

Sensitivity Analysis and Design of Univariate Alarm System Based on Delay Timer Considering Measurement Errors

ARTICLE INFO

Article Type

Original Research

Authors

Mohammad-Zadeh Eivaghi V.¹
MSc, Aliyari Shooredel M.*² PhD

How to cite this article

Mohammad-Zadeh Eivaghi V, Aliyari Shooredel M. Sensitivity Analysis and Design of Univariate Alarm System Based on Delay Timer Considering Measurement Errors. Modares Mechanical Engineering. 2019;19(5):1155-1165.

ABSTRACT

An alarm threshold plays an important role in an industrial fault detection system and directly contributes the False Alarm Rate (FAR) and Missed Alarm Rate (MAR). A crucial consideration for designing a threshold is estimating the Probability Density Function (PDF) of both normal and abnormal state based on recorded samples. The existence of measurement error in samples will be the contributors to an inaccurate estimation, following that, the alarm threshold will also be inaccurate. Therefore, grasping and recognizing measurement errors is highly important; in this paper, this problem will be investigated. For this purpose, firstly, a mathematical closed-form of statistical parameters will be estimated, and, then, based on error propagation rule, the computation error of estimated parameters will be explored. It is assumed the high limit and low limit values of the measurement error are known or computable. Secondly, an approach is introduced to design a varying alarm threshold adapting to the current value of measurement error computing based on change detection algorithm. The proposed method is confirmed via a Monte Carlo simulation and it is finally applied to an industrial benchmark, Gas Turbine V94.2, experiencing fouling fault.

Keywords Optimal Adaptive Threshold, Delay Timer, Gas Turbine V94.2, Measurement Error, Monte Carlo Simulation

¹Systems & Control Engineering Department, Electrical Engineering Faculty, K.N Toosi University of Technology, Tehran, Iran

²Mechatronics Department, Electrical Engineering Faculty, K.N Toosi University of Technology, Tehran, Iran

*Correspondence

Address: 2nd floor, Library Building, Electrical Engineering Faculty, K.N Toosi University of Technology, Tehran, Iran. Postal Code: 1361837798
Phone: +98 (21) 84062403
Fax: +98 (21) 84062168
aliyari@kntu.ac.ir

Article History

Received: April 16, 2018

Accepted: December 5, 2018

ePublished: May 01, 2019

CITATION LINKS

[1] An introduction to alarm analysis and design [2] Alarm systems: A guide to design, management and procurement [3] Management of alarm systems for process industries [4] Performance assessment and design for univariate alarm systems based on FAR, MAR, and AAD [5] Fault-diagnosis systems: An introduction from fault detection to fault tolerance [6] Rule-based reduction of alarm signals in industrial control [7] On expected detection delays for alarm systems with deadbands and delay-timers [8] Fault diagnosis method in complex system using Bayesian network's sensitivity analysis [9] Fault diagnosis system based on sensitivity analysis and fuzzy logic [10] Instrumentation for engineering measurement [11] Nonparametric monitoring of data streams for changes in location and scale [12] Notes on the use of propagation of error formulas [13] Pattern recognition and machine learning [14] Change point detection in a stochastic complexity framework [15] Detection of abrupt changes: Theory and application [16] Parametric statistical change point analysis: with applications to genetics, medicine, and finance [17] A systematic approach to design and analysis of univariate alarm system using penalty approaches [18] A non-parametric approach to the change-point problem [19] Threshold design for univariate alarm systems in terms of the measurement error [20] A combined analysis of plant connectivity and alarm logs to reduce the number of alerts in an automation system [21] V94.2 gas turbine identification using neural network [22] Accuracy and delay improvement in alarm management based fault diagnosis system by applying adaptive filter

آنالیز حساسیت و طراحی سیستم هشدار تک‌متغیره بر مبنای تایمر تاخیر با لحاظ‌کردن خطای اندازه‌گیری

وحید محمدزاده ایوقی MSc

گروه مهندسی کنترل و سیستم، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه صنعتی خواجه
نصیرالدین طوسی، تهران، ایران

مهدی علیری شورهدلی PhD

گروه مکاترونیک، دانشکده مهندسی برق، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین
طوسی، تهران، ایران

چکیده

آستانه هشدار مهم‌ترین پارامتر یک سیستم مدیریت هشدار است که روی نرخ هشدارهای ازدست‌رفته و هشدارهای اشتباه اثر می‌گذارد. دردسترس بودن تابع چگالی احتمال دو وضعیت نرمال و معیوب از ملزومات اصلی این روش است و براساس داده‌های اخذشده از سیستم تخمین زده می‌شود. وجود خطای اندازه‌گیری به هر دلیلی سبب عدم دقت در تخمین پارامترهای آماری خواهد شد که به دنبال آن آستانه هشدار نیز دارای عدم دقت خواهد بود. از این رو درک و شناخت خطای اندازه‌گیری برای مقابله با آن ضروری است که در این مقاله مورد بررسی خواهد گرفت. برای این منظور ابتدا با استفاده از روش‌های تخمین پارامترهای آماری متغیر فرآیند تخمین زده خواهند شد و سپس با استفاده از قاعده انتشار نامعینی، میزان تأثیرپذیری پارامترها و آستانه هشدار از خطای اندازه‌گیری با فرض آن که حداقل و حداکثر مقدار آن با استفاده از مشخصات سنسورها قابل تعیین است، مشخص خواهد شد. سپس به‌منظور کاهش اثر خطای اندازه‌گیری بر عملکرد سیستم مدیریت هشدار، بر مبنای الگوریتم تشخیص نقطه تغییر، یک الگوریتم تطبیقی طراحی خواهد شد که بر این اساس آستانه هشدار متناسب با میزان خطای موجود در اندازه‌گیری، خود را تغییر خواهد کرد. سودمندی و کارایی الگوریتم پیشنهادشده به‌کمک قاعده مونت‌کارلو برای یک سیستم مدیریت هشدار بر مبنای تایمر تاخیر در شرایط یادشده بررسی خواهد شد. در نهایت، برای تشخیص عیب رسوب در توربین گازی ۷۹۴.۲، به‌عنوان یک نمونه واقعی صنعتی مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. **کلیدواژه‌ها:** آستانه پهنه تطبیقی، تایمر تاخیر، توربین گازی ۷۹۴.۲، خطای اندازه‌گیری، شبیه‌سازی مونت‌کارلو

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۱/۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۹/۱۴

*نویسنده مسئول: aliyari@kntu.ac.ir

۱- مقدمه

فرآیندهای صنعتی شامل تعداد فراوانی سنسور، عملگر و حلقه‌های کنترلی هستند که تحت پایش وضعیت قرار گرفته‌اند. اگر در یکی از اجزای سیستم مشکلی واقع شود، به‌نحوی که عملکرد عادی سیستم را مختل کند، مراتب این مشکل باید از طریق یک هشدار سمعی یا بصری به اطلاع اپراتور برسد^[۱]. استانداردهای مختلفی برای طراحی سیستم تشخیص عیب وجود دارد که براساس آن، حداکثر تعداد هشدارهایی که اپراتور باید برای رفع آن اقدام کند، ۶ هشدار در ساعت تعیین شده است^[۲، ۳]. همچنین برای هر حالت غیرعادی، فقط یک هشدار باید اعلام شود که در عمل به دلایل مختلفی از جمله وجود نویز، اغتشاش و خطای اندازه‌گیری ممکن است که هشدار اشتباه اعلام شود یا از دست برود. تایمر تاخیر، فیلتر باند مرده و فیلترهای خطی از جمله ابزارهای مدیریت هشدار هستند که نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست‌رفته را تا حد خوبی کاهش می‌دهند، اما به‌کارگیری هر یک سبب ایجاد تاخیر در کشف عیب می‌شود. تنظیم این ابزارها و نحوه پیکربندی آن به‌صورت کامل در یک پژوهش^[۴] آمده است. مهم‌ترین پارامتر قابل تنظیم یک سیستم مدیریت هشدار، آستانه هشدار است که مستقیماً روی

نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست‌رفته اثر می‌گذارد. این روش پُراستفاده‌ترین و رایج‌ترین روش تشخیص عیب در سیستم‌های صنعتی است^[۵، ۶]. بزرگ‌ترین مزیت این روش، تفسیرپذیری ساده برای اپراتور و سادگی در پیاده‌سازی است. تنها ایراد این روش، تأثیرپذیری از نامعینی و شرایط تصادفی است که می‌تواند نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست‌رفته را افزایش دهد. دسترسی به تابع توزیع چگالی احتمال سیستم در هر دو وضعیت نرمال و معیوب از شرایط لازم این روش است که معمولاً براساس داده‌های اخذشده از سیستم تخمین زده می‌شوند^[۷]. به دلایل مختلف از جمله عوامل تصادفی یا سیستماتیک، خطا در اندازه‌گیری داده‌ها گریزناپذیر است. از این رو، شناخت خطای اندازه‌گیری برای تصحیح آن ضروری است. در یک مرجع^[۸] با استفاده از شبکه‌های بیزین، حساسیت پارامترهای مرتبط با عملکرد سیستم‌های تشخیص عیب به نامعینی‌های خارجی مانند اغتشاش بررسی می‌شود. در مرجع دیگری^[۹] با استفاده از رویکرد مجموعه‌های فازی، حساسیت سیگنال مانده به تحریکات خروجی و وابستگی بین متغیرها تحلیل می‌شود. تاکنون آنالیز حساسیت نسبت به تغییرات داده‌های اندازه‌گیری در حوزه تشخیص و شناسایی عیب انجام نشده است که در این مقاله مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲- نامعینی و انتشار نامعینی

خطا در اندازه‌گیری به سه دسته کلی خطای فاحش، خطای سیستماتیک و خطای تصادفی تقسیم‌بندی می‌شود^[۱۰]. خطاهای فاحش به‌دلیل اشتباهات انسانی یا انجام نامناسب آزمایش ممکن است شکل بگیرد که رخداد آن به‌دلیل محدودیت در مدل‌سازی غیرقابل جبران است. خطاهای سیستماتیک به‌دلیل ضعف ذاتی اسباب اندازه‌گیری و کالیبره‌نبودن سنسورها به وجود می‌آید. این خطا به دو دسته کلی خطای بایاس و خطای نسبت تقسیم می‌شود. خطای بایاس تنها موجب انحراف میانگین سنسور از مقدار واقعی خود می‌شود، در حالی که خطای نسبت، هر دو مشخصه آماری میانگین و واریانس سنسور را از مقدار واقعی منحرف می‌کند. وقوع خطاهای تصادفی در اندازه‌گیری دلیل مشخصی ندارد و هر عاملی که سبب انحراف کوچک اندازه‌گیری از مقدار واقعی شود و در دو دسته قبل قرار نگیرد، در این دسته قرار خواهد گرفت. با توجه به این که خطاهای فاحش، قابلیت مدل‌سازی ندارند و خطاهای تصادفی نیز همواره وجود دارند، در این مقاله تنها به بررسی خطای سیستماتیک در اندازه‌گیری می‌پردازیم. در ادامه منظور از خطا، خطای سیستماتیک است.

نمایش‌های متفاوتی برای خطا وجود دارد که رایج‌ترین آن انحراف مطلق و انحراف نسبی است که این نوع نمایش نشان می‌دهد داده‌ها با اطمینان ۹۸٪ در بازه $X - \Delta X, X + \Delta X$ قرار می‌گیرند^[۱۱]. هدف کلی از اندازه‌گیری و مطالعه خطای اندازه‌گیری، تعیین و تصحیح مقدار خطایی است که در اثر پردازش داده‌های اندازه‌گیری نامعین حاصل می‌شود. برای محاسبه این مقدار خطا از قاعده انتشار نامعینی استفاده می‌شود^[۱۲]. بر این اساس، متغیر اندازه‌گیری شده X با میزان نامعینی ΔX و متغیر Y با میزان نامعینی ΔY در دست است. هدف، محاسبه $F = f(X + \Delta X, Y + \Delta Y)$ است. بسط تیلور تابع f به‌صورت زیر خواهد بود:

$$F = f(X, Y) + \frac{df}{dX} \Delta X + \frac{df}{dY} \Delta Y + \frac{d^2 f}{dX^2} \Delta X^2 + \frac{d^2 f}{dX dY} \Delta X \Delta Y + \frac{d^2 f}{dY^2} \Delta Y^2 + \dots = \hat{F} + \Delta F$$

منجر به تغییر در آستانه هشدار و نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست رفته شود. برای کاهش اثر این موضوع، ابتدا به آنالیز حساسیت آستانه هشدار نیاز است. سپس متناسب با تغییرات تعیین شده، راهکار مقابله طراحی خواهد شد.

۱-۴- آنالیز حساسیت آستانه هشدار

مساله تعیین آستانه هشدار، معمولاً به صورت یک مساله بهینه سازی مطرح می شود. بر این اساس، آستانه هشدار به نحوی تعیین خواهد شد که خطای دسته بندی را کمینه کند. اگر مقدار مطلق متغیر (یا هر ویژگی دیگری) از آستانه تعیین شده تجاوز کند، سیستم در وضعیت معیوب (سالم) خواهد بود. بنابراین با فرض در دسترس بودن تابع چگالی احتمال هر دو وضعیت مطابق با نمودار ۱ [7]، خطای دسته بندی را بر اساس قاعده بیز محاسبه می کنیم [13].

$$FAR = p_1 = \int_{x_{tp}}^{\infty} f_n(x) dx \quad (8)$$

$$MAR = q_1 = \int_{-\infty}^{x_{tp}} f_{ab}(x) dx \quad (9)$$

که به ترتیب ۸ نرخ، هشدارهای اعلام شده در وضعیت سالم و ۹ نرخ، هشدارهای ازدست رفته در وضعیت معیوب است. طبق پژوهشی [7]، آستانه بهینه هشدار به نحوی تعیین خواهد شد که تابع هزینه زیر حداقل شود:

$$J = FAR + MAR$$

$$\frac{dJ}{dx_{tp}} = 0 \rightarrow f_n(x_{tp}) = f_{ab}(x_{tp})$$

که در آن f_n و f_{ab} ، به ترتیب تابع توزیع چگالی احتمال وضعیت سالم و معیوب است. اگر توزیع چگالی احتمال هر دو وضعیت مطابق با نمودار ۱ به صورت گوسی باشد:

$$p(\omega_n)f(x|\omega_n) = p(\omega_{ab})f(x|\omega_{ab})$$

$$\rightarrow \frac{p(\omega_n)}{\sqrt{2\pi}\sigma_n} e^{-\frac{(x_{tp}-\mu_n)^2}{2\sigma_n^2}} = \frac{p(\omega_{ab})}{\sqrt{2\pi}\sigma_{ab}} e^{-\frac{(x_{tp}-\mu_{ab})^2}{2\sigma_{ab}^2}} \rightarrow$$

$$-\frac{(x_{tp}-\mu_n)^2}{\sigma_n^2} + \frac{(x_{tp}-\mu_{ab})^2}{\sigma_{ab}^2} = \ln\left(\frac{\sigma_n}{\sigma_{ab}}\right)^2$$

که در آن $p(\omega_{ab})$ و $p(\omega_n)$ احتمالهای پیشین هر کلاس است. با فرض برابری احتمالهای پیشین هر کلاس، معادله فوق در دو حالت برای آستانه حل به صورت زیر حل خواهد شد:

حالت ۱: وقوع عیب در سیستم، تنها میانگین متغیر تحت پایش را تغییر خواهد داد و واریانس متغیر تحت پایش تغییری نخواهد کرد.

$$x_{tp} = \frac{m_{ab} + m_n}{2} \quad (10)$$

آستانه هشدار در این حالت با استفاده از رابطه ۱۰ تعیین خواهد شد. برای محاسبه اثر خطای ناشی از اندازه گیری روی آستانه هشدار، خطای ناشی از میانگینهای هر دو وضعیت مطابق با رابطه ۶ خواهد بود و با استفاده از قاعده انتشار نامعینی:

$$x_{tp} = \frac{m_{ab} + m_n}{2} \rightarrow x_{tp} = \frac{\bar{m}_{ab} + \bar{m}_n}{2} \pm \delta_x \frac{\bar{m}_{ab} + \bar{m}_n}{2} \quad (11)$$

اگر وقوع عیب تنها میانگین متغیر تحت پایش را تغییر دهد، با در دست داشتن حداکثر خطای کالیبراسیون سنسور، بازه تغییرات

$$\hat{F} = f(X, Y) \quad (1)$$

$$\Delta F = \frac{df}{dX} \Delta X + \frac{df}{dY} \Delta Y + \frac{1}{2!} \left(\frac{d^2 f}{dX^2} \Delta X^2 + \frac{d^2 f}{dY^2} \Delta Y^2 + \frac{df}{dXdY} \Delta X \Delta Y \right) + \dots \quad (2)$$

که در آن تابع f می تواند هر تابعی باشد.

۳- تخمین میانگین و واریانس در حضور نامعینی برای یک توزیع گوسی

با فرض مشخص بودن ساختار توزیع داده های سیستم در هر دو وضعیت سالم و معیوب، پارامترهای توزیع بر اساس داده های اندازه گیری شده تخمین زده خواهد شد که شامل مقادیر مطلق اندازه گیری $\bar{X}$ و نامعینی نسبی δ_x (%) اندازه گیری به صورت زیر است:

$$X = \{\bar{x}_1 \mp \delta_{x_1}, \bar{x}_2 \mp \delta_{x_2}, \dots, \bar{x}_N \mp \delta_{x_N}\}$$

با فرض بدون بایاس بودن مقادیر اندازه گیری شده، خطای نسبی تمام مشاهدات یکسان است.

$$\frac{\Delta x_1}{x_1} = \frac{\Delta x_2}{x_2} = \dots = \frac{\Delta x_N}{x_N} \rightarrow \delta_{x_1} = \delta_{x_2} = \dots = \delta_{x_N} \quad (3)$$

که Δx_i ها نامعینی مطلق و δ_x خطای نسبی اندازه گیری نامیده می شوند. میانگین و واریانس برای مجموعه داده های X ، با استفاده از تخمین بیشینه شباهت به صورت زیر محاسبه می شود [13]:

$$\mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \quad (4)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \mu)^2 \quad (5)$$

برای محاسبه میانگین و واریانس داده ها در حضور نامعینی، با استفاده از روابط ۴ و ۵ و قاعده انتشار نامعینی:

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= \bar{\mu} \mp \delta_{\bar{\mu}} \bar{\mu}, \bar{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{x}_i \\ \delta_{\bar{\mu}} \bar{\mu} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{x}_i \delta_x = \frac{\delta_x}{N} \sum_{i=1}^N \bar{x}_i = \delta_x \bar{\mu} \rightarrow \delta_{\bar{\mu}} = \delta_x \\ \hat{\mu} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{x}_i \mp \frac{\delta_x}{N} \sum_{i=1}^N \bar{x}_i \end{aligned} \quad (6)$$

همچنین برای واریانس:

$$\hat{\sigma}^2 = \overline{\sigma^2} \mp \delta_{\overline{\sigma^2}} \overline{\sigma^2} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{\mu})^2$$

$$\delta_{\overline{\sigma^2}} = 2\delta_x + \frac{2}{(N-1)\overline{\sigma^2}} \sum_{i=1}^N \bar{x}_i^2 \delta_x^2 - \frac{2N\mu^2 \delta_x^2}{(N-1)\overline{\sigma^2}}$$

با صرف نظر کردن از جملات شامل δ_x^2 ، رابطه واریانس به صورت زیر خواهد بود:

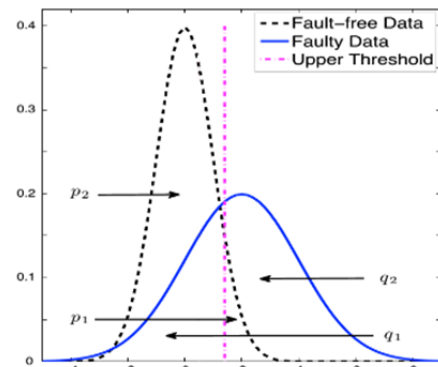
$$\hat{\sigma}^2 = \overline{\sigma^2} \mp 2\delta_x \overline{\sigma^2} \quad (7)$$

که در آن $\overline{\sigma^2}$ مقدار مطلق واریانس خواهد بود.

۴- آنالیز حساسیت و طراحی آستانه هشدار بر مبنای سنسورهای قابل اطمینان

قاعده انتشار نامعینی را می توان به نوعی آنالیز حساسیت پارامترهای تابع چگالی تعبیر کرد که تغییر در اندازه گیری می تواند

آستانه هشدار مطابق با رابطه ۱۱ تعیین خواهد شد. به این دلیل که سنسورها لزوماً با میزان حداکثری خطا از وضعیت کالیبراسیون خارج نمی‌شوند، بنابراین تنها بازه تغییرات آستانه هشدار مشخص است و اطلاعاتی از مقدار دقیق آن در دست نیست.



نمودار ۱) توزیع وضعیت نرمال (خط چین) و وضعیت معیوب (ممتد) [7]

حالت ۲: وقوع عیب در سیستم، علاوه بر تغییر میانگین متغیر تحت پایش، واریانس آن را نیز تغییر خواهد داد. ریشه معادله درجه دوم به عنوان آستانه هشدار به صورت زیر خواهد بود:

$$x_{tp} = \frac{(\beta \pm \sqrt{\beta^2 - \alpha\gamma})}{\alpha} \quad (12)$$

که در آن:

$$\begin{aligned} \beta &= \mu_{ab}\sigma_n^2 - \mu_n\sigma_{ab}^2, \alpha = \sigma_n^2 - \sigma_{ab}^2 \\ \gamma &= \mu_{ab}^2\sigma_n^2 - \mu_n^2\sigma_{ab}^2 - 2\sigma_{ab}^2\sigma_n^2 \ln \frac{\sigma_n}{\sigma_{ab}} \end{aligned} \quad (13)$$

همان طور که مشخص است، تعیین آستانه از رابطه ۱۲ نیازمند مشخص شدن و محاسبه کردن پارامترهای معرفی شده در رابطه ۱۳ است. با لحاظ کردن مقدار خطای محاسبات در تخمین میانگین و واریانس ناشی از کالیبره نبودن سنسورها طبق روابط ۶ و ۷، برای محاسبه مقدار مطلق و خطای محاسبه پارامترهای β, α, γ براساس قاعده انتشار نامعینی:

$$\begin{aligned} \beta &= \mu_{ab}\sigma_n^2 - \mu_n\sigma_{ab}^2 \\ \beta &= \bar{\mu}_{ab}\bar{\sigma}_n^2 - \bar{\mu}_n\bar{\sigma}_{ab}^2 \\ &\quad \pm (\bar{\mu}_{ab}\bar{\sigma}_n^2\delta_x + 2\bar{\mu}_{ab}\bar{\sigma}_n^2\delta_x - \bar{\mu}_n\bar{\sigma}_{ab}^2\delta_x \\ &\quad - 2\bar{\mu}_n\bar{\sigma}_{ab}^2\delta_x) \rightarrow \end{aligned}$$

که در آن:

$$\begin{aligned} \beta &= \bar{\beta} \pm 3\delta_x\bar{\beta} \\ \bar{\beta} &= \bar{\mu}_{ab}\bar{\sigma}_n^2 - \bar{\mu}_n\bar{\sigma}_{ab}^2 \end{aligned} \quad (14)$$

$$\alpha = \sigma_n^2 - \sigma_{ab}^2 \rightarrow \alpha = \bar{\sigma}_n^2 - \bar{\sigma}_{ab}^2 \pm (2\delta_x\bar{\sigma}_n^2 - 2\delta_x\bar{\sigma}_{ab}^2)$$

که در آن:

$$\begin{aligned} \alpha &= \bar{\alpha} \pm 2\delta_x\bar{\alpha} \\ \bar{\alpha} &= \bar{\sigma}_n^2 - \bar{\sigma}_{ab}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \gamma &= \mu_{ab}^2\sigma_n^2 - \mu_n^2\sigma_{ab}^2 - 2\sigma_{ab}^2\sigma_n^2 \ln \frac{\sigma_n}{\sigma_{ab}} \\ \gamma &= \bar{\mu}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2 - \bar{\mu}_n^2\bar{\sigma}_{ab}^2 - 2\bar{\sigma}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2 \ln \frac{\bar{\sigma}_n}{\bar{\sigma}_{ab}} \\ &\quad \pm \left(2\bar{\mu}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2\delta_x + 2\bar{\mu}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2\delta_x - 2\bar{\mu}_n^2\bar{\sigma}_{ab}^2\delta_x \right. \\ &\quad \left. - 2\bar{\mu}_n^2\bar{\sigma}_{ab}^2\delta_x - 4\bar{\sigma}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2 \ln \frac{\bar{\sigma}_n}{\bar{\sigma}_{ab}} \delta_x \right. \\ &\quad \left. - 4\bar{\sigma}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2 \ln \frac{\bar{\sigma}_n}{\bar{\sigma}_{ab}} \delta_x \right) \end{aligned}$$

که در آن:

$$\begin{aligned} \gamma &= \bar{\gamma} \pm 4\delta_x\bar{\gamma} \\ \bar{\gamma} &= \bar{\mu}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2 - \bar{\mu}_n^2\bar{\sigma}_{ab}^2 - 2\bar{\sigma}_{ab}^2\bar{\sigma}_n^2 \ln \frac{\bar{\sigma}_n}{\bar{\sigma}_{ab}} \end{aligned} \quad (16)$$

با در نظر گرفتن رابطه ۱۳ به عنوان تابعی از متغیرهای دارای خطای β, α, γ ، مقدار خطای آنها طبق روابط ۱۶-۱۴ قابل محاسبه کردن است. با استفاده از قاعده انتشار نامعینی برای محاسبه تاثیر خطای ناشی از اندازه گیری روی آستانه هشدار:

$$\begin{aligned} x_{tp} &= \bar{x}_{tp} \pm (1+z)\delta_x\bar{x}_{tp} \\ \bar{x}_{tp} &= \frac{\bar{\beta} \pm \sqrt{\bar{\beta}^2 - \bar{\alpha}\bar{\gamma}}}{\bar{\alpha}} \\ z &= \pm \frac{\sqrt{\bar{\beta}^2 - \bar{\alpha}\bar{\gamma}}}{\bar{\alpha}\bar{x}_{tp}} \end{aligned} \quad (17)$$

آستانه هشدار در این حالت مطابق با رابطه ۱۷ تعیین می‌شود که در آن z یک مقدار ثابت است. غالب تفاوت این حالت با حالت قبل ثابت z است که به دلیل تغییر واریانس سیگنال در شرایط بروز عیب، به آستانه تحمیل می‌شود. با توجه به هر دو رابطه به دست آمده، آستانه هشدار به صورت مستقیم از خطای نسبی اندازه گیری داده‌ها تاثیر می‌گیرد. برای غلبه بر این مشکل و جلوگیری از تاثیر خطای اندازه گیری بر شاخص‌های مدیریت هشدار، باید مکانیزمی طراحی شود تا آستانه هشدار را با وضعیت فعلی سنسورها تطبیق دهد.

۲-۴- طراحی آستانه تطبیقی هشدار

با فرض در دسترس بودن پارامترهای نامی سنسورها در هر دو وضعیت نرمال و معیوب، اطمینان لازم برای تکیه کردن به این پارامترها نیز وجود دارد. بنابراین آستانه هشدار نامی (منظور از وضعیت نامی شرایطی است که در آن خطای نسبی اندازه گیری سنسورها برابر با صفر است)، مطابق با روابط ۱۱ و ۱۷ تعیین خواهد شد. اگر مقدار خطای اندازه گیری سنسورها قابل تخمین زدن باشد، با تطبیق دادن آستانه هشدار نامی، آستانه هشدار بهینه در هر شرایطی از سنسورها قابل حصول است. برای ساده سازی مساله، فرض بر این است که وقوع عیب در سیستم تنها میانگین متغیر فرایند را تغییر می‌دهد و در واریانس آن تغییری ایجاد نمی‌کند. همچنین براساس روابط ۶ و ۷، میانگین و واریانس سنسورها از خطای اندازه گیری تاثیر می‌گیرند. با اشتراک گیری بین تغییرات ناشی از وقوع عیب و تغییرات ناشی از وقوع خطای اندازه گیری، می‌توان گفت تنها در صورت وقوع خطای اندازه گیری، واریانس متغیر تحت پایش تغییر می‌کند و وقوع عیب تاثیری در واریانس سیگنال نخواهد داشت. برای ارایه یک تخمین قابل اطمینان از مقدار خطای اندازه گیری باید از پایش واریانس سنسورها استفاده کرد. به همین منظور، پنجره‌ای به طول L از داده‌های متغیر تحت پایش در نظر گرفته می‌شود که به صورت برخط جمع‌آوری شده است. با فرض این که در طول پنجره، هیچ تغییر وضعیتی (نرمال به معیوب یا برعکس) رخ نداده و تمام طول پنجره دارای نامعینی است، واریانس پنجره به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \sigma_L^2 &= \sigma^2 \pm 2\delta_x\sigma^2 \\ \text{که در آن } \sigma^2 &\text{ واریانس متغیر تحت پایش (در هر دو وضعیت نرمال و معیوب) است. بر این اساس برای محاسبه خطای نسبی اندازه گیری خواهیم داشت:} \end{aligned}$$

$$\delta_x = \frac{\sigma_L^2 - \sigma^2}{2\sigma^2} \quad (18)$$

رابطه ۱۸ در شرایطی که تمام طول پنجره دارای نامعینی باشد و

پنجره وجود نداشته باشد، در صورت برقراری یکی از شرط های ۲۲ از رابطه ۱۸ قابل محاسبه خواهد بود. این فرض در کاربردهای عملی فرض درستی نیست و همواره امکان وقوع عیب در هر نمونه ای از پنجره وجود دارد. در این صورت، خطای نسبی اندازه گیری سنسورها با در دست داشتن محل وقوع عیب با استفاده از رابطه ۲۱ به صورت تقریبی محاسبه خواهد شد. بر این اساس، چالش پیش رو برای این مساله، زمان وقوع عیب در طول پنجره بوده که برای تخمین مقدار خطای نسبی اندازه گیری با استفاده از رابطه های ۲۱ و ۱۹ نیاز است [14] در این مقاله برای حل این مشکل از روش های تشخیص نقطه تغییر استفاده شده است که در برخی از منابع با عنوان تشخیص تغییر میانگین به کار برده می شود [4].

تشخیص نقطه تغییر در یک دنباله تصادفی ثبت شده، یک روش تحلیلی برای تعیین نقطه ای بوده که ساختار دنباله از این نقطه به بعد دچار تغییر شده است [12]. از جمله کاربردهای آن می توان به شناسایی سیستم های چند وضعیت، تشخیص و شناسایی عیب یا پیش بینی سری های زمانی اشاره کرد [12-14]. روش های متعددی برای تشخیص نقطه تغییر در یک دنباله وجود دارد که در کلی ترین حالت به دو دسته کلی پارامتریک و غیر پارامتریک تقسیم بندی می شوند [15, 16]. روش های پارامتریک برای تشخیص نقطه تغییر، نیاز به داشتن اطلاعاتی در مورد دنباله داده مورد نظر دارند که برخی از این اطلاعات شامل نوع تابع توزیع چگالی احتمال یا پیروی از مدل رگرسورهای خودکار است. در پژوهشی [12] به منظور پیش بینی سری زمانی آب و هوا، از روش های پارامتریک به منظور تعیین نقطه تغییر ساختار استفاده شده است. در مقابل، روش های غیر پارامتریک، بدون نیاز به داشتن اطلاعات پیشین در مورد توزیع دنباله یا مدل آن، نقطه تغییر دنباله را تشخیص می دهد. از جمله این روش ها می توان به روش پتیت اشاره کرد. این روش یکی از موفق ترین روش ها برای تشخیص نقطه تغییر بوده و تنها ایراد روش پتیت این است که در هر مرحله تکرار، تنها یک نقطه تغییر به دست می دهد و امکان شناسایی چند نقطه تغییر به طور همزمان وجود ندارد [17]. شناسایی چند نقطه تغییر با اعمال تغییر کوچکی در روش قابل حصول است. در پژوهش ها [3, 17] از روش پتیت برای برچسب زدن به داده های سالم و معیوب استفاده شده است. در این مقاله برای تشخیص نقطه تغییر از روش پتیت استفاده شده است. این روش یک آزمون آماری است که با تعریف یک شاخص و سطح اطمینان مشخصی تعیین می کند که نقطه تغییر در سیگنال رخ داده است یا خیر. جزئیات روش پتیت در یک پژوهش [18] آمده است. اطلاعات جامع تر در مورد تقسیم بندی الگوریتم های تشخیص نقطه تغییر نیز در پژوهش دیگری [19] آمده است.

۵- پیاده سازی و شبیه سازی

۵-۱- شبیه سازی عددی بر اساس قاعده مونت کارلو

در این بخش، کلیه روابط ارایه شده با استفاده از شبیه سازی عددی بر مبنای قاعده مونت کارلو راستی آزمایی و سپس کارایی الگوریتم تطبیق پذیری آستانه هشدار، آزمایش خواهند شد. در تمامی شبیه سازی های عددی از توزیع $N(2,1)$ برای داده های سالم و از توزیع $N(4,1)$ برای داده های معیوب استفاده می شود.

متغیر فرآیند $x(t)$ ، ابتدا در وضعیت نرمال بوده است و مقدار خطاهای نسبی اندازه گیری ۰، ۱۰، ۱۰۰٪ δ_x تجربه می کند. آستانه هشدار برای تمایز دو وضعیت نرمال و معیوب، طبق رابطه ۱۱ به صورت تئوری به ترتیب برابر با ۳، ۳.۳ و ۲/۷ محاسبه خواهد شد. مقادیر عملی با استفاده از قاعده مونت کارلو مطابق با نمودار ۲

هیچ تغییر وضعیتی در متغیر تحت پایش اتفاق نیفتد، مقدار تقریبی خطای اندازه گیری را تعیین خواهد کرد (مقدار دقیق خطای اندازه گیری در صورتی در دسترس خواهد بود که مقدار دقیقی از واریانس پنجره σ_L^2 در دسترس باشد). وقوع عیب در متغیر تحت پایش اجتناب ناپذیر است و فرض این که هیچ تغییری در طول پنجره اتفاق نیفتد، فرض چندان درستی نیست. برای حل این مشکل برای پنجره ای به طول L که تمام نمونه های آن دارای نامعینی است، فرض می کنیم که k نمونه نرمال در طول پنجره وجود دارد و مابقی نمونه ها به شرایط معیوب تعلق دارند، میانگین پنجره به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$m_L = \frac{k\mu_n + (L - k)\mu_{ab}}{L} \quad (19)$$

$$+ |\delta_x| \left(\frac{k\mu_n + (L - k)\mu_{ab}}{L} \right)$$

واریانس پنجره نیز برحسب مقادیر نامی میانگین های دو وضعیت نرمال و معیوب محاسبه خواهد شد:

$$\sigma_L^2 = \frac{1}{L-1} \sum_{i=1}^L (x_i - m_L)^2 = \frac{1}{L-1} \left(\sum_{i=1}^k (x_i - m_L)^2 + \sum_{j=k+1}^L (x_j - m_L)^2 \right)$$

با فرض iid بودن داده ها و وقوع عیب در نمونه k ام، می توان محاسبه واریانس را به دو بخش زیر تقسیم کرد:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^k (x_i - m_L)^2 &= \sum_{i=1}^k (x_i - \alpha m_n - (1 - \alpha)m_{ab})^2 \\ &= (k-1)\sigma_n^2 + k(1-\alpha)^2(m_n - m_{ab})^2 \end{aligned}$$

که در آن $\alpha = \frac{k}{L}$ است. برای بخش دوم خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \sum_{j=k+1}^L (x_j - m_L)^2 &= \sum_{j=k+1}^L (x_j - m_{ab} - \alpha(m_n - m_{ab}))^2 \\ &= (L - k - 1)\sigma_{ab}^2 + (L - k)\alpha^2(m_n - m_{ab})^2 \end{aligned}$$

بنابراین واریانس پنجره برحسب مقادیر نامی به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\sigma}_L^2 = \frac{k-1}{L-1}\sigma_n^2 + \frac{L-k-1}{L-1}\sigma_{ab}^2 + \frac{k(1-\alpha)}{L-1}(m_n - m_{ab})^2$$

با فرض این که وقوع عیب، تنها میانگین متغیر تحت پایش را تغییر می دهد:

$$\hat{\sigma}_L^2 = \frac{L-2}{L-1}\sigma^2 + \frac{k(1-\alpha)}{L-1}(m_n - m_{ab})^2 \quad (20)$$

بنابراین با توجه به رابطه ۷، واریانس پنجره در حضور خطای اندازه گیری سنسورها به صورت زیر خواهد بود:

$$\sigma_L^2 = \frac{L-2}{L-1}\sigma_n^2 + \frac{k(L-k)}{L(L-1)}(m_n - m_{ab})^2 + 2|\delta_x| \left(\frac{L-2}{L-1}\sigma_n^2 + \frac{k(L-k)}{L(L-1)}(m_n - m_{ab})^2 \right) \quad (21)$$

شرط استفاده از رابطه ۱۸ برای تخمین خطای اندازه گیری با قراردادن $k = L$ در رابطه ۱۹ (عدم وقوع عیب) محاسبه خواهد شد، بنابراین:

$$\frac{\sigma_L^2 - \sigma^2}{2\sigma^2} = \frac{m_L - m_n}{m_n} \text{ یا } \frac{m_L - m_{ab}}{m_{ab}} \quad (22)$$

تخمین مقدار خطای اندازه گیری در شرایطی که وقوع عیبی در طول

خواهد بود که منحنی تغییرات FAR و MAR را برحسب تغییرات آستانه هشدار نشان می‌دهد. محل برخورد دو نمودار، آستانه بهینه عملی هشدار خواهد بود. آستانه بهینه عملی هشدار برای نامعینی‌های $\delta_x(\%) = -10, 10, 0$ به ترتیب برابر با $3/29, 3/01$ و $2/70$ است که به مقادیر محاسبه شده به لحاظ تئوری نزدیک است. نکته قابل تأمل در این باره، این است که هر سه نمودار رسم شده برای یک متغیر فرآیند رسم شده و تنها تفاوتی که وجود دارد، مقدار نامعینی‌های سنسور اندازه‌گیری است. اگر حداکثر خطای کالیبراسیون سنسورها را برابر با 10% در نظر بگیریم، با توجه به وضعیت نامی (خطای نسبی برابر با صفر باشد)، محدوده تغییرات آستانه هشدار برای متغیر فرآیند از $2/7$ تا $3/3$ بوده و این تنها اطلاعات دردسترس است. اگرچه ممکن است در دیدگاه نخست، مقدار حداکثر خطای در نظر گرفته شده ناچیز به نظر برسد، اما تأثیر نامعینی را به صورت شهودی می‌توان از روی نمودارهای اعلام هشدار نمودار ۳ درک کرد.

برای این متغیر، سنسورها از ابتدا 10% خطای اندازه‌گیری دارند. هدف، محاسبه میزان نامعینی سنسورهای اندازه‌گیری است که با فرض دردست‌بودن مقادیر نامی سیگنال در هر دو وضعیت نرمال و معیوب، ابتدا معیار آماری الگوریتم پتیت را برای تعیین نقطه تغییر وضعیت مطابق با نمودار ۴ محاسبه می‌کنیم. مقدار ماکزیمم معیار U_{ET} در ثانیه ۵۰۰ اتفاق می‌افتد که خطای متناظر با تشخیص این نقطه به عنوان نقطه تغییر وضعیت در سیگنال برابر با 0.0098 محاسبه می‌شود و از خطای نوع اول آلفا کمتر است. بنابراین نمونه ۵۰۰ام، نقطه تغییر وضعیت در سیگنال است. نامعینی نسبی سنسور اندازه‌گیری به صورت زیر محاسبه خواهد شد که در آن L طول بهینه داده‌های تحت پایش وضعیت است:

$$x(t) = \begin{cases} N(2,1) & 0 \leq t \leq 500, \delta_x = 10\% \\ N(4,1) & 500 < t \leq 1000, \delta_x = 10\% \end{cases} \quad (23)$$

برای این متغیر، سنسورها از ابتدا 10% خطای اندازه‌گیری دارند. هدف، محاسبه میزان نامعینی سنسورهای اندازه‌گیری است که با فرض دردست‌بودن مقادیر نامی سیگنال در هر دو وضعیت نرمال و معیوب، ابتدا معیار آماری الگوریتم پتیت را برای تعیین نقطه تغییر وضعیت مطابق با نمودار ۴ محاسبه می‌کنیم. مقدار ماکزیمم معیار U_{ET} در ثانیه ۵۰۰ اتفاق می‌افتد که خطای متناظر با تشخیص این نقطه به عنوان نقطه تغییر وضعیت در سیگنال برابر با 0.0098 محاسبه می‌شود و از خطای نوع اول آلفا کمتر است. بنابراین نمونه ۵۰۰ام، نقطه تغییر وضعیت در سیگنال است. نامعینی نسبی سنسور اندازه‌گیری به صورت زیر محاسبه خواهد شد که در آن L طول بهینه داده‌های تحت پایش وضعیت است:

$$\mu_L = 3.3080, k = 500, l = 100$$

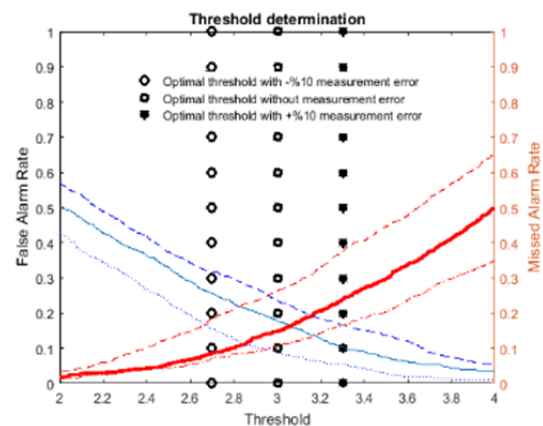
$$\mu_L = \frac{k\mu_n + (L - k)\mu_{ab}}{L} + |\delta_x| \left(\frac{k\mu_n + (L - k)\mu_{ab}}{L} \right) \quad (24)$$

$$\rightarrow 3.3080 = 3 + 3\delta_x \rightarrow \delta_x = 0.1027$$

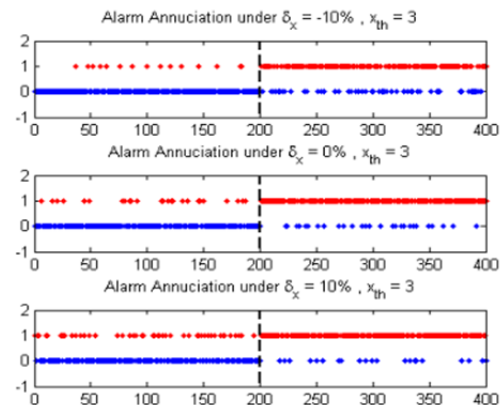
دلیل این عدم دقت در محاسبه خطای نسبی اندازه‌گیری، خطا در محاسبه میانگین پنجره است که با افزایش نمونه به مقدار دقیق خود همگرا و مقدار دقیق‌تری از خطای نسبی اندازه‌گیری محاسبه خواهد شد. آستانه تطبیقی هشدار براساس این رویکرد، زمانی معتبر خواهد بود که نامعینی اندازه‌گیری مقدار قابل توجهی نداشته باشد (بالای 50%). برای نمایش نحوه کارکرد الگوریتم در نظر گرفته شده در حالت کلی، متغیر فرآیند مطابق با نمودار ۵ در نظر گرفته می‌شود.

این متغیر دارای ۱۰۰۰۰ نمونه است و ابتدا در وضعیت نرمال قرار دارد. در نمونه ۵۰۰ام این متغیر، تغییر وضعیتی در میانگین سیگنال اتفاق می‌افتد که این تغییر میانگین به علت وقوع خطای اندازه‌گیری به اندازه 10% است. با ادامه روند متغیر در وضعیت نرمال و حضور ۱۰ درصدی خطای اندازه‌گیری، متغیر فرآیند در نمونه ۵۰۰ام وارد وضعیت معیوب می‌شود.

ابتدا باید طول پنجره بهینه محاسبه شود که با توجه به فرض ایستایی متغیر فرآیند، می‌توان از آزمون ایستایی ضعیف استفاده کرد. در این آزمون ساده با در نظر گرفتن یک پنجره لغزان با طول متغیر روی داده‌ها، طولی از داده‌ها به عنوان طول بهینه انتخاب می‌شود که روند تغییرات میانگین و واریانس هر پنجره ثابت بماند.

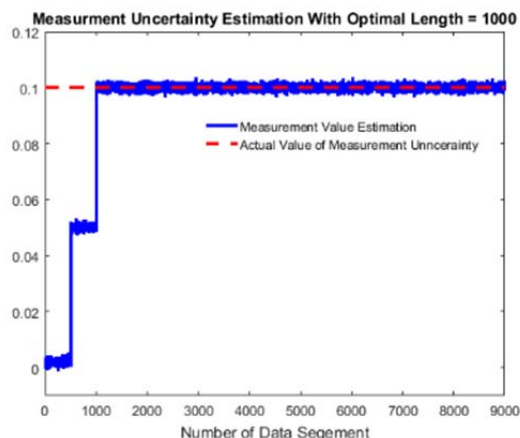


نمودار ۲) تغییرات FAR و MAR برحسب آستانه هشدار در حضور خطای اندازه‌گیری

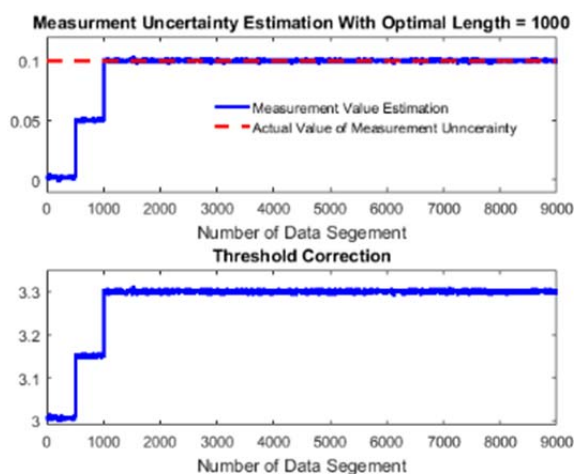


نمودار ۳) نمودار اعلام هشدار در حضور خطای اندازه‌گیری تحت آستانه نامی

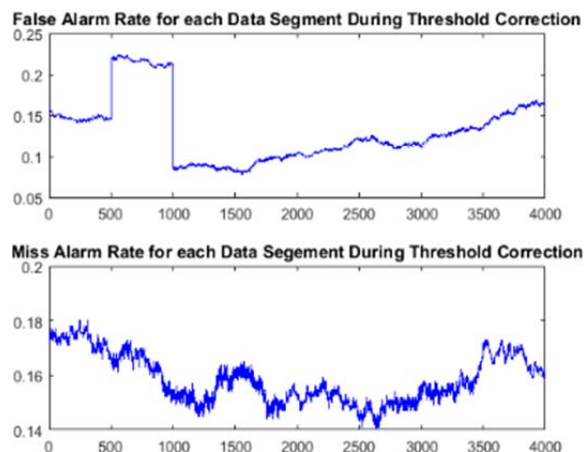
برای حالت کالیبره‌بودن سنسورها (شرایط نامی $\delta_x(\%) = 0$) طبق رابطه ۱۱، اگر آستانه هشدار برابر با ۳ در نظر گرفته شود، شاخص‌های مدیریت هشدار برابر با $FAR = 0.1587$ و $MAR = 0.1586$ محاسبه خواهد شد (نمودار وسط). حال اگر اثر خطای اندازه‌گیری سنسورها در اثر گذشت زمان و به دنبال آن تغییر پارامترهای تابع چگالی احتمال هر دو وضعیت نرمال و معیوب نادیده گرفته شود و 10% خطا به داده‌های هر دو وضعیت تزریق شود، شاخص‌های مدیریت هشدار برابر با $FAR = 0.2299$ و $MAR = 0.0980$ (نمودار پایینی) و برای خطای 10% برابر با



نمودار ۶) تخمین خطای اندازه گیری با استفاده از الگوریتم تشخیص نقطه تغییر



نمودار ۷) تطبیق آستانه هشدار با استفاده از تخمین خطای اندازه گیری

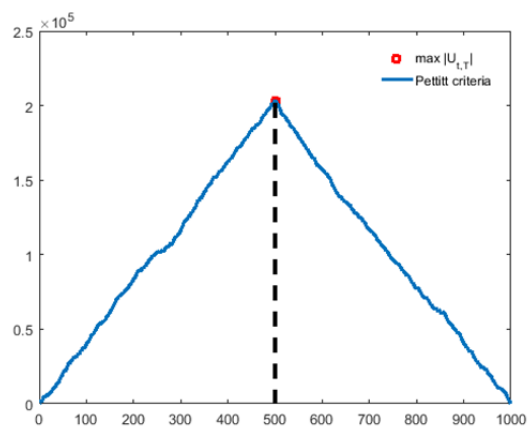


نمودار ۸) نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست رفته

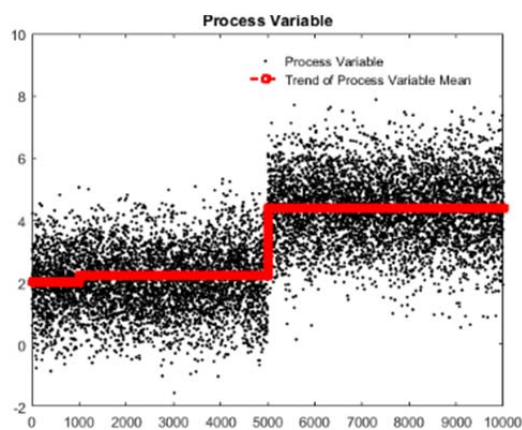
با توجه به این که عیب در نمونه ۱۵۰۰۰ اتفاق می افتد و قبل از این نمونه، آستانه هشدار تطبیق یافته است، روند تغییرات هشدارهای ازدست رفته با مقدار نامی تفاوت زیادی نمی کند. نکته بعدی که در این باره وجود دارد، نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست رفته نامی است (به ترتیب برابر با ۰/۱۵۸۶ و ۰/۱۵۸۷). ابزارهای مدیریت هشدار متعددی نظیر فیلتر باند مرده، تایمر تاخیر و فیلترهای خطی وجود دارد که این مقدار، مقادیر را به صورت قابل ملاحظه ای کاهش دهند.

طول بهینه برای این متغیر برابر با ۱۰۰۰ محاسبه شده است. با در نظر گرفتن پنجره لغزان با طول بهینه تعیین شده برای هر پنجره، الگوریتم تشخیص نقطه تغییر را به کار می بریم تا با استفاده از تخمین میانگین و واریانس هر پنجره، خطای اندازه گیری، طبق رابطه های ۲۱ یا ۱۹ محاسبه شود. خطای نسبی اندازه گیری برای متغیر تحت پایش، به ازای پنجره های متفاوت به صورت نمودار ۶ خواهد بود. براساس نمودار ترسیم شده، خطای واقعی اندازه گیری با تاخیر ۱۰۰۰ نمونه قابل مشاهده است. این موضوع بزرگ ترین عیب این روش است که روش معرفی شده تنها در شرایطی درست عمل می کند که نامعینی اندازه گیری به صورت یکنواخت در تمام پنجره مورد مطالعه وجود داشته باشد و اگر در کسری از طول پنجره خطای اندازه گیری رخ بدهد، مقدار این خطا با تاخیر گزارش خواهد شد.

تغییرات آستانه هشدار نسبت به خطای داده ها به صورت نمودار ۷ است. تغییرات نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست رفته نیز به صورت نمودار ۸ خواهد بود. مقادیر نامی برای نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست رفته طبق مقادیر محاسبه شده به ترتیب برابر با ۰/۱۵۸۶ و ۰/۱۵۸۷ محاسبه شده است. نرخ هشدارهای اشتباه (نمودار بالایی) مشخص است در فاصله زمانی ۵۰۰ تا ۱۰۰۰ که خطای اندازه گیری مقدار درست خود را نشان نمی دهد، افزایش یافته است و بعد از نمونه ۱۰۰۰ با تطبیق درست آستانه، تغییرات نرخ هشدارهای اشتباه به سمت مقدار نامی خود همگرا می شوند. دلیل این که بعد از تطبیق آستانه، نرخ هشدارهای اشتباه دقیقاً برابر با مقدار نامی خود نشد (ادعا کردیم به صورت حدی این اتفاق می دهد)، به طول بهینه داده ها مربوط است.

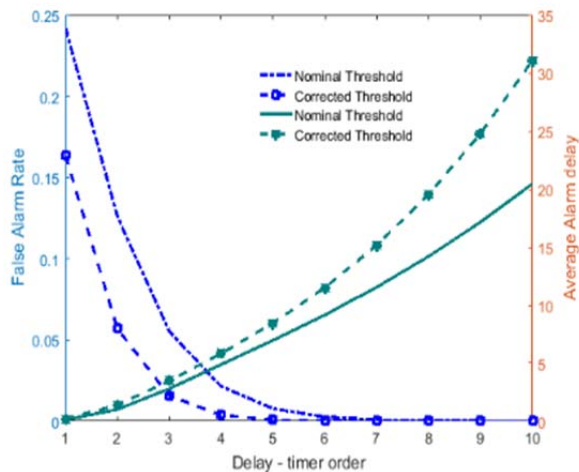


نمودار ۹) معیار $U_{t,T}$ الگوریتم پتیت به منظور تشخیص نقطه تغییر



نمودار ۱۰) آستانه هشدار تطبیق داده شده برای جبران خطای اندازه گیری

دستخوش تغییر کند. برای غلبه بر آن، اگر اصلاح آستانه هشدار به‌درستی صورت پذیرد، نیازی به طراحی دوباره مرتبه تایمر تاخیر در بازه‌های زمانی متفاوت نیست. در بخش بعدی، به‌منظور تشخیص عیب رسوب در توربین گاز v94.2، آستانه ساده و تایمر تاخیر در شرایط نامعینی به کار برده خواهند شد.



نمودار ۱۰) تغییرات FAR و EDD نسبت به مرتبه تایمر تاخیر با ۱۰٪ خطای اندازه‌گیری

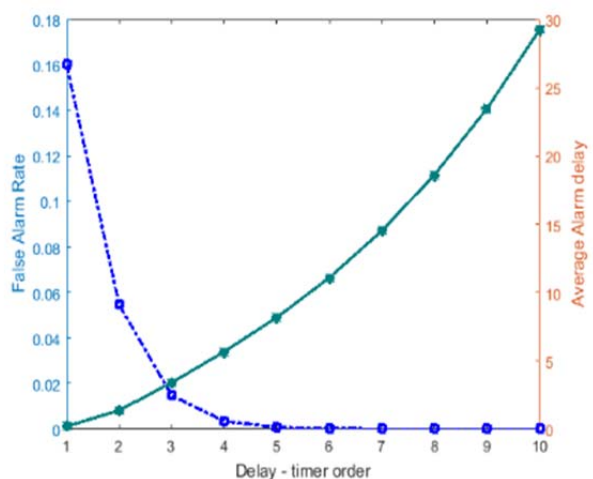
۵-۲- تشخیص عیب رسوب در توربین گازی v94.2 با لحاظکردن خطای اندازه‌گیری

توربین گازی، یک ماشین دوار است که براساس انرژی گازهای ناشی از احتراق کار می‌کند. هر توربین گازی شامل یک کمپرسور برای فشرده‌کردن هوا، یک محفظه احتراق برای مخلوط‌کردن هوا با سوخت و احتراق آن و یک توربین برای تبدیل کردن انرژی گازهای داغ و فشرده به انرژی مکانیکی است. بخشی از انرژی مکانیکی تولیدشده در توربین، صرف چرخاندن کمپرسور خود توربین شده و باقی انرژی، بسته به کاربرد توربین گاز ممکن است ژنراتور برق را بچرخاند (توربوژنراتور)، به هوا سرعت دهد (توربوجت و توربوپن) یا مستقیماً (یا بعد از تغییر سرعت چرخش توسط جعبه دنده) به همان صورت مصرف شود (موتورهای توربوشفت و توربوپراپ) [20].

اطلاعات بیشتر در این باره در یک پژوهش [21] موجود است. برای آن که تولید انرژی الکتریکی به‌طور مناسب و ایمن انجام شود، باید عیوبی که ممکن است در توربین گازی رخ دهند، هر چه سریع‌تر تشخیص داده شوند. از جمله این عیوب می‌توان به رسوب پره‌های توربین یا گیرکردن شیر کنترل سوخت و هوا اشاره کرد. در این مقاله، هدف، تشخیص عیب رسوب پره توربین گازی v94.2 زیمنس، بر مبنای تایمر تاخیر و آستانه‌گذاری ساده در حضور نامعینی اندازه‌گیری است. داده‌های مربوط به توربین گازی با اندازه‌گیری ۱۱۰ متغیر و با زمان نمونه‌برداری یک‌دقیقه استخراج شده‌اند. بنا به دلایل اقتصادی، پایش وضعیت تمام متغیرهای یک سیستم امکان‌پذیر نیست [10] و تنها متغیرهایی که روی عملکرد سیستم تأثیرگذار هستند، تحت پایش وضعیت قرار می‌گیرند. با استناد به یک پژوهش [22]، سنسورهای شماره ۳۴، ۶۸ و ۸۸ که به‌ترتیب مربوط به دمای یاتاقان تراست کمپرسور، اختلاف فشار محفظه احتراق و دیفیوژم سوخت مایع فشار پایین است، با عیب رسوب توربین گازی مرتبط هستند. بنابراین در این مقاله، تنها برای این سه متغیر، سیستم پایش وضعیت طراحی می‌شود. توزیع تابع چگالی احتمال سنسور شماره ۶۸ در هر دو وضعیت نرمال و

در این مقاله از تایمر تاخیر برای کاهش نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست‌رفته استفاده شده است. تایمر تاخیر ابزار ساده‌ای است که در کاهش تعداد هشدارهای اشتباه و آزاردهنده بسیار موثر عمل می‌کند. انسان تمایل دارد که قبل از واکنش به یک امر غیرعادی به‌منظور عملکرد بهتر، مدتی صبر کند. تایمر تاخیر بر همین اساس طراحی شده است. براساس این روش، ارزیابی متغیر فرآیند برای اعلام هشدار، مبتنی بر تکرار n نمونه سیگنال مانده خارج از محدوده مجاز تعریف شده است و خاموش‌شدن هشدار مبتنی بر تکرار m نمونه سیگنال مانده داخل محدوده تعریف‌شده برای وضعیت نرمال متغیر فرآیند است.

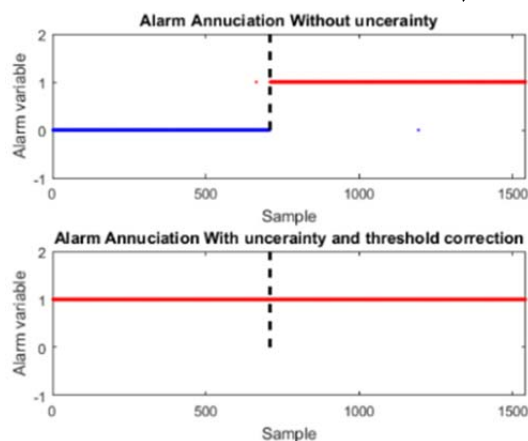
رویکردهای متفاوتی برای طراحی یک سیستم مدیریت هشدار وجود دارد که جزئیات مربوط به نحوه محاسبه نرخ هشدارهای اشتباه، هشدارهای ازدست‌رفته و متوسط زمانی تاخیر کشف عیب در یک پژوهش [5] آمده است. در این مقاله از رویکرد دوم طراحی سیستم مدیریت هشدار استفاده شده است که در آن با در نظر گرفتن مقدار ثابت برای آستانه هشدار مرتبه تایمر تاخیر براساس مصالحه بین FAR یا MAR و EDD تعیین خواهد شد. بنابراین ابتدا آستانه نامی هشدار تعیین می‌شود و سپس تغییرات شاخص‌ها را به‌ازای تغییر پارامترهای تنظیم محاسبه می‌کنیم. بر این اساس، تغییرات هشدارهای اشتباه و متوسط زمانی تاخیر در کشف عیب مطابق با نمودار ۹ خواهد بود.



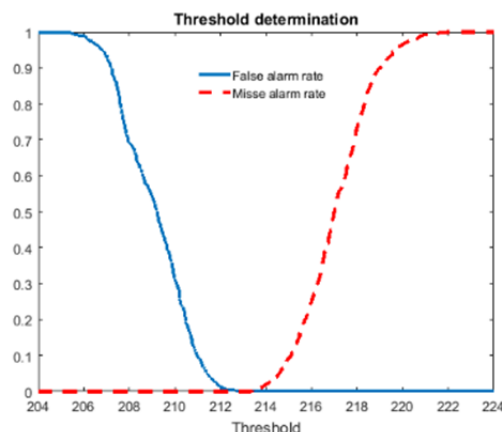
نمودار ۹) تغییرات FAR و EDD نسبت به مرتبه تایمر تاخیر در شرایط نامی

با توجه به تغییرات نمودارهای نرخ هشدارهای اشتباه و متوسط تاخیر زمانی کشف عیب برحسب مرتبه تایمر تاخیر مشخص است که افزایش مرتبه موجب افزایش متوسط تاخیر زمانی کشف عیب و کاهش نرخ هشدارهای اشتباه (ازدست‌رفته) خواهد شد. به‌عنوان مثال اگر هدف، طراحی یک سیستم مدیریت هشدار بر مبنای تایمر تاخیر باشد که در آن نرخ هشدارهای ازدست‌رفته و هشدارهای اشتباه کمتر از ۰/۰۱ و همچنین متوسط زمانی تاخیر در کشف عیب ۸ نمونه است، با مصالحه بین نرخ هشدارهای اشتباه و متوسط تاخیر زمانی کشف عیب، برای ارضای شرایط مساله، مرتبه تایمر تاخیر باید بیشتر از ۴ باشد.

اگر فرض شود داده‌ها دارای ۱۰٪ خطای اندازه‌گیری هستند، آستانه بهینه هشدار برابر با ۳/۳ خواهد بود. در حضور ۱۰٪ خطا مرتبه تایمر تاخیر تحت دو آستانه ۳ و ۳/۳ به‌صورت نمودار ۱۰ طراحی می‌شود. همان‌طور که مشخص است، وقوع نامعینی در اندازه‌گیری می‌تواند پارامترهای تنظیم ابزارهای مدیریت هشدار را نیز



نمودار ۱۳) نمودار اعلام هشدار در حضور خطای اندازه گیری تحت آستانه نامی



نمودار ۱۴) منحنی تغییرات FAR و MAR برحسب آستانه هشدار در حضور ۱۰٪ خطای اندازه گیری

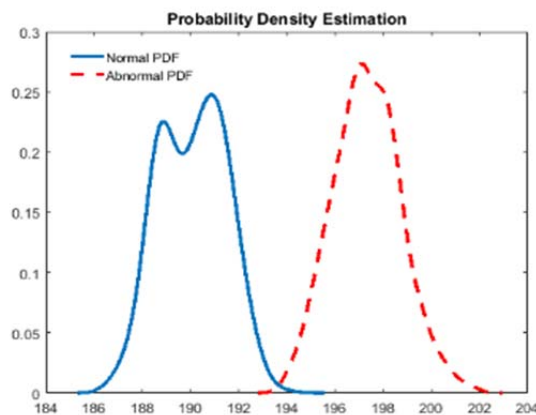
آستانه هشدار در این حالت برابر با ۲۱۲/۹ محاسبه می شود که در مقایسه با آستانه هشدار نامی حدوداً ۱/۱ برابر شده که بیانگر این موضوع است که باید آستانه هشدار نامی را متناسب با میزان خطای اندازه گیری تخمینی با شرایط سیستم تطبیق داد (کلیه قواعد مطرح شده برای تطبیق آستانه هشدار بر مبنای الگوریتم تشخیص نقطه تغییر همچنان برقرار است). با اصلاح آستانه هشدار، نمودار اعلام هشدار مطابق با نمودار ۱۵، نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست رفته نامی را فراهم می کند.

برای تکمیل روند طراحی سیستم مدیریت هشدار بر مبنای تایمر تاخیر، پس از مشخص شدن آستانه هشدار و مکانیزم تطبیق آن، باید مرتبه تایمر تاخیر محاسبه شود. مشابه قسمت شبیه سازی عددی، تغییرات متوسط تاخیر زمانی کشف عیب و نرخ هشدارهای اشتباه نسبت به مرتبه تایمر تاخیر مطابق با نمودار ۱۶ رسم خواهند شد. اگر هدف، طراحی یک سیستم مدیریت هشدار بر مبنای تایمر تاخیر باشد که در آن نرخ هشدارهای ازدست رفته و هشدارهای اشتباه دقیقاً برابر با صفر و همچنین متوسط تاخیر زمانی کشف عیب کمتر از ۲ نمونه باشد، با مصالحه بین نرخ هشدارهای اشتباه و متوسط تاخیر زمانی کشف عیب، برای ارضای شرایط مساله، مرتبه تایمر تاخیر باید برابر با ۲ باشد. حال اگر فرض کنیم که داده های سنسور شماره ۶۸ دارای ۱۰٪ خطای اندازه گیری هستند، آستانه بهینه هشدار برابر با ۲۱۲/۹ خواهد بود.

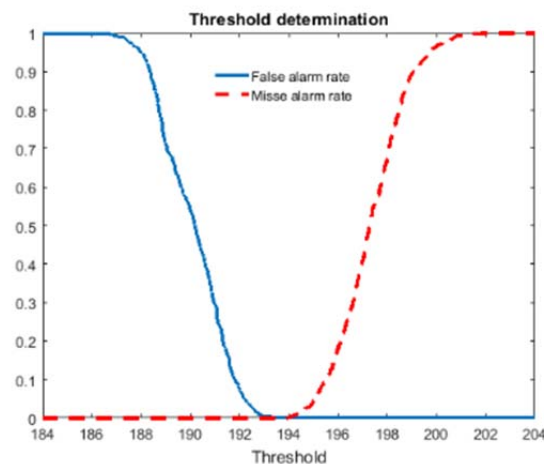
برای داده های نامعین با ۱۰٪ خطای اندازه گیری، مرتبه تایمر تاخیر تحت دو آستانه ۱۹۳/۶ و ۲۱۲/۹ به صورت نمودار ۱۷ طراحی خواهد شد. مطابق انتظار، وقوع نامعینی، اندازه گیری پارامترهای سیستم

معیوب مطابق با نمودار ۱۱ خواهد بود که با استفاده از روش غیرپارامتریک پارزن تخمین زده شده است. با فرض دقیق بودن اطلاعات در دست از سنسورهای توربین گاز، آستانه نامی هشدار با استفاده از قطع دادن منحنی های تغییرات نرخ هشدارهای اشتباه و نرخ هشدارهای ازدست رفته نسبت به تغییرات آستانه، مطابق با نمودار ۱۲ برابر با ۱۹۳/۶ محاسبه خواهد شد. با توجه به این که توزیع تابع چگالی احتمال برای هر دو وضعیت کاملاً گوسی نیست، اما از آستانه هشدار محاسبه شده می توان گفت که روابط استخراج شده براساس فرض گوسی برقرار است. برای توجیه این مطلب می توان به این نکته اشاره کرد که شرط لازم روش آستانه گذاری، تغییر در میانگین سیگنال است [10].

نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست رفته تحت آستانه هشدار نامی برای سنسور شماره ۶۸ به ترتیب برابر با ۰/۰۰۱۲ و ۰/۰۰۱۳ خواهد بود. اگر فرض کنیم که متغیر مورد نظر دارای ۱۰٪ خطای اندازه گیری است، نمودار اعلام هشدار مطابق با نمودار ۱۳ خواهد بود. طبق انتظار، وجود خطا در اندازه گیری ها می تواند موجب تولید هشدار اشتباه و عدم تولید هشدار صحیح باشد. سنسور شماره ۶۸ تحت آستانه ۱۹۳/۶ برای نرخ هشدارهای اشتباه و نرخ هشدارهای ازدست رفته، به ترتیب متحمل ۰/۰۰۱۲ و ۰/۰۰۱۳ خطا می شدند که طبق فرض، اگر نامعینی نسبی اندازه گیری به اندازه ۱۰٪ باشد، تمام هشدارهای اعلام شده اشتباه اعلام خواهند شد. بنابراین هشدارهای ازدست رفته و هشدارهای اشتباه به منظور طراحی آستانه هشدار در حضور نامعینی ۱۰٪ مطابق با نمودار ۱۴ خواهد بود.



نمودار ۱۵) تابع چگالی احتمال متغیر شماره ۶۸ برای هر دو وضعیت نرمال و معیوب (شرایط نامی)



نمودار ۱۶) تغییرات FAR و EDD نسبت به آستانه هشدار

جدول ۱) نتایج طراحی آستانه هشدار برای متغیرهای موثر بر عملکرد توربین گازی v92/4

شماره سنسور	EDD	MAR (n)	FAR (n)	مرتبه تایمر (n)	MAR	FAR
۳۴	2/0h	۰	۰	۱	۰	۰
۶۸	5/1h	۰	۰	۲	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱۲
۸۸	2/0h	۰	۰	۱	۰	۰

۶- نتیجه‌گیری

طراحی سیستم‌های تشخیص عیب کارآمد به واسطه نقشی که در ایمنی و عملکرد مناسب سیستم‌های صنعتی دارند، از اهمیت بالایی برخوردار هستند. بنابراین لحاظ و مقابله با عوامل تاثیرگذار بر پارامترهای سیستم تشخیص عیب به منظور افزایش قابلیت اطمینان عملکرد سیستم‌های صنعتی برای فراهم کردن شرایط عکس‌العمل مناسب در زمان مناسب از جانب اپراتورها، امری ضروری به شمار می‌آید. در این مقاله، خطای اندازه‌گیری به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر کارایی سیستم مدیریت هشدار از منظر آستانه تمایز دو وضعیت نرمال و معیوب مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، ابتدا میزان تاثیرپذیری تابع چگالی احتمال هر دو وضعیت نرمال و معیوب از خطای اندازه‌گیری موجود در سنسورها تعیین شد و سپس بر مبنای الگوریتم‌های تشخیص نقطه تغییر، آستانه هشدار به منظور غلبه بر اثر خطای اندازه‌گیری با شرایط سنسورها تطبیق یافت.

برای طراحی سیستم مدیریت هشدار بر مبنای تایمر تاخیر در شرایط وجود خطای اندازه‌گیری نشان داده شده است که ابتدا باید آستانه هشدار با شرایط موجود تطبیق یابد و سپس ابزار مورد نظر برای مدیریت هشدار به کار گرفته شود. در نهایت، رویکرد در نظر گرفته شده برای مقابله با اثر خطای اندازه‌گیری با شبیه‌سازی مونت کارلو و سیستم عملی توربین گازی v94.2 مورد ارزیابی و طراحی قرار گرفت. با توجه به نتایج حاصل، الگوریتم معرفی شده به خوبی می‌تواند با اثر خطای اندازه‌گیری روی سیستم تشخیص عیب مقابله کند. لازم به ذکر است که در این مقاله، اثر خطای اندازه‌گیری به صورت خطی لحاظ شد که براساس این فرض، توزیع داده‌ها تغییری نمی‌کند و تنها پارامترهای آن دستخوش تغییر می‌شود. اثر خطاهای اندازه‌گیری غیرخطی می‌تواند در ادامه این پژوهش مفید واقع شود.

تشکر و قدردانی: از همکاری آقای مصطفی یاری، مهندس بخش پایش وضعیت ماشین‌های دوار شرکت مکو، کمال تشکر و قدردانی را داریم که داده‌های توربین گازی v94.2 را برای انجام این پژوهش در اختیار ما گذاشت.

تأییدیه اخلاقی: موردی از سوی نویسندگان بیان نشده است.

تعارض منافع: موردی از سوی نویسندگان بیان نشده است.

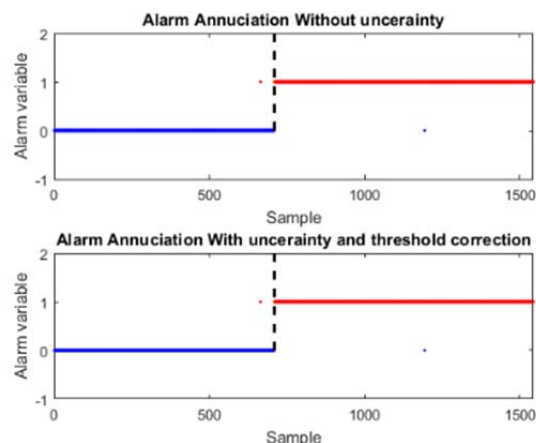
سهم نویسندگان: وحید محمدزاده ایوقی (نویسنده اول)، پژوهشگر اصلی (۵۰٪)؛ مهدی علیاری شوره‌دلی (نویسنده دوم)، پژوهشگر کمکی (۵۰٪)

منابع مالی: موردی از سوی نویسندگان بیان نشده است.

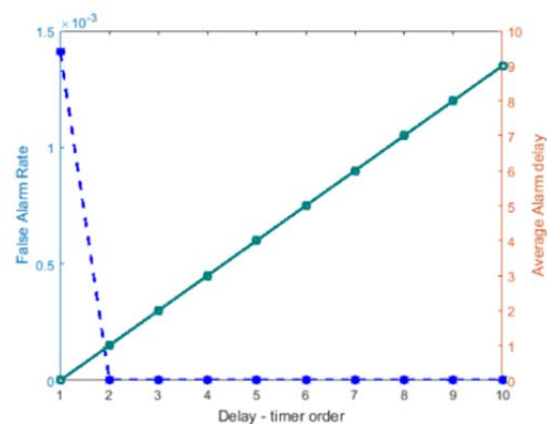
منابع

- 1- Izadi I, Shah SL, Shook DS, Chen T. An introduction to alarm analysis and design. IFAC Proceedings Volumes. 2009;42(8):645-650.
- 2- Engineering Equipment and Materials Users' Association. Alarm systems: A guide to design,

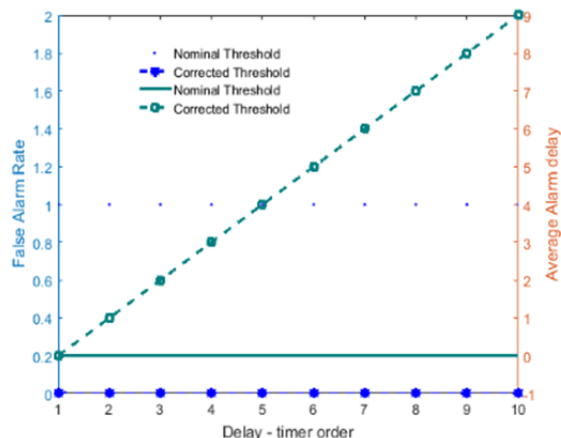
مدیریت هشدار را دستخوش تغییر می‌کند. برای غلبه بر آن، اگر اصلاح آستانه هشدار به درستی صورت بپذیرد، نیازی به طراحی دوباره مرتبه تایمر تاخیر در بازه‌های زمانی متفاوت نیست. برای سنسورهای شماره ۳۴ و ۸۸ نیز مشابه روند طراحی سیستم تشخیص عیب در حضور خطای اندازه‌گیری برای سنسور شماره ۶۸ عمل خواهیم کرد. مقادیر نرخ هشدارهای اشتباه و ازدست‌رفته و همچنین مرتبه تایمر تاخیر در شرایط نامی در جدول ۱ خلاصه شده است که در آن h زمان نمونه‌برداری سنسورها است.



نمودار ۱۰) نمودار اعلام هشدار در حضور خطای اندازه‌گیری با اصلاح آستانه هشدار



نمودار ۱۱) تغییرات FAR و EDD سنسور شماره ۶۸ توربین گازی نسبت به مرتبه تایمر تاخیر در شرایط نامی



نمودار ۱۲) تغییرات FAR و EDD سنسور شماره ۶۸ توربین گازی نسبت به مرتبه تایمر تاخیر با ۱۰٪ خطا

- Standards. 1966;70C(4):263-273.
- 13- Bishop Ch. Pattern recognition and machine learning. 1st Edition. New York: Springer-Verlag; 2006.
- 14- Baikovicus J, Gerencser L. Change point detection in a stochastic complexity framework. 29th IEEE Conference on Decision and Control, 5-7 December, 1990, Honolulu, Hawaii, USA. Piscataway: IEEE; 1990.
- 15- Basseville M, Nikoiforov IV. Detection of abrupt changes: Theory and application. Upper Saddle River: Prentice-Hall; 1993.
- 16- Chen J, Gupta AK. Parametric statistical change point analysis: with applications to genetics, medicine, and finance. 2nd Edition. Berlin: Springer Science & Business Media; 2011.
- 17- Taheri kalani J, Aslansefat K, Latif Shabgahi G. A systematic approach to design and analysis of univariate alarm system using penalty approaches. Journal of Control. 2015;10(4):1-15. [Persian]
- 18- Pettitt AN. A non-parametric approach to the change-point problem. Applied Statistics. 1979;28(2):126-135.
- 19- Mohammadzadeh Eivaghi V. Threshold design for univariate alarm systems in terms of the measurement error [Dissertation]. Tehran: Khajeh Nasir Toosi University of Technology; 2017. [Persian]
- 20- Schlegel M, Christiansen L, Thornhill NF, Fay A. A combined analysis of plant connectivity and alarm logs to reduce the number of alerts in an automation system. Journal of Process Control. 2013;23(6):839-851.
- 21- Yari M, Aliyari Shoorehdeli M, Yousefi I. V94.2 gas turbine identification using neural network. 1st RSI/ISM International Conference on Robotics and Mechatronics (ICRoM), 13-15 February, 2013, Tehran, Iran. Piscataway: IEEE; 2013.
- 22- Alikhani H. Accuracy and delay improvement in alarm management based fault diagnosis system by applying adaptive filter [Dissertation]. Tehran: Khajeh Nasir Toosi University of Technology; 2016. [Persian]
- management and procurement. 2nd Edition. London: Engineering Equipment and Materials Users' Association; 2007.
- 3- ISA. Management of alarm systems for process industries [Internet]. North Carolina: ISA; 2016 [cited 2018 Apr 01]. Available from: <http://yon.ir/5a5Pb>
- 4- Xu J, Wang J, Izadi I, Chen T. Performance assessment and design for univariate alarm systems based on FAR, MAR, and AAD. IEEE Transactions on Automation Science and Engineering. 2012;9(2):296-307.
- 5- Isermann R. Fault-diagnosis systems: An introduction from fault detection to fault tolerance. Berlin: Springer Science and Business Media; 2006.
- 6- Ahnlund J, Bergquist T, Spaanenburg L. Rule-based reduction of alarm signals in industrial control. Journal of Intelligent and Fuzzy Systems. 2003;14(2):73-84.
- 7- Adnan NA, Izadi I, Chen T. On expected detection delays for alarm systems with deadbands and delay-timers. Journal of Process Control. 2011;21(9):1318-1331.
- 8- Zhang R, Hu X, Wang H, Yao H. Fault diagnosis method in complex system using Bayesian network's sensitivity analysis. Information Technology Journal. 2015;14(1):24-30.
- 9- De Miguel LJ, Mediavilla M, Peran JR. Fault diagnosis system based on sensitivity analysis and fuzzy logic. Proceeding of 26th IEEE International Symposium of Multiple-Valued Logic, 29-31 May, 1996, Santiago de Compostela, Spain. Piscataway: IEEE; 1996.
- 10- Dally JW, Riley WF, McConnell KG. Instrumentation for engineering measurement. 2nd Edition. Hoboken: Wiley; 1993.
- 11- Ross GJ, Tasoulis DK, Adams NM. Nonparametric monitoring of data streams for changes in location and scale. Technometrics. 2011;53(4):379-389.
- 12- Ku HH. Notes on the use of propagation of error formulas. Journal of Research of the National Bureau of