri M. (2010) Effect of non-normality on the monitoring of simple linear profiles, *Quality and Reliability Engineering International.* 27, 1015-1021.

Noorossana R., Amiri A. and Soleimani P. (2008) on the monitoring of autocorrelated linear profiles, *Communications in Statistics, Theory and Methods.* 37, 425-442.

Saghaei A., Mehrjoo M. and Amiri A. (2009), A CUSUM-based Method for monitoring simple linear profiles, *The International Journal of Advanced Manufacturing Technology.* DOI: 11.1007/s00170-009-2063-2.

Soleimani P., Noorossana R. and Amiri A. (2009) Simple linear profile monitoring in the presence of within profile autocorrelation, *Computers and Industrial Engineering.* 57, 1015-1021.

Soleimani P. and Hadizadeh R. (2014) Monitoring simple linear profiles in the presence of GARCH and non-normality effects, *Proceedings of the 2nd International conference on Control, Decision and Information Technologies*. Metz, France, November 3-5.

Zhang J., Li Z. and Wang Z. (2009) Control chart based on likelihood ratio for monitoring linear profiles, *Comput Stat Data Anal.* 53, 1440–1448.

Zhang Y., He Z., Zhang C. and Woodall H. W. (2014) Control charts for monitoring linear profiles with within-profile correlation using Gaussian process models, *Quality and Reliability Engineering International*. 30, 487–501.

Zou C., Zhang Y. and Wang Z. (2006) Control chart based on change-point model for monitoring linear profiles, *IIE Transactions*. 38, 1093-1103.