

بررسی روش‌های کنترل آماری فرایند برای داده‌های خودهمبسته: مطالعه‌ی موردی

محمدصابر فلاح‌نژاد (دانشجوی کارشناسی ارشد)
سید تقی اخوان‌نیاکی (استاد)
دانشکده‌ی مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی شریف

کنترل آماری فرایند به بهبود کیفیت از طریق کاهش تغییرات می‌پردازد و بهترین ابزار شناخته شده در این زمینه «نمودار کنترل» است. اگرچه در عمل با موارد بسیاری مواجهیم که در آنها داده‌های ناشی از فرایند هم‌بسته‌اند، ولی یک فرض اساسی در این نمودارها مستقل بودن مشاهدات ناشی از فرایند است. با نقض فرض استقلال، عملکرد این نمودارها دچار اختلال می‌شود و برای کنترل داده‌های هم‌بسته، کارایی نمودارهای کنترل استاندارد برای مشاهدات مستقل بسیار پایین است. به همین دلیل، شناسایی و توسعه‌ی نمودارهای کنترلی که در کنترل این گونه داده‌ها کاربرد داشته باشد، از اهمیت ویژه‌ی برخوردار است. در این نوشتار، راهکارهای کنترل داده‌های هم‌بسته از طریق نمودارهای کنترلی بررسی و توسعه داده شده و توسط منحنی‌های متوسط طول دنباله مقایسه شده‌اند و یک الگوریتم ساده برای کنترل داده‌های خودهم‌بسته ارائه شده است. سپس کاربرد این الگوریتم در یک مطالعه‌ی موردی در کارخانه‌ی کابل‌های مخابراتی شهید قندی مطرح شده است.

کنترل به‌طور اشتباه محاسبه شده که بیش از ۵۰ درصد آن به دلیل نقض فرض استقلال بوده است.^[۱] به عبارت دیگر، با نقض فرض استقلال عملکرد نمودارهای کنترل استاندارد دچار اختلال می‌شود؛ به طوری که نقاط رسم شده روی این نمودارها دیگر قابل تعبیر و تفسیر نخواهند بود و نتایج نامطلوبی ارائه می‌دهند.

در این نوشتار، در حالی که فرض می‌کنیم داده‌ها از توزیع نرمال برخوردارند، تمرکز روی مواردی است که استقلال مشاهدات متوالی نقض می‌شود. در این خصوص شناسایی نمودارهای کنترلی که قابلیت کاربرد برای کنترل اینگونه داده‌ها را دارا باشند از اهمیت ویژه‌ی برخوردار است.

بدین منظور راهکارهای کنترل داده‌های هم‌بسته به وسیله‌ی نمودارهای کنترلی بررسی و توسعه داده شده و از طریق منحنی‌های متوسط طول دنباله مقایسه می‌شوند و در نهایت، یک الگوریتم ساده برای کنترل داده‌های هم‌بسته ارائه خواهد شد. سپس کاربرد این الگوریتم برای یک مطالعه‌ی موردی در کارخانه‌ی کابل‌های مخابراتی شهید قندی مطرح می‌شود.

در بخش دوم ابتدا روش‌های کنترل آماری فرایند برای داده‌های ناشی از فرایندهای اتورگرسیو^۱ (AR) یا (۱) بررسی شده، کارایی آنها از طریق متوسط طول دنباله سنجیده شده، و موارد به کارگیری آنها مشخص می‌شود. سپس در بخش سوم همین کار برای فرایندهای اتورگرسیو^۲ (۲) توسعه داده می‌شود، و آنگاه در بخش چهارم یک الگوریتم ساده در نحوه‌ی به‌کارگیری این روش‌ها ارائه می‌شود. در پایان

۱. مقدمه و بررسی ادبیات

یک روش علمی برای به تصویر کشاندن و بهبود کیفیت، کنترل آماری فرایند است که طی آن تحت کنترل بودن یک فرایند، از حیث میانگین و نیز از حیث واریانس، با استفاده از نمودارهای کنترل^۱ بررسی می‌شود. این نمودارها بعد از آن که در قرن بیستم توسط شوهارت^۲ معرفی شدند، توسط دمنینگ^۳، به یک راهکار بهبود کیفیت، به نام «مدیریت کیفیت جامع»^۴، (TQM) توسعه داده شد. این راهکار نه تنها در محیط‌های تولیدی بلکه در قسمت‌های مختلف سازمان‌ها - از مدیریت تا فروش - کارایی دارد.

در استفاده از نمودارهای کنترلی دو فرض اساسی وجود دارد. اولاً فرض می‌شود که تابع توزیع احتمال مشاهدات ناشی از یک مشخصه‌ی کیفی نرمال است. ثانیاً فرض می‌شود که داده‌های فرایند به‌طور مستقل توزیع شده‌اند. اما در عمل، یک یا هر دو این فرض‌ها مکرراً نقض می‌شود. در ادبیات کنترل آماری کیفیت برای به کارگیری داده‌های غیر نرمال روش‌هایی وجود دارد.^[۱] در این زمینه محققان روشی برای آنالیز داده‌های کیفیتی غیر نرمال با کاربرد در تحلیل قابلیت فرایند ارائه داده‌اند.^[۲] همچنین اثر داده‌های غیرنرمال بر نمودارهای \bar{X} و R را بررسی^[۳] و روشی برای طراحی اقتصادی نمودارهای جمع تجمعی^۵ برای کنترل میانگین داده‌های غیرنرمال ارائه داده‌اند.^[۵] در مورد عدم کارایی نمودارهای کنترل استاندارد برای داده‌های هم‌بسته، نیز نشان داده شده است که برای ۲۳۵ نمونه از داده‌ها، در ۸۵ درصد از موارد حدود

محدوده‌ی کنترل توری تغییر داده می‌شود که خطای نوع اول در هر دو نمودار برابر باشد، و سپس با توجه به خطای نوع دوم نمودارها مقایسه می‌شوند).

۲.۲. نمودار کنترل باقی‌مانده‌ها^۸

در نمودار کنترل باقی‌مانده‌ها از این واقعیت استفاده می‌شود که باقی‌مانده‌های مشاهداتی که به وسیله‌ی مدل $AR(1)$ ایجاد شده‌اند مستقل خطی‌اند. بنابراین می‌توان ϵ_t را به دست آورد و با آنها مانند داده‌ی مستقل رفتار کرد و برای کنترل آن‌ها از نمودارهای کنترلی استاندارد استفاده کرد.

پژوهشگران در اولین تحقیقی که در این زمینه مطرح شده روشی برای کنترل باقی‌مانده‌های مدل‌های AR و $ARMA$ ^۹ (۱ و ۲) ارائه داده‌اند.^[۱۲-۱۴] این در حالی است که دیگر محققان برای کنترل باقیمانده‌های مدل $ARMA$ از درجه‌ی چهارم روشی جدید ارائه داده‌اند.^[۱۵] بررسی‌های انجام شده در خصوص متوسط طول دنباله در نمودار باقی‌مانده‌ها نیز قابل دسترس است.^[۹ و ۱۰]

ویرینگا^[۷] نشان داده است که کارایی نمودار باقی‌مانده‌ها نسبت به نمودار شوهارت اصلاح شده به‌ازای مقادیر $\phi < 0$ بهتر است. در حالت خودهم‌بستگی مثبت فقط نسبتی از تغییرات به باقی‌مانده‌ها منتقل می‌شود که این خود باعث کاهش کارایی نمودار باقی‌مانده‌ها می‌شود. در این حالت، چنانچه تغییری به اندازه‌ی $\delta\sigma_x$ در میانگین فرایند به وجود آید، مقدار تغییر انتقال یافته به باقی‌مانده‌ی فرایند برابر $(1-\phi)\delta\sigma_x$ خواهد بود. بنابراین کارایی نمودار باقی‌مانده‌ها در زمانی که ϕ مثبت و بزرگ باشد کاهش می‌یابد. البته ثابت می‌شود که به‌ازای مقادیر ϕ به‌اندازه‌ی کافی نزدیک به ۱ کارایی نمودار باقی‌مانده‌ها افزایش می‌یابد.^[۷]

۳.۲. اصلاح نمودار کنترل باقی‌مانده‌ها

چنان‌که عنوان شد در نمودار کنترل باقی‌مانده‌ها در حالت خودهم‌بستگی مثبت فقط نسبتی از تغییرات به باقی‌مانده‌ها منتقل می‌شود که این باعث کاهش کارایی این نمودار در حالت خودهم‌بستگی مثبت خواهد شد. برای رفع این مشکل از یک تخمین‌گر قوی میانگین، که معمولاً تخمین‌گر میانگین متحرک موزون نمایی است، استفاده می‌شود. سپس این تخمین در مقدار ϕ ضرب می‌شود و به باقی‌مانده‌ها اضافه می‌شود. در نتیجه چنانچه در میانگین فرایند به‌اندازه‌ی $\delta\sigma_x$ تغییر به وجود آید، مقدار تغییر انتقال یافته به باقیمانده‌ی فرایند برابر $\delta\sigma_x = \phi\delta\sigma_x + (1-\phi)\delta\sigma_x$ خواهد بود. یعنی در حالی که فرض استقلال کماکان برقرار است، تمام تغییرات به باقی‌مانده‌ها منتقل می‌شود و مسئله تبدیل به به‌کارگیری نمودار شوهارت ساده می‌شود. نمودار باقی‌مانده‌های اصلاح شده هنگامی که ϕ مثبت باشد، نسبت به نمودار باقی‌مانده‌ها و نمودار شوهارت

این الگوریتم در یک مطالعه‌ی موردی به‌کار گرفته خواهد شد و نتایج آن گزارش می‌شود.

۲. روش‌های کنترل آماری فرایند برای داده‌های خود

همبسته‌ی $AR(1)$

فرض می‌کنیم داده‌های فرایند از همبستگی برخوردارند و نوع همبستگی آن‌ها از نوع $AR(1)$ است. بدین ترتیب اگر X_t نشان دهنده‌ی مشاهده‌ی t از مشخصه‌ی کیفی در زمان t باشد، آنگاه رابطه‌ی بین X_t و X_{t-1} به صورت

$$X_t - \mu = \phi(X_{t-1} - \mu) + \epsilon_t ; t \in Z \quad (1)$$

است که در آن μ میانگین فرایند، ϵ_t خطای تصادفی در زمان t به طوری که $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ و ϕ پارامتر مدل $AR(1)$ است. در این مدل می‌توان نشان داد که واریانس یک مشاهده، σ_x^2 ، طبق رابطه‌ی ۲ محاسبه می‌شود:

$$\sigma_x^2 = var(X_t) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{1 - \phi^2} \quad (2)$$

حال چنانچه در داده‌های ناشی از یک فرایند هم‌بستگی نوع $AR(1)$ وجود داشته باشد و از نمودار شوهارت استاندارد برای کنترل این مجموعه داده استفاده کنیم، بررسی‌های انجام شده با استفاده از شبیه‌سازی نشان داده است که این نمودار به‌ازای $\phi < 0$ بسیار کم‌اثر است و به‌ازای $\phi > 0$ نمودار مرتباً زنگ خطرهای اشتباهی^۷ ایجاد می‌کند.^[۷] برای حل این مشکل روش‌های مختلفی در ادبیات موجود است که در ادامه بررسی خواهند شد.

۱.۲. نمودار کنترل شوهارت اصلاح شده

در تصحیح نمودارهای کنترل شوهارت، دانشمندان با تغییر حدود کنترل روشی برای کنترل داده‌های خودهم‌بسته از نوع $AR(1)$ ارائه داده‌اند.^[۸] و در پژوهشی دیگر، طول دنباله‌ی داده‌های داخل محدوده‌ی کنترل در نمودار شوهارت را برای داده‌های خودهم‌بسته تخمین زده‌اند.^[۹] همچنین برای داده‌های ناشی از سری‌های زمانی و برای بررسی میانگین و واریانس فرایندهای هم‌بسته نمودارهای کنترل ارائه داده‌اند.^[۱۰ و ۱۱] در روش اخیر، که در این نوشتار از آن استفاده خواهد شد، از دو نوع تطبیق در مورد نمودار کنترلی استفاده می‌شود. در اولین تطبیق از واریانس واقعی موجود در فرایند، که برابر $\frac{\sigma_\epsilon^2}{1-\phi^2}$ است، استفاده می‌شود؛ و در دومین تطبیق ضریب انحراف معیار واقعی موجود در فرایند در محدوده‌ی کنترل تعدیل می‌شود به‌گونه‌ی که متوسط طول دنباله‌ی نمودار کنترلی در حالت خودهم‌بستگی، و نیز در حالت استقلال در زمانی که هیچ تغییری در فرایند ایجاد نشده، برابر باشد. (به عبارت دیگر

۵.۲. نمودار میانگین متحرک موزون نمایی باقی مانده‌ها در این روش ابتدا باقی مانده‌های مشاهداتی که به وسیله مدل $AR(1)$ به دست آمده‌اند با استفاده از رابطه‌ی ۶ محاسبه می‌شوند.

$$e_t = X_t - \mu - \phi(X_{t-1} - \mu) \quad (6)$$

چون e_t ها مستقل‌اند، می‌توان از نمودار میانگین متحرک موزون نمایی استاندارد برای آنها استفاده کرد. برای این کار آماره‌ی $W_{e,t}$ را از رابطه‌ی ۷ محاسبه می‌کنیم.

$$W_{e,t} = \lambda e_t + (1 - \lambda)W_{e,t-1} \quad (7)$$

همچنین واریانس $W_{e,t}$ را از رابطه‌ی ۸ محاسبه می‌کنیم.

$$Var(W_{e,t}) \approx \sigma_e^2 \left(\frac{\lambda}{2 - \lambda} \right) \quad (8)$$

بنابراین به سادگی می‌توانیم نمودار EWMA استاندارد را برای کنترل باقی مانده‌ها به کار ببریم. در حالتی که $\phi < 0$ عملکرد این نمودار نسبت به نمودار EWMA اصلاح شده بهتر است، ولی در حالت $\phi > 0$ نمودار EWMA اصلاح شده عملکرد بهتری خواهد داشت.^[۷]

۶.۲. نمودار میانگین متحرک موزون نمایی باقی مانده‌های اصلاح شده

در نمودار کنترل EWMA باقی مانده‌ها در حالت خودهم بستگی مثبت نیز فقط نسبتی از تغییرات به باقی مانده‌ها منتقل می‌شود که این باعث کاهش کارایی این نمودار در حالت خودهم بستگی مثبت می‌شود.^[۷] بنابراین می‌توان از یک تخمین‌گر قوی میانگین استفاده کرد و مضر ϕ از آن را به باقی مانده‌ها اضافه کرد تا همه‌ی تغییرات به باقی مانده‌ها منتقل شوند. حال با این مقادیر مانند داده‌های مستقل رفتار می‌کنیم و نمودار EWMA استاندارد را برای آنها ترسیم می‌کنیم. در به کارگیری ایده‌ی فوق ابتدا مقدار $W_{u,t}$ را از رابطه‌ی ۹ محاسبه می‌کنیم:

$$W_{u,t} = \lambda u_t + (1 - \lambda)W_{u,t-1} ; t = 1, 2, \dots \quad (9)$$

و سپس واریانس $W_{u,t}$ را از رابطه‌ی ۱۰ به دست می‌آوریم.

$$\sigma_{W_{u,t}}^2 \approx \sigma_u^2 \left(\frac{\lambda}{2 - \lambda} \right) \quad (10)$$

به این ترتیب می‌توان نمودار کنترلی EWMA را به سادگی پیاده کرد. در حالت $\phi > 0$ نمودار EWMA باقی مانده‌های اصلاح شده عملکرد بهتری نسبت به نمودارهای EWMA اصلاح شده و EWMA باقی مانده‌ها دارد، اما در حالت $\phi < 0$ نمودار EWMA باقی مانده‌ها همچنان بهترین انتخاب خواهد بود.^[۷]

اصلاح شده عملکرد بهتری دارد، اما هنگامی که ϕ منفی باشد نمودار باقی مانده‌ها نسبت به دو نمودار قبلی عملکرد بهتری دارد.^[۷]

۴.۲. نمودار میانگین متحرک موزون نمایی اصلاح شده

آماره‌ی میانگین متحرک موزون نمایی (EWMA) که در زمان t با $W_{x,t}$ نشان داده می‌شود، از طریق رابطه‌ی ۳ به دست می‌آید که در آن λ پارامتر مدل است.

$$W_{x,t} = \lambda X_t + (1 - \lambda)W_{x,t-1} \quad (3)$$

حال اگر X_t ها مستقل از هم باشند، واریانس $W_{x,t}$ از رابطه‌ی ۴ به دست می‌آید.

$$Var(W_{x,t}) = \left(\frac{\lambda}{2 - \lambda} \right) \sigma_x^2 \quad (4)$$

بنابراین برای کنترل یک فرایند می‌توان به سادگی از آماره‌ی EWMA مربوط به آن استفاده کرد. این نمودار توسط رابرتس پیشنهاد.^[۱۶] و توسط هانتز توسعه داده شده است.^[۱۷] همین‌طور کرودر روشی ساده برای محاسبه‌ی متوسط طول دنباله‌ی داخل محدوده‌ی کنترل در این نمودار ارائه داده است.^[۱۸]

نمودار EWMA نسبت به تغییرات در میانگین، در صورتی که این تغییر مقدار خیلی زیاد نباشد، ($\delta < 2/6$)، در مقایسه با نمودار شوهارت حساس تر است.^[۷] البته در نمودار کنترلی EWMA مقدار بهینه‌ی انحراف معیار فرایند متناسب با تغییر در میانگین، طوری تعیین می‌شود که نمودار بتواند سریع‌تر آن را شناسایی کند.^[۷]

حال چنانچه هم‌بستگی موجود در داده‌ها از نوع $AR(1)$ باشد، اثر آن بر نمودار EWMA استاندارد (نسبت به نمودار شوهارت استاندارد) بیشتر است؛ به‌ازای $\phi < 0$ این نمودار بسیار کم اثر عمل می‌کند و به‌ازای $\phi > 0$ نمودار زنگ خطرهای اشتباه بیشتری تولید می‌کند.

در نمودار EWMA اصلاح شده نیز با استفاده از استدلال مربوط به نمودار شوهارت اصلاح شده، ابتدا واریانس واقعی موجود در فرایند در حضور هم‌بستگی نوع اول^۱ محاسبه می‌شود. در این حالت ابتدا واریانس تقریبی آماره‌ی $W_{x,t}$ از رابطه‌ی ۵ به دست می‌آید.^[۷]

$$Var(W_{x,t}) \approx \frac{\sigma^2}{1 - \phi^2} \left(\frac{\lambda}{2 - \lambda} \right) \left(\frac{1 + \phi(1 - \lambda)}{1 - \phi(1 - \lambda)} \right) \quad (5)$$

سپس محدوده‌ی کنترل طوری اصلاح می‌شود که نمودار EWMA برای داده‌های مستقل و نیز برای داده‌های هم‌بسته دارای خطای نوع اول برابر باشد. آنگاه با توجه به خطای نوع دوم دو نمودار، مقایسه‌ی نمودارها صورت می‌گیرد.^[۱۹]

می شود. برای رفع این مشکل از نمودار کنترل باقی مانده های اصلاح شده استفاده می کنیم. در این نمودار مقادیر u_t را به صورت

$$u_t = y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} + (\phi_1 + \phi_2) \hat{\mu}_t \quad (13)$$

تعریف می کنیم که در آن $\hat{\mu}_t$ تخمین گر میانگین متحرک موزون نمایی برای میانگین فرایند است. بنابراین با این روش همه ی تغییرات را به باقی مانده ها منتقل می کنیم.

۴.۳. نمودار میانگین متحرک موزون نمایی اصلاح شده

در این روش محدودی کنترل طوری تعدیل می شود که هر دو نمودار EWMA برای داده های مستقل و داده های خودهم بسته دارای خطای نوع اول برابر باشند.

۵.۳. نمودار میانگین متحرک موزون نمایی باقی مانده ها

در این روش ابتدا باقی مانده های مشاهداتی که به وسیله ی مدل AR(2) ایجاد شده اند، محاسبه می شود و سپس با آنها مانند داده های مستقل رفتار می شود و نمودار EWMA استاندارد برای آنها به دست می آید.

۶.۳. نمودار میانگین متحرک موزون نمایی باقی مانده های

اصلاح شده

در نمودار کنترل EWMA باقی مانده ها در حالتی که هم بستگی ها از نوع مثبت باشند فقط نسبتی از تغییرات به باقی مانده ها منتقل می شود که به کاهش کارایی این نمودار منجر می شود. برای رفع این مشکل از نمودار کنترل EWMA باقی مانده های اصلاح شده چنان استفاده می شود که همه ی تغییرات به باقی مانده ها منتقل شود. در این روش ابتدا از یک تخمین گر قوی میانگین استفاده می شود و سپس مضر $\phi_1 + \phi_2$ از آن به باقی مانده ها اضافه می شود. در این حالت، هرگونه تغییر احتمالی در میانگین فرایند عیناً به باقی مانده ها منتقل می شود. سپس از نمودار EWMA استاندارد برای کنترل آن استفاده می شود.

۴. مقایسه ی متوسط طول دنباله برای روش های

توسعه یافته

کرودر برای محاسبه ی متوسط طول دنباله ی نمودارهای شوهارت اصلاح شده و EWMA اصلاح شده و EWMA باقی مانده ها، با استفاده از روش انتگرال فردهلم^{۱۱}، روشی ارائه داده است.^[۸] لانگ نکر و ریان نیز متوسط طول دنباله ی نمودار باقی مانده ها را از روشی که در ذیل به شرح آن می پردازیم، به دست آورده اند.^[۲۰]

فرض کنید برای $t > T$ احتمال آن که باقی مانده بین محدوده ی کنترلی قرار گیرد $P(\delta)$ و احتمال آنکه باقیمانده در لحظه ی T بین محدوده ی کنترلی قرار گیرد $P_1(\delta)$ باشد. در این صورت متوسط طول

۳. روش های کنترل آماری فرایند برای داده های خود

همبسته ی (۲) AR

در بخش دوم فرض شده که هم بستگی موجود در داده های ناشی از فرایند از نوع (۱) AR است. اما در این بخش فرض می کنیم که هم بستگی داده ها از نوع (۲) AR باشد و به توسعه ی الگوریتم هایی می پردازیم که در بخش دوم برای داده های خودهم بسته ی نوع (۱) AR مطرح شد. برای داده های خودهم بسته ی یک فرایند که از مدل AR(2) می آید،

داریم:

$$X_t - \mu = \phi_1(X_{t-1} - \mu) + \phi_2(X_{t-2} - \mu) + \epsilon_t ; t \in Z \quad (11)$$

که در آن $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ عناصر تصادفی خطا، ϕ_1 و ϕ_2 پارامترهای مدل، μ میانگین فرایند، و X_t مشاهده ی فرایند در زمان t هستند. در این صورت در پیوست A نشان داده ایم که واریانس مشاهدات مدل فوق از رابطه ی ۱۲ به دست می آید.

$$\sigma_x^2 = \frac{\sigma_\epsilon^2}{1 - \phi_1^2 - \phi_2^2 - 2\phi_1\phi_2(1 - \phi_1)^{-1}} \quad (12)$$

آنگاه با استفاده از این رابطه روش های مطرح شده در بخش های قبلی را مطابق روش های زیر توسعه می دهیم.

۱.۳. نمودار کنترل شوهارت اصلاح شده

برای تصحیح نمودار کنترل شوهارت که برای داده های خودهم بسته ی (۲) AR به کار می رود نیز می توان از دو نوع تطبیق استفاده کرد. در تطبیق اول از واریانس مشاهدات (رابطه ی ۱۲) استفاده می شود و در تطبیق دوم محدوده ی کنترلی را طوری اصلاح می کنیم که متوسط طول دنباله ی نمودار کنترلی در حالت خودهم بستگی و در حالت استقلال، هنگامی که هیچ تغییری در فرایند ایجاد نشده، برابر باشد.

۲.۳. نمودار کنترل باقی مانده ها

همانند نمودار کنترل باقی مانده برای مشاهداتی که از مدل AR(1) می آید، در این روش نیز از این واقعیت استفاده می شود که باقیمانده های مشاهداتی که به وسیله ی مدل AR(2) ایجاد شده اند مستقل اند. به عبارت دیگر می توان آن ها از رابطه ی ۱۱ محاسبه، و با استفاده از نمودارهای کنترلی استاندارد پیش کرد.

۳.۳. نمودار کنترل باقی مانده های اصلاح شده

در نمودار کنترل باقی مانده ها در حالتی که هم بستگی مثبت وجود داشته باشد، فقط نسبتی از تغییرات که برابر $(1 - \phi_1 - \phi_2)\sigma_x$ است، به باقی مانده ها منتقل می شود که این موجب کاهش کارایی این نمودار

طریق شبیه سازی به دست آمده است. هر مقدار از متوسط طول دنباله، نتیجه‌ی ۱۰۰۰۰ بار اجرای الگوریتمی است که از طریق آن داده‌های خودهم‌بسته تولید می‌شوند (شکل ۱). مقدار C در این الگوریتم چنان تعیین می‌شود که مقدار خطای نوع اول نمودار مورد نظر برابر مقدار خطای نمودار شوهارت استاندارد باشند.

جداول ۱ تا ۳ نتایج شبیه‌سازی را برای مدل AR(۱) به‌ازای $\phi = -0/6, 0/6, 0/95$ و جداول ۴ و ۵ این نتایج را برای مدل AR(۲) در بر دارند. نتایج ارائه شده در جدول ۱ نشان می‌دهد که به‌ازای $\phi = -0/6$ ، نمودار EWMA باقی‌مانده‌ها، نسبت به سایر نمودارها عملکرد بهتری دارد. از جدول ۲ می‌توان به این نتیجه رسید که به‌ازای ϕ مثبت و کوچکتر از ۰/۹۵، نمودار EWMA باقی‌مانده‌های اصلاح شده نسبت به سایر نمودارها عملکرد بهتری دارد. به‌ازای ϕ مثبت و بزرگ‌تر از ۰/۹۵، نمودار شوهارت باقی‌مانده‌های اصلاح شده در جدول ۳ عملکرد بهتری دارد. نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که به‌ازای $\sum_{i=1}^p \phi_i$ مثبت، نمودار EWMA باقی‌مانده‌های اصلاح شده عملکرد بهتری دارد. همچنین از جدول ۵ می‌توان به این نتیجه رسید که به‌ازای $\sum_{i=1}^p \phi_i$ منفی، نمودار EWMA باقی‌مانده‌ها عملکرد بهتری دارد.

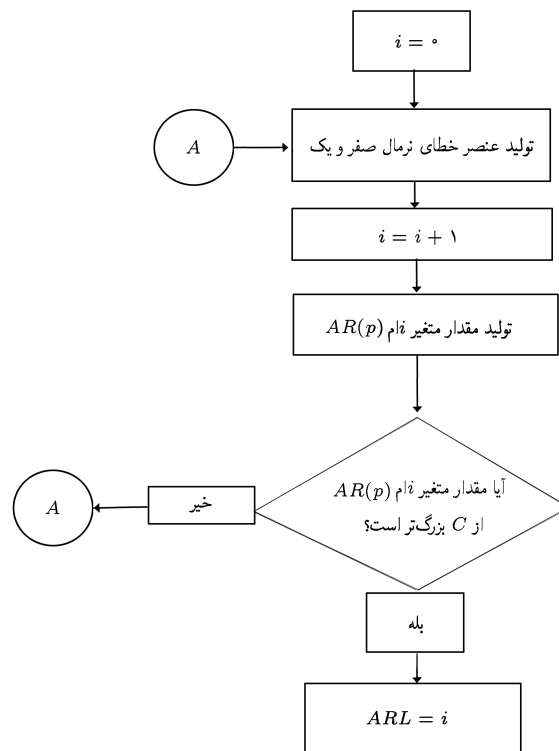
به‌صورت خلاصه این مطالعه‌ی شبیه‌سازی نشان داده است که برای داده‌های خودهم‌بسته از نوع AR(۱) روش EWMA باقی‌مانده‌ها به‌ازای $\phi < 0$ نسبت به سایر نمودارها دارای ARL بهتری است. به‌ازای $0 < \phi < 0/95$ نیز نمودار EWMA باقی‌مانده‌های اصلاح شده نسبت به سایر نمودارها دارای ARL بهتری است، ولی برای $0/95 \leq \phi$ نمودار شوهارت باقی‌مانده‌های اصلاح شده نسبت به سایر نمودارها دارای ARL بهتری است. استفاده از این نمودارها به‌دلیل سهولت کاربرد، توصیه می‌شود. این مطالعه نشان داده است که در مورد مدل AR(۲) چنانچه $\sum_{i=1}^p \phi_i$ مثبت باشد بهتر است از نمودار EWMA باقی‌مانده‌های اصلاح شده استفاده کنیم (چنانچه تغییر در میانگین

دنباله برای نمودار باقی‌مانده‌ها ($ARL_{rc}(\delta)$) از رابطه‌ی ۱۴ به دست می‌آید.

$$ARL_{rc}(\delta) = 1 + \frac{1}{1 - P(\delta)} P_1(\delta) \quad (14)$$

از طریق شبیه‌سازی نیز می‌توان متوسط طول دنباله‌ی نمودار شوهارت باقی‌مانده‌های اصلاح شده و EWMA باقی‌مانده‌های اصلاح شده را به دست آورد.

در این تحقیق متوسط طول دنباله‌ی همه‌ی نمودارهای مطرح شده از



شکل ۱. الگوریتم تولید مقدار برای محاسبه‌ی متوسط طول دنباله‌ی نمودارهای کنترل.

جدول ۱. مقایسه‌ی ARL روش‌های مختلف به‌ازای $\phi = -0/6$.

EWMA باقی‌مانده‌ی اصلاح‌شده	EWMA باقی‌مانده‌ی	EWMA اصلاح شده	باقی‌مانده‌ی اصلاح شده	باقی‌مانده	شوهارت اصلاح شده	تغییر در میانگین (مضرب سیگما)
۱۴۹,۸۶	۱۲۳,۷۳	۱۳۲,۵۸	۳۳۶,۵۹	۳۰۲,۱۹	۳۵۱	۰/۱
۴۹,۸۴	۴۱,۸۸	۴۳,۸۲	۲۶۸,۴۴	۱۹۴,۵۷	۳۰۷,۲۶	۰/۲
۳۲,۱۷	۲۸,۳۴	۳۰,۵۰	۲۲۸,۸۴	۱۵۱,۲۸	۲۸۱,۲	۰/۲۵
۱۳,۷۶	۱۳,۳۵	۱۴,۲	۱۳۵,۰۷	۶۸,۶۳	۱۹۵,۳۴	۰/۴
۷,۴۱	۷,۶	۸,۰۱	۶۰,۱۶	۲۷,۹۴	۱۱۷,۴۹	۰/۶
۵,۰۶	۵,۳۴	۵,۵۳	۲۵,۷۸	۱۲,۶۷	۱۲۷,۱	۰/۸
۳,۸۹	۴,۱۳	۴,۲۷	۱۰,۶۷	۶,۲۷	۴۳,۰۶	۱
۲,۵۲	۲,۷۶	۲,۷۳	۲,۱۸	۲,۰۱۷	۱۲,۹۲	۱,۵

جدول ۲. مقایسه‌ی ARL روش‌های مختلف به‌ازای $\phi = 0/6$.

EWMA	EWMA	EWMA	باقی مانده‌ی اصلاح شده	باقی مانده	شوهارت اصلاح شده	تغییر در میانگین (مضرب سیگما)
۳۱۸,۷۲	۳۲۹,۰۹	۳۲۷,۸۵	۳۵۵,۳	۳۶۷,۰۲	۳۶۳,۲۸	۰,۱
۲۶,۰۱	۲۴۷,۹۱	۲۴۳,۹۴	۳۰۸,۱۷	۳۴۸,۹۵	۳۱۹,۰۷	۰,۲
۱۸۶,۷۴	۲۱۰,۴۴	۲۰۲,۴۳	۲۷۸,۳۲	۳۴۲,۸۳	۲۹۴,۸۳	۰,۲۵
۱۰۶,۳۸	۱۲۴,۵۶	۱۱۷,۴۸	۱۹۹,۴۲	۳۰۷,۸۳	۲۱۹,۷۱	۰,۴
۵۷,۸۱	۶۷,۳۸	۶۴,۴۷	۱۱۹,۷۸	۲۵۳,۰۷	۱۴۱,۲۲	۰,۶
۳۶,۸۴	۴۲,۱۵	۳۹,۹۶	۷۶,۳۴	۱۹۸,۵۵	۹۰,۲۳	۰,۸
۲۶,۳۲	۲۸,۳۹	۲۷,۷۵	۵۱,۴۲	۱۵۸,۱۸	۵۹,۳۴	۱
۱۵,۴۷	۱۴,۸	۱۴,۸۳	۲۴,۴۱	۸۱,۷	۲۴,۶۲	۱,۵

جدول ۳. مقایسه‌ی ARL روش‌های مختلف به‌ازای $\phi = 0/95$.

EWMA	EWMA	EWMA	باقی مانده‌ی اصلاح شده	باقی مانده	شوهارت اصلاح شده	تغییر در میانگین (مضرب سیگما)
۳۶۳,۵۴	۳۶۷,۵	۳۶۲,۴۴	۳۶۱,۹۸	۳۷۰,۹۱	۳۶۷,۲۴	۰,۱
۳۴۷,۶	۳۵۱,۲	۳۴۵,۹	۳۴۵,۲۸	۳۶۹,۲۵	۳۴۶,۴۱	۰,۲
۳۲۸,۷۷	۳۴۴,۳۸	۳۲۹,۵۹۳	۳۲۸,۶۲	۳۶۸,۱۸	۳۳۳,۳۲	۰,۲۵
۲۷۸,۱۵	۳۰۶,۹۴	۲۸۳,۴	۲۷۹,۱۷	۳۶۴,۷۲	۲۹۰,۰۷	۰,۴
۲۱۳,۶۹	۲۵۵,۸۳	۲۱۷,۵۸	۲۱۲,۵	۳۵۵,۲۳	۲۳۱,۵۷	۰,۶
۱۶۰,۱۸	۲۰۶,۰۹	۱۶۶,۴۹	۱۶۲,۱۸	۳۴۳,۲۹	۱۷۶,۲۳	۰,۸
۱۲۵,۷۶	۱۶۴,۴۷	۱۲۷,۳	۱۲۵,۴۷	۳۲۹,۷۴	۱۳۵,۵۵	۱
۷۴,۷	۹۵,۳۵	۷۵,۰۸	۷۵,۸	۲۸۷,۵۲	۷۸,۵۲	۱,۵

جدول ۴. مقایسه‌ی ARL روش‌های مختلف به‌ازای $\phi_1 = 0/4$ و $\phi_2 = 0/2$.

EWMA	EWMA	EWMA	باقی مانده‌ی اصلاح شده	باقی مانده	شوهارت اصلاح شده	تغییر در میانگین (مضرب سیگما)
۳۲۴,۷۲	۳۳۶,۰۱	۳۳۴,۱۸	۳۴۸,۲۶	۳۶۰,۰۲	۳۵۱,۲۹	۰,۱
۲۴۱,۶۳	۲۵۵,۹۸	۲۵۴,۸۲	۳۰۵,۷۱	۳۳۹,۲۷	۳۲۱,۳۹	۰,۲
۱۹۸,۱۴	۲۱۸,۵۲	۲۱۳,۵۶	۲۸۰,۸۰	۳۳۱,۶۴	۲۹۸,۰۴	۰,۲۵
۱۱۶,۰۵	۱۳۲,۴۱	۱۲۷,۷۸	۲۰۶,۹۲	۳۰۳,۶۴	۲۱۷,۴۶	۰,۴
۶۳,۴۷	۷۳,۹۱	۶۹,۸۹	۱۲۸,۲۷	۲۵۹,۳۴	۱۳۹,۲۷	۰,۶
۴۰,۳۲	۴۵,۶۲	۴۴,۰۴	۸۵,۱۹	۲۰۹,۱۵	۹۱,۴۵	۰,۸
۲۹,۳	۳۱,۵	۳۰,۰۱	۵۷,۴۱	۱۶۲,۷۹	۵۹,۷۱	۱
۱۶,۵۷	۱۶,۳۳	۱۵,۸	۲۷,۹۵	۸۷,۳۴	۲۵,۹۱	۱,۵

۵. الگوریتم پیشنهادی

با فرض اینکه خودهم‌بستگی موجود در داده‌ها حداکثر تا فاصله‌ی زمانی دو (lag ۲) مورد نظر است، و با توجه به توضیحات قبلی برای کنترل آماری یک فرایند با اندازه‌ی نمونه‌ی l گام‌های زیر پیشنهاد می‌شود:

بیشتر از ۱/۵ برابر انحراف معیار باشد نمودار EWMA نسبت به سایر نمودارها اصلاح شده‌ی کارایی بالاتری دارد، در غیر این صورت بهتر است از نمودار EWMA باقی مانده‌ها استفاده کنیم. به این ترتیب می‌توان الگوریتمی پیشنهاد داد که در آن با تخمین خودهم‌بستگی موجود در داده‌های ناشی از فرایند، نمودار مناسب برای پایش آن مطرح می‌شود.

جدول ۵. مقایسه‌ی ARL روش‌های مختلف به‌ازای $\phi_1 = -0/4$ و $\phi_2 = 0/2$.

EWMA	EWMA	EWMA	باقی مانده‌ی اصلاح شده	باقی مانده	شوهارت اصلاح شده	تغییر در میانگین (مضرب سیگما)
۱۵۰/۳۱	۱۴۹/۱۸	۱۵۵/۳۶	۳۴۵/۹۵	۳۲۳/۶۹	۳۴۹/۱	۰/۱
۵۳/۹۵	۵۳/۷۱	۵۵/۳۵	۲۹۵/۹۶	۲۳۲/۲۱	۳۰۵/۸۱	۰/۲
۳۶/۲۲	۳۶/۸۶	۳۷/۷۷	۲۵۸/۳۵	۱۸۷/۲۳	۲۷۶/۶۹	۰/۲۵
۱۶/۸۳	۱۶/۶۹	۱۷/۳	۱۶۶/۰۸	۹۶/۱۸	۱۹۹/۳۹	۰/۴
۹/۲۷	۹/۲۴	۹/۶۵	۸۴/۶۶	۴۰/۳۳	۱۱۶/۷۶	۰/۶
۶/۴۹	۶/۳۶	۶/۶۴	۴۲/۳۵	۱۸/۷۶	۶۸/۸۶	۰/۸
۴/۹۳	۴/۹۵	۴/۹۹	۲۰	۹/۷۶	۴۱/۲۶	۱
۳/۱۹	۳/۲	۳/۱۴	۴/۵۶	۲/۹۵	۱۱/۵۵	۱/۵

۱. مشخصه‌های کیفی فرایند، روش جمع‌آوری داده و به‌کارگیری الگوریتم خواهیم پرداخت.

۱.۶. معرفی کارخانه

کارخانجات کابل‌های مخابراتی شهید قندی، تحت پوشش وزارت ارتباطات و فناوری اطلاعات، در راستای نیل به خودکفایی صنعتی و تأمین نیازهای روزافزون شبکه‌ی مخابراتی کشور به کابل‌های مخابراتی، در سال ۱۳۶۳ و در شهر یزد تأسیس شد. این مجتمع عظیم صنعتی در زمینی به مساحت یکصد هکتار، و زیربنایی معادل ۲۰۰ هزار متر مربع و با سرمایه‌ی ریالی معادل ۳۰ میلیارد ریال و سرمایه‌ی ارزی معادل ۹۳ میلیون دلار افتتاح و بهره‌برداری شد. عملیات ساختمانی این کارخانجات که با پیشرفت بسیار سریع همراه بود در فروردین ۱۳۶۷ آغاز شد و در ۲۲ بهمن همان سال، فاز اول (سالن تولید کابل نوری) به بهره‌برداری رسید.

تولید انبوه کابل مسی، در قالب فاز دوم، در سال ۱۳۶۹ آغاز شد و در هفتم آذر ماه ۱۳۷۱، فاز ۱ و ۲ آن افتتاح شد. ظرفیت تولید سالانه‌ی فاز یک ۵۰۰۰ کیلومتر از انواع کابل نوری، و میزان تولید انواع کابل مسی فاز دو سالانه MCM ۴۰۰۰، معادل چهار میلیارد متر هادی مخابراتی است. همچنین این کارخانه قادر به تولید سالانه ۴۰۰۰۰ کیلومتر سیم دابل هوایی و ۲۰۰۰۰ کیلومتر کابل ساده‌ی هوایی است، که در شبکه‌ی مخابرات کشور مصرف بالایی دارد.

ویژگی بارز این مجتمع صنعتی به‌کارگیری پیشرفته‌ترین ماشین‌آلات کابل‌سازی جهان، انجام عملیات نصب توسط متخصصین داخلی، و نیز ساخت بخشی از ماشین‌آلات مورد نیاز توسط نیروهای متعهد و متخصص کارخانه است. در این کارخانه همه‌ی مراحل تولید و پردازش مواد توسط مدرن‌ترین دستگاه‌های رایانه‌ی و خودکار تحت کنترل است. به‌کارگیری این نوع سیستم کنترل نه تنها باعث افزایش کیفیت تولید شده،

۱. بعد از جمع‌آوری داده نمودار خودهم‌بستگی را رسم کنید.

۲. مقدار خودهم‌بستگی فاصله‌ی زمانی یک (lag ۱) و دو (lag ۲) را برای مشخصه‌ی کیفی به دست آورید. چنانچه این مقادیر داخل محدوده‌ی کنترل بودند به گام ۳ بروید، و چنانچه فقط مقدار خودهم‌بستگی فاصله‌ی زمانی ۱ خارج از محدوده‌ی کنترل بود، به گام ۴ بروید. اگر هر دو مقدار خودهم‌بستگی فاصله‌ی زمانی ۱ و ۲ خارج از محدوده‌ی کنترل بودند به گام ۵ بروید.

۳. از نمودار استاندارد برای پایش‌های انفرادی استفاده کنید.

۴. در این حالت به وسیله‌ی نرم‌افزارهای آماری مدل (۱) AR مناسب را تخصیص دهید. چنانچه باقی مانده‌های مدل تخصیصی ناهم‌بسته باشند و از توزیع نرمال برخوردار باشند، آنگاه به‌ازای خودهم‌بستگی $0/95 < \phi < 0$ ، از نمودار EWMA باقی مانده‌های اصلاح شده برای پایش فرایند استفاده کنید. چنانچه $0/95 \leq \phi$ باشد از نمودار شوهارت باقی مانده‌های اصلاح شده استفاده کنید، و اگر خودهم‌بستگی منفی بین داده‌ها وجود داشته باشد، برای کنترل فرایند از نمودار EWMA باقی مانده‌ها استفاده کنید.

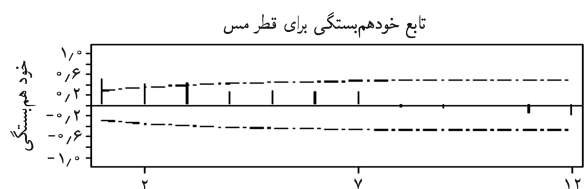
۵. به وسیله‌ی نرم‌افزارهای آماری مدل (۲) AR مناسب را تخصیص دهید و سپس چنانچه باقی مانده‌های مدل تخصیصی ناهم‌بسته و برخوردار از توزیع نرمال باشند و $0 \leq \phi_1 + \phi_2$ باشد از نمودار EWMA باقی مانده‌های اصلاح شده برای پایش فرایند استفاده کنید؛ چنانچه $0 < \phi_1 + \phi_2$ باشد استفاده از نمودار EWMA باقی مانده‌ها برای این کار لازم است.

۶. مطالعه‌ی موردی

در این بخش به کاربرد واقعی الگوریتم پیشنهادی می‌پردازیم. برای این کار ابتدا به خصوصیات کلی سیستم موجود، و سپس فرایند تولید،

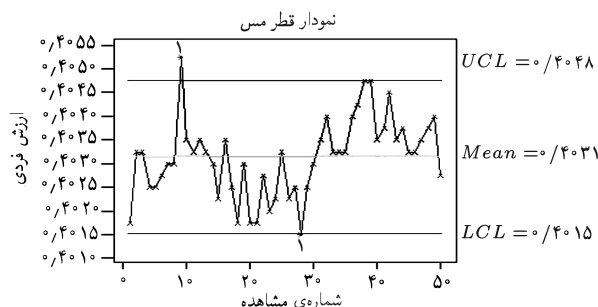
نشان می دهد. اما از آنجا که این نمودار کنترلی با استفاده از داده های خودهم بسته رسم شده، نقاط خارج از محدوده نمی تواند دال بر خارج از کنترل بودن فرایند باشد. بررسی مدل سری زمانی داده ها، با استفاده از نرم افزار و تجزیه و تحلیل ARIMA صورت گرفت و مدل حاصل برای X_t به صورت $X_t = 0/4177X_{t-1} + 0/1964X_{t-2} + 0/1562$ به دست آمد.

شکل ۴ نمودار احتمال نرمال باقی مانده های قطر مس، و شکل ۵ نمودار خودهم بستگی باقی مانده های مربوط به قطر مس را نشان

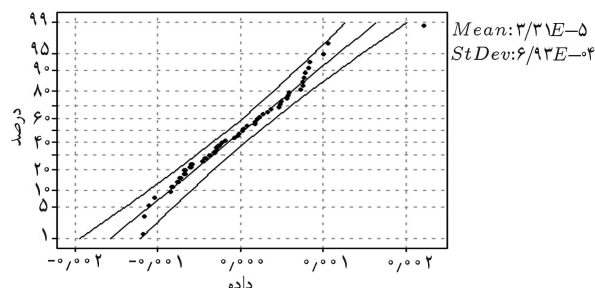


Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
۱	۰٫۵۱	۳٫۵۸	۱۳٫۶۳	۸	-۰٫۰۴	-۰٫۱۶	۵۰٫۶۴
۲	۰٫۴۱	۲٫۳۷	۲۲٫۸۸	۹	-۰٫۰۶	-۰٫۲۷	۵۰٫۹۰
۳	۰٫۴۴	۲٫۲۸	۳۳٫۵۳	۱۰	۰٫۰۰	۰٫۰۲	۵۰٫۹۰
۴	۰٫۲۶	۱٫۲۴	۳۷٫۴۳	۱۱	-۰٫۱۶	-۰٫۶۷	۵۲٫۶۱
۵	۰٫۲۹	۱٫۳۲	۴۲٫۲۴	۱۲	-۰٫۱۹	-۰٫۷۹	۵۵٫۰۹
۶	۰٫۲۸	۱٫۲۲	۴۶٫۷۲				
۷	۰٫۲۵	۱٫۰۸	۵۰٫۵۵				

شکل ۲. نمودار خودهم بستگی قطر مس.



شکل ۳. نمودار شوهارت استاندارد قطر مس برای مشاهدات انفرادی.



شکل ۴. نمودار احتمال نرمال باقی مانده ها برای قطر مس.

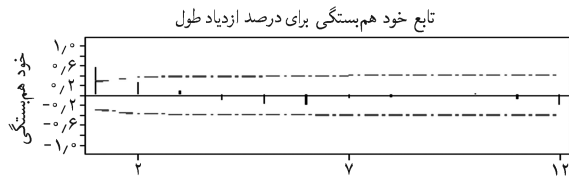
بلکه در تقلیل ضایعات تولیدی نیز نقش به سزایی داشته است. در همین راستا، استفاده از سیستم ربات در خطوط تولید، که در نوع خود در سطح کشور منحصر به فرد است، باعث افزایش تولید و نیز افزایش بهره وری در این کارخانه شده است. ربات های هوشمند قادر به تشخیص رنگ، تهیه ی آمار تولید، جابه جایی قرقره ها هستند و در افزایش میزان تولید و بالا رفتن کیفیت محصول جایگاه ارزشمندی را به خود اختصاص داده اند.

۲.۶. مراحل تولید کابل های مسی

مراحل تولید کابل های تک رشته عبارتند از: ۱. کشش اولیه؛ ۲. کشش و عایق زنی (تاندن)؛ ۳. زوج کردن؛ ۴. گروپ توئینر؛ ۵. تابنده ی کوچک (استرندر ۱۶۰۰)؛ ۶. تابنده ی بزرگ (استرندر ۲۵۰۰)؛ و ۷. روکش زنی. از آنجا که پارامترهای کیفی قطر مس، قطر عایق و از زیاد طول از مهم ترین پارامترهای کابل های تک رشته اند، و نامطلوب بودن آنها در مراحل بعدی منجر به پیدایش مشکلات مضاعفی می شود؛ لذا این سه پارامتر برای بررسی و تجزیه و تحلیل انتخاب شدند. در نمونه گیری، از میان این سه پارامتر ابتدا عوامل مؤثر بر تغییر آنها در خط شناسایی و در هنگام نمونه گیری، تحت کنترل درآمدند. برای عمل نمونه گیری از اندازه گیری های انفرادی استفاده شده است، چرا که فرایند تولیدی مورد بررسی از نوع پیوسته است و در آن محصول دسته های تولیدی (قرقره کابل های تولیدی) به لحاظ سه پارامتر کیفی مورد نظر، از کیفیت تقریباً یکسانی برخوردارند. [۲۱] نمونه گیری بدین صورت انجام گرفت که با جدا کردن مقداری تک رشته از انتهای هر قرقره (به ترتیب تولید)، برای هر پارامتر یک نمونه مورد بررسی قرار گرفت. جمعاً ۵۰ نمونه ی انفرادی برای هر پارامتر اندازه گیری شد و سپس توسط نرم افزار Minitab تجزیه و تحلیل شد. در ادامه نتایج حاصل از نرم افزار به ازای هر یک از مشخصه های کیفی تشریح می شود.

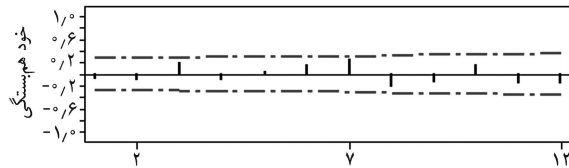
۳.۶. قطر مس

با استفاده از آزمایش های انجام شده برای نمونه های به دست آمده، ابتدا نمودار خودهم بستگی برای بررسی و تشخیص وجود و میزان همبستگی داده ها رسم شد. برای فاصله ی زمانی ۱ مقدار خودهم بستگی ۰٫۵۱۹ و برای فاصله ی زمانی ۲، این مقدار ۰٫۴۱۰ به دست آمد. برای فواصل زمانی دیگر نیز به همین ترتیب مقادیر خودهم بستگی محاسبه و بر روی نمودار شکل ۲ ترسیم شد. این نمودار نشان می دهد که مقادیر خودهم بستگی نوع اول و دوم از محدوده ی استاندارد خارج شده اند. بنابراین مدل $AR(2)$ مدل مناسبی است. نمودار کنترلی شوهارت معمولی مربوط به اندازه گیری های انفرادی برای داده های خود همبسته نیز در شکل ۳ آورده شده است. همان طور که از شکل ۳ پیداست، چندین نقطه از محدوده ی کنترلی خارج اند و نمودار وضعیت خارج از کنترل را



Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	0,057	4,03	17,28	8	-0,03	-0,17	25,93
2	0,25	1,40	20,78	9	0,02	0,08	25,94
3	0,10	0,52	21,31	10	0,04	0,18	26,03
4	-0,10	-0,51	21,85	11	-0,09	-0,46	26,57
5	-0,17	-0,91	23,59	12	-0,20	-1,01	29,35
6	-0,19	-0,96	25,64				
7	-0,06	-0,30	25,86				

شکل ۷. نمودار خودهم‌بستگی درصد افزایش طول.



Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	-0,06	-0,44	0,20	8	-0,21	-1,31	12,27
2	-0,09	-0,62	0,62	9	-0,13	-0,75	13,27
3	0,20	1,43	2,92	10	0,17	1,01	15,19
4	-0,09	-0,62	3,40	11	-0,14	-0,80	16,46
5	0,05	0,33	3,55	12	-0,14	-0,80	17,82
6	0,16	1,04	4,99				
7	0,27	1,77	9,45				

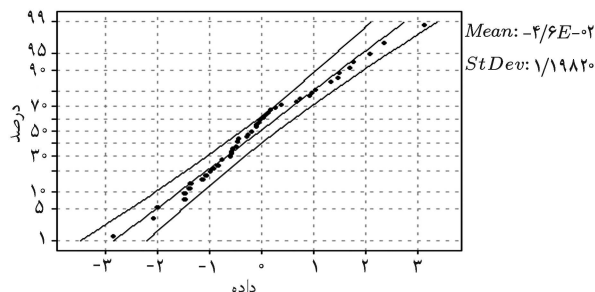
شکل ۵. نمودار خودهم‌بستگی باقی مانده‌ها برای قطر مس.

مربوط به اندازه‌گیری‌های انفرادی برای داده‌های هم‌بسته (شکل ۸)، نشان می‌دهد که چندین نقطه از محدوده‌ی کنترلی خارج‌اند. اما چون نمودار کنترلی با استفاده از داده‌های هم‌بسته رسم شده، نقاط خارج از محدوده نمی‌تواند دال بر خارج از کنترل بودن فرایند باشد.

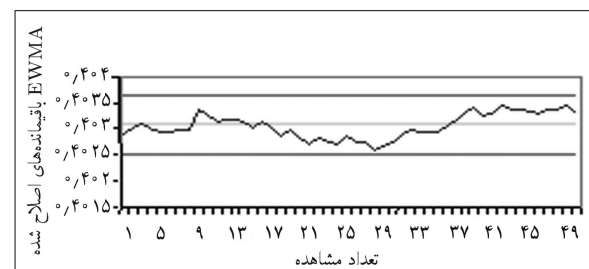
برای بررسی مدل سری زمانی داده‌ها، تجزیه و تحلیل ARIMA صورت گرفت و مدل حاصل برای X_t با استفاده از نرم‌افزار به صورت $X_t = 0,6088X_{t-1} + 8/869$ به دست آمد. همین‌طور نمودار احتمال نرمال باقی مانده‌های درصد افزایش طول (شکل ۹) و نمودار خودهم‌بستگی باقی مانده‌های درصد افزایش طول (شکل ۱۰) رسم شد.



شکل ۸. نمودار شوهارت استاندارد برای درصد افزایش طول.



شکل ۹. نمودار احتمال نرمال باقی مانده‌ها برای درصد افزایش طول.

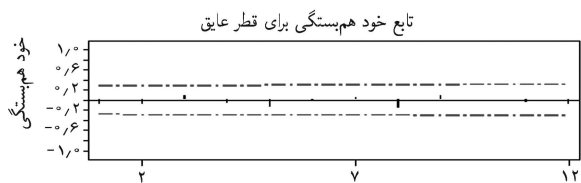


شکل ۶. نمودار EWMA باقیمانده‌های اصلاح شده برای قطر مس.

می‌دهد. همان‌طور که از شکل‌ها پیداست باقی مانده‌ها از توزیع نرمال برخوردارند و بین آنها خودهم‌بستگی وجود ندارد. بنابراین براساس الگوریتم پیشنهادی از نمودار EWMA باقی مانده‌های اصلاح شده استفاده شد. برای استفاده از این الگوریتم توسط نرم‌افزار Excel برنامه‌ی نوشته شد و سپس پارامترهای مورد نیاز این برنامه توسط نرم‌افزار Minitab به دست آمد (شکل ۶). همان‌طور که از این شکل مشاهده می‌شود پارامتر کیفی قطر مس تحت کنترل آماری قرار دارد و نمودار EWMA باقی مانده‌های اصلاح شده هیچ نقطه‌ی خارج از کنترلی را نشان نمی‌دهد.

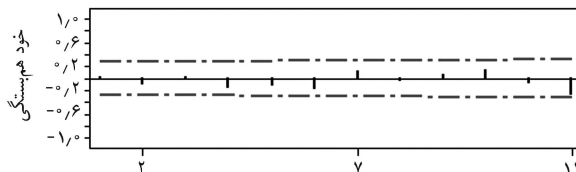
۴.۶. درصد افزایش طول

برای مشخصه‌ی کیفی درصد افزایش طول، ابتدا نمودار خودهم‌بستگی برای بررسی و تشخیص وجود و میزان هم‌بستگی داده‌ها رسم شد. برای فاصله‌ی زمانی ۱ مقدار خودهم‌بستگی ۰/۵۷ و برای فواصل زمانی دیگر نیز به همین ترتیب مقادیر خودهم‌بستگی محاسبه و روی نموداری ترسیم شد (شکل ۷). این نمودار نشان می‌دهد که مقدار خودهم‌بستگی نوع اول از محدوده‌ی استاندارد خارج شده است، اما بقیه‌ی مقادیر خودهم‌بستگی داخل محدوده‌ی کنترل قرار دارند. بنابراین مدل AR (۱) مدل مناسبی است. نمودار کنترلی شوهارت معمولی



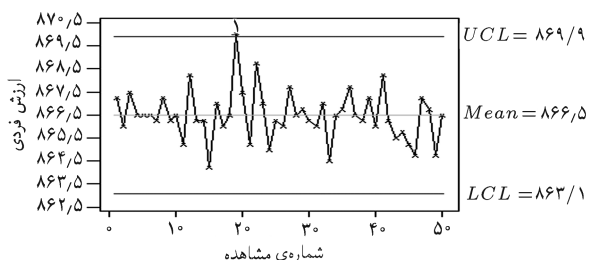
Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
۱	-۰٫۰۹	-۰٫۶۳	۰٫۴۳	۸	-۰٫۱۶	-۱٫۰۸	۴٫۲۰
۲	-۰٫۰۹	-۰٫۶۰	۰٫۸۲	۹	۰٫۱۰	۰٫۶۸	۴٫۸۸
۳	۰٫۰۹	۰٫۶۵	۱٫۳۰	۱۰	۰٫۰۱	۰٫۰۹	۴٫۸۹
۴	-۰٫۰۶	-۰٫۳۹	۱٫۴۸	۱۱	-۰٫۰۴	-۰٫۲۵	۴٫۹۸
۵	-۰٫۱۳	-۰٫۹۱	۲٫۴۹	۱۲	-۰٫۰۷	-۰٫۴۵	۵٫۳۱
۶	-۰٫۰۲	-۰٫۱۰	۲٫۵۰				
۷	۰٫۰۵	۰٫۳۱	۲٫۶۳				

شکل ۱۲. نمودار خود همبستگی قطر عایق.

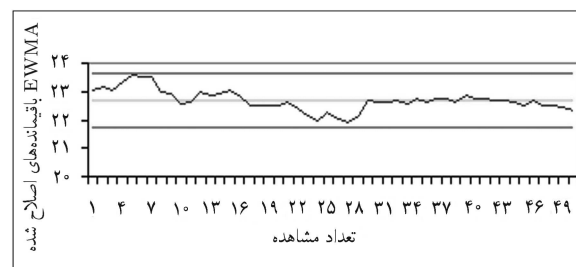


Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
۱	۰٫۰۲	۰٫۱۷	۰٫۰۳	۸	-۰٫۰۳	-۰٫۱۷	۵٫۱۰
۲	-۰٫۰۸	-۰٫۵۸	۰٫۳۹	۹	۰٫۰۶	۰٫۴۰	۵٫۳۴
۳	۰٫۰۳	۰٫۲۳	۰٫۴۶	۱۰	۰٫۱۴	۰٫۹۴	۶٫۷۰
۴	-۰٫۱۵	-۱٫۰۵	۱٫۷۲	۱۱	-۰٫۰۶	-۰٫۳۸	۶٫۹۴
۵	-۰٫۱۱	-۰٫۷۷	۲٫۴۵	۱۲	-۰٫۲۷	-۱٫۶۹	۱۱٫۷۶
۶	-۰٫۱۷	-۱٫۱۶	۴٫۱۹				
۷	۰٫۱۲	۰٫۷۹	۵٫۰۶				

شکل ۱۰. نمودار خود همبستگی باقی مانده ها برای درصد ازدیاد طول.



شکل ۱۳. نمودار شوهارت استاندارد قطر عایق.



شکل ۱۱. نمودار EWMA باقی مانده های اصلاح شده برای درصد ازدیاد طول.

استفاده کرد (شکل ۱۳). از نمودار شکل ۱۳ پیداست که فرایند تقریباً تحت کنترل آماری است.

۷. نتیجه گیری

نمودارهای کنترل یکی از قوی ترین ابزار کنترل آماری یک فرایند هستند، ولی اگر فرایندی، داده های خود هم بسته تولید کند، نمودارهای کنترل بسته به نوع هم بستگی زنگ خطرهای اشتباهی تولید می کنند یا بسیار کم اثر عمل می کنند. بنابراین برای حصول اطمینان از عملکرد صحیح نمودارهای کنترل، باید ابتدا به تحلیل خود هم بستگی آن ها بپردازیم؛ چنانچه داده ها خود هم بسته بودند از الگوریتم ارائه شده در این نوشتار استفاده می کنیم. برای این کار در این نوشتار یک مطالعه ی موردی انجام شد و مراحل موجود در الگوریتم پیشنهادی برای این مورد به کار گرفته شد.

در این نوشتار فقط مدل های $AR(1)$ و $AR(2)$ در نظر گرفته شده اند، در حالی که ممکن است در عمل با هم بستگی های درجه ی بالاتر مواجه باشیم که در این زمینه باید الگوریتم های مشابه توسعه داده شود، و نیز مقادیر مناسب محدوده ی کنترلی نمودار کنترل با استفاده روش های تحلیلی یا شبیه سازی تعیین شود. همچنین می توان روش هایی

این نمودارها نشان می دهند که باقی مانده ها از توزیع نرمال برخوردارند و بین آنها خود هم بستگی وجود ندارد.

بنابراین براساس الگوریتم پیشنهادی، چون $\phi < 0.95$ ، از نمودار EWMA باقی مانده های اصلاح شده استفاده شد. برای استفاده از این الگوریتم ابتدا به وسیله ی نرم افزار Excel برنامه یی نوشته شد و سپس پارامترهای مورد نیاز این برنامه به وسیله ی نرم افزار Minitab به دست آمد.

شکل ۱۱ نشان دهنده ی نمودار EWMA باقی مانده های اصلاح شده برای درصد ازدیاد طول است. همان طور که مشاهده می شود پارامتر کیفی درصد ازدیاد طول تحت کنترل آماری قرار دارد و نمودار EWMA باقی مانده های اصلاح شده هیچ نقطه ی خارج از محدوده ی کنترلی را نشان نمی دهد.

۵.۶. قطر عایق

برای قطر عایق نیز مقدار خود هم بستگی فاصله ی زمانی ۱ برابر 0.9 - به دست آمد. همچنین سایر مقادیر خود هم بستگی نیز خارج از محدوده ی مورد انتظار واقع نشدند (شکل ۱۲). بنابراین می توان از نمودار کنترلی معمولی شوهارت برای اندازه گیری های انفرادی برای کنترل این پارامتر

$$\begin{aligned}
 & Cov(\mu + \phi_1(x_{t-1} - \mu) + \phi_2(x_{t-2} - \mu) + \epsilon_t, x_{t-1}) \\
 & = cov(\phi_1 x_{t-1}, x_{t-1}) + cov(\phi_2 x_{t-2}, x_{t-1}) + \\
 & cov(\epsilon_t, x_{t-1}) + cov(\mu(1 - \phi_1 - \phi_2), x_{t-1}) = \phi_1 \sigma_x^2 + \\
 & \phi_2 A \rightarrow A = \phi_1 \sigma_x^2 + \phi_2 A \rightarrow A = \frac{\phi_1 \sigma_x^2}{1 - \phi_2} \\
 & \sigma_x^2 = var(X_t) = \phi_1^2 \sigma_x^2 + \phi_2^2 \sigma_x^2 + 2\phi_1 \phi_2 A + \\
 & \sigma_\epsilon^2 = \phi_1^2 \sigma_x^2 + \phi_2^2 \sigma_x^2 + 2\frac{\phi_1 \phi_2 \phi_1 \sigma_x^2}{1 - \phi_2} + \sigma_\epsilon^2 \\
 & \sigma_x^2 = \frac{\sigma_\epsilon^2}{1 - \phi_1^2 - \phi_2^2 - 2\frac{\phi_1 \phi_2}{1 - \phi_2}}
 \end{aligned}$$

را توسعه داد که به وسیله‌ی آنها یک مدل AR (p) را چنان به یک مدل AR(p) دیگر تبدیل کند که کارایی فرایند درک‌شده «تغییرات در میانگین» افزایش یابد.

پیوست

برای σ_x^2 ، واریانس مشاهدات ناشی از یک مدل AR (2)، داریم:

$$\begin{aligned}
 \sigma_x^2 & = Var(X_t) = \phi_1^2 \sigma_x^2 + \phi_2^2 \sigma_x^2 + \\
 & 2\phi_1 \phi_2 Cov(x_{t-1}, x_{t-2}) + \sigma_\epsilon^2 \rightarrow A = Cov(x_t, x_{t-1}) =
 \end{aligned}$$

پانوشت

1. control charts
2. Walter A. Shewhart
3. W. Edwards Deming
4. total quality management
5. Cumulative Sum (CUSUM)
6. Auto-Regressive (AR)
7. False Alarm
8. Residuals Control Charts
9. Auto-Regressive Moving Average
10. Lag-One Correlation
11. Fredholm Integral

Royal Statistical Society, Series C, **44** (3), pp. 269-306 [With Discussion and Reply] (1995).

7. Wieringa, Jakob Edo, Statistically Process Control For Serially Correlated Data, Rijksuniversiteit Groningen, (February 1999).
8. Vasilopoulos, A. V. and A. P. Stamboulis, "Modification of control chart limits in the presence of data correlation", *Journal of Quality Technology*, **10** (1), pp. 20-30 (1978).
9. Schmid, W., "On the run length of a Shewhart chart for correlated data", *Statistical Papers*, **36**, pp. 111-130 (1995b).
10. Kramer, H. and W. Schmid, "The influence of parameter estimation on the ARL of Shewhart type charts for time series", *Arbeitsbericht 60*, Europa-Universit. at Viadrina Frankfurt (Oder), Fakult. at f. ur Wirtschaftswissenschaften (1996a).
11. Lu, C.W. and M. R. Reynolds, Jr., "Control charts for monitoring the mean and variance of autocorrelated processes", Technical report, Virginia Polytechnic Institute and State University (1997).
12. Berthouex, P.M., W.G. Hunter, and L. Palleen, "Monitoring sewage treatment plants: Some quality control aspects", *Journal of Quality Technology*, **10** (4), pp. 139-149 (1978).
13. Ermer, D. S., M. C. Chow, and S. M. Wu, "A time series control chart for a nuclear reactor", in *Proceedings 1979 Annual Reliability and Maintainability Symposium*, pp. 92-98 (1979).

منابع

1. Chou, Y.M., A. M. Polansky, and R. L. Mason, "Transforming nonnormal data to normality in statistical process control", *Journal of Quality Technology*, **30** (2), pp. 133-141 (1998).
2. Shore, H. "A new approach to analyzing non-normal quality data with application to process capability analysis", *International Journal of Production Research*, **36** (7), pp. 1917-1934 (1998).
3. Burr, I. W. "The effect of non-normality on constants for X and R charts", *Industrial Quality Control*, **23** (11), pp. 563-569 (1967).
4. Schilling, E. G. and P. R. Nelson, "The effect of non-normality on the control limits of X charts", *Journal of Quality Technology*, **8** (4), pp. 183-188 (1976).
5. Haridy, A. M. A. and A. Z. El-Shabrawy, "The economic design of cumulative sum charts used to maintain current control of non-normal process means", *Computers & Industrial Engineering*, **31**, pp. 783-790 (1996).
6. Alwan, L. C. and H. V. Roberts, "The problem of misplaced control limits", *Journal of the*

14. Ermer, D. S., "A control chart for dependent data", in ASQC Technical Conference Transactions, ASQC, pp. 121-128 (1980).
15. Notohardjono, B. D. and D. S. Ermer, "Time series control charts for correlated and contaminated data", *Journal of Engineering for Industry*, **108**, pp. 219-226 (1986).
16. Roberts, S. W., "Control chart tests based on geometric moving averages", *Technometrics*, **1** (3), pp. 239-250 (1959).
17. Hunter, S. J., "The exponentially weighted moving average", *Journal of Quality Technology*, **18** (4), pp. 203-210 (1986).
18. Crowder, S. V., "A simple method for studying run-length distributions of exponentially weighted moving average charts", *Technometrics*, **29** (4), pp. 401-407 (1987).
19. Longnecker, M. T. and T. P. Ryan, "Charting correlated process Data", Technical Report 166, Texas A&M University, Department of Statistics (1992).
20. Lucas, J. M. and M. S. Saccucci, "Exponentially weighted moving average control schemes: Properties and enhancements", *Technometrics*, **32** (1), pp. 1-29 (1990).
21. Montgomery, D. C., *Introduction to Statistical Quality Control*, third edition, John Wiley & Sons, New York (1996).