مجله کنترل
ISSN (print) 2008-8345
ISSN (online) 2538-3752
جلد۱۵، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰، صفحه ۱۳۸-۱۲۷

ارائه‌ی یک سیستم هشدار برای فرایندهای با متغیر هشدار با توزیع احتمال آمیخته

ایوب ولی‌پوری [۱]، غلامرضا لطیف شبگاهی [۲]

[۱] دانشجوی دکترای مهندسی برق، گروه کنترل، دانشگاه شهید بهشتی، A_valipoori@sbu.ac.ir

[۲] استادیار دانشکده مهندسی برق، گروه کنترل، دانشگاه شهید بهشتی، Gh_latif@sbu.ac.ir

دریافت: ۱۳۹۹/۰۱/۱۰ ویرایش اول: ۱۳۹۹/۰۷/۱۰ ویرایش دوم: ۱۳۹۹/۰۹/۰۵ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۱۲

چکیده: سیستم‌های هشدار نقش مهمی در حفظ ایمنی و جلوگیری از وقوع حوادث در سیستم‌های صنعتی بر عهده دارند. یکی از مراحل مهم در طراحی سیستم‌های هشدار، تخمین مناسب تابع چگالی احتمال، برای متغیر هشدار، قبل و بعد از وقوع عیب می‌باشد. زمانی که توزیع یک متغیر هشدار، آمیخته باشد روش‌های متداول طراحی سیستم هشدار مانند تایمرهای تأخیری و باندمرده با چالش روبرو خواهند بود. در این مقاله سیستم هشداری ارائه می‌شود که قابلیت بکارگیری برای متغیرهای هشدار با توزیع آمیخته را دارد. در این روش، هشدار، بر اساس مقادیر چگالی احتمال متناظر با مقادیر لحظه‌ای متغیر هشدار، در توابع چگالی احتمال نرمال و غیرنرمال (مدل‌های مرجع نرمال و غیرنرمال)، تولید می‌شود. روش پیشنهادی به‌صورت سیستماتیک معرفی شده و برای سناریوهای مختلف عیب شبیه‌سازی و از طریق مقایسه با یکی از روش‌های معمول، ارزیابی و اعتبارسنجی می‌شود. در یکی از موارد مطالعاتی عملکرد روش پیشنهادی بر روی یکی از عملگرهای بنچمارک DAMADICS موردبررسی قرار گرفته است.

کلمات کلیدی: تابع چگالی احتمال آمیخته، مدیریت هشدار، هشدار ازدست‌رفته، هشدار نادرست

Representing an alarm system for processes with variables with mixture probability distribution

A.Valipoori, G. Latif Shabgahi

Abstract: Alarm systems play an important role in ensuring safety, and preventing event occurrence in industrial plants. One of the most important steps in alarm system designing is estimation of the proper probability density function (pdf). Conventional methods in alarm system designing like, dead-band and delay timers cannot be more effective in case of alarm variable with mixture pdf. This paper presents a new method to design an univariate alarm system with mixture pdf in alarm variables. In this paper three alarm performance indecis are derived for variables with gussian pdf. In proposed method, rasing and clearing alarms are based on the probability values corresponding to the instantaneous alarm variable values in the normal and abnormal pdfs (normal and abnormal reference models). The effectiveness of the proposed method is shown during some simulation and industrial case studies and its performance compared with Reset scenario in delay timers. In one of the case studies, the performance of the proposed method in the DAMADICS benchmark actuators has been investigated.

Keywords: Mixture probability density function, Alarm management, False alarm, Missed alarm.

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

۱- مقدمه

امروزه سیستم‌های تشخیص عیب و مدیریت هشدار از اجزای لاینفک سیستم‌های صنعتی مدرن هستند. آمارها نشان می‌دهد که اتفاقات و خطاهای ناخواسته، وقوع عیب در تجهیزات و خاموشی‌های ناگهانی و برنامه‌ریزی‌نشده، سالانه میلیاردها دلار به واحدهای صنعتی ضرر وارد می‌کند. این اتفاقات از عوامل گوناگونی نظیر آسیب‌های جزئی در تجهیزات، تنظیم نامناسب کنترل‌کننده‌ها، انتخاب نامناسب نقاط تنظیم، خروج از کالیبراسیون تجهیزات و ... ناشی می‌شوند. برای جلوگیری از این مشکلات و بهبود کیفیت محصولات، عملکرد بخش‌های مختلف یک واحد صنعتی پایش و کنترل می‌شود. یک سیستم هشدار به‌عنوان قسمتی از یک سیستم پایش و نظارت، مجموعه‌ای از سخت‌افزارها و نرم‌افزارها را شامل می‌شود که بر اساس یک سری استانداردها ([۱] و [۲]) در تولید و مدیریت هشدار، به تشخیص به‌موقع خطاهای رخ‌داده در قسمت‌های مختلف یک واحد صنعتی، کمک می‌کند. در ارتباط با سیستم‌های هشدار چندین استاندارد از جمله EEMUA 191[1] و ISA S18.02[2] وجود دارد.

۱-۱-مرور کارهای گذشته

در دو دهه‌ی اخیر، سه روش اصلی برای طراحی سیستم‌های هشدار برای کاربردهای صنعتی مقیاس بزرگ به کار رفته است این روش‌ها عبارتند از: تایمرهای تأخیری، باندهای مرده و فیلترها.

تایمر تأخیری به عنوان یکی از روش‌های مؤثر و کاربردی در کاهش هشدارهای نادرست در سال‌های اخیر موردتوجه پژوهشگران این حوزه قرار گرفته است. در [۳] یک سیستم تولید هشدار مبتنی بر سناریوی تایمر تأخیری پیشنهاد شده است که در آن علاوه بر آستانه اصلی، دو آستانه‌ی دیگر در نظر گرفته شده است. این سیستم هشدار با توجه به مقدار متغیر هشدار و موقعیت آن نسبت به این آستانه‌ها، سیگنال هشدار را تولید می‌کند. در [۴] تعمیمی از روش تایمرهای تأخیری با n نمونه تأخیر به نام سناریوی پنالتی ارائه‌شده است. در این روش نحوه‌ی ریست شدن شمارنده با استفاده از پارامتری به نام پنالتی تغییر داده شده است. مرجع [۵] یک روش تحلیلی، برای محاسبه‌ی شاخص‌های ارزیابی برای سناریوی تایمر تأخیری تعمیم‌یافته (m out of n) با استفاده از مدل مارکوف ارائه کرده است. یکی از راه‌های کاهش اثر نویز در سیستم‌های هشدار استفاده از آستانه‌های متغیر است. در [۶] روشی برای ارزیابی عملکرد سیستم‌های هشدارِ مبتنی بر تایمرتاخیری و باندمرده با استفاده از این نوع آستانه ارائه‌شده است. این روش با استفاده از گیت Priority-And و فرایند شبه‌مارکوف مدلسازی شده است. در [۷] به بررسی تأثیر خطای اندازه‌گیری، در تخمین مدل‌های مرجع در سیستم هشدار و بهینه کردن آستانه برای کاهش اثر آن، در سناریوی تایمر تأخیری پرداخته شده است. در [۸ و ۹] هرکدام از نواحی بالا و پایین آستانه، با اضافه‌شدن دو آستانه‌ی دیگر، به سه ناحیه تقسیم و برای هر یک از آن‌ها تعداد مشخصی تأخیر در نظر گرفته شد. نتایج ذکرشده در این مراجع نشان می‌دهد این کار موجب بهبود کارایی سیستم هشدار می‌شود.

یکی دیگر از روش‌های ساده و متداول در طراحی سیستم‌های هشدار، طراحی بر اساس باندمرده است. در [۱۰] شاخصی برای تعیین کارایی باندهای مرده برای یک سیستم و روشی برای طراحی عرض باندمرده ارائه‌شده است. در [۱۱] نحوه‌ی طراحی سیستم هشدار بر اساس روش باندمرده و تحلیل و ارزیابی آن برای سیستم تک متغیره بیان شده است. همچنین برای دو گروه باندمرده مبتنی بر اندازه‌گیری و باندمرده مبتنی بر زمان، شاخص‌های ارزیابی FAR، MAR و AAD استخراج شده‌اند. مرجع [۱۲] یک روش طراحیِ سیستمِ هشدارِ مبتنی بر باندمرده، برای فرایندهای مدل‌شده با سری‌های زمانیِ غیرخطیِ تصادفی، ارائه کرده است.

علاوه بر تایمر تأخیری و باندمرده، فیلترها نیز در طراحی سیستم‌های هشدار بسیار کاربرد دارند. در [۱۳] به بررسی نحوه طراحی سیستم هشدار با استفاده از فیلترهای میانگین متحرک و واریانس متحرک پرداخته شده است. در [۱۴] چهارچوبی برای طراحی بهینه‌ی فیلتر، جهت تولید هشدار ارائه‌شده است. در [۱۵] به طراحی فیلتر بهینه برای تولید هشدار پرداخته شده است. در [۱۶] به چگونگی طراحی یک فیلتر با کارایی بهینه برای حداقل کردن شاخص‌های FAR و MAR پرداخته شده است. همچنین در این مرجع مواردی را که فیلتر واریانس متحرک کارایی مناسبی دارد، مشخص شده است.

۱-۲-مرور تحقیقات مرتبط با تشخیص عیب با توزیع آمیخته

در [۱۷] یک روش مبتنی بر مدل برای تشخیص عیب، با استفاده از مدل آمیخته و استراتژی استنتاج بیزی ارائه‌شده است. در این روش با استفاده از داده‌های تاریخچه سیستم و با استفاده از الگوریتم F-J تعداد المان‌های مدل آمیخته و مشخصات آماری هر یک، تعیین می‌شود؛ سپس با استفاده از مدل (توزیع آمیخته گوسی محدود یا FGMM) و با استفاده از استراتژی استنتاج بیزی احتمال تعلق نمونه‌های مانیتورشده به هر یک از المان‌های مدل آمیخته محاسبه و برای تشخیص عیب استفاده می‌شود. در [۱۸] نیز از مدل GMM برای تشخیص ناهنجاری‌ها استفاده‌شده است که در آن از الگوریتم EM برای تخمین پارامترهای مدل آمیخته استفاده

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

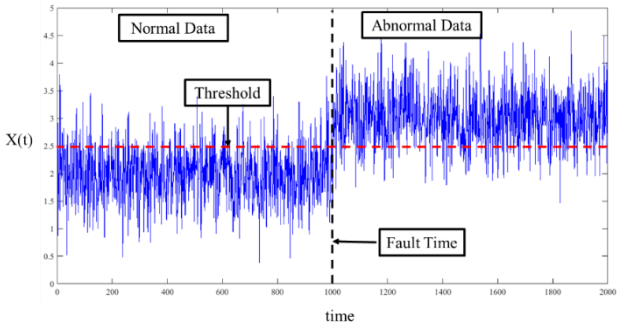
می‌شود. در این روش، بعد از تعیین مدل با استفاده از تستِ نرخِ شباهتِ تعمیم‌یافته (GLRT)، ناهنجاری‌های سیستم تشخیص داده می‌شود. در [۱۹] یک مدل GMM بر اساس داده‌های مربوط به شرایط نرمال در تاریخچه سیستم و با المان‌های اساسی، توسط الگوریتم EM و شاخص F-J تعمیم داده‌شده است (که به آن PCGMM نیز می‌گویند). سپس با استفاده از این مدل و یک شاخص (به نام NLLP یا MD) میزان شباهت، به‌صورت آنلاین برای داده‌ها تعیین می‌شود و با قراردادن یک آستانه روی آن، عیب در سیستم تشخیص داده می‌شود. در [۲۰] نیز یک روش تشخیص عیب مبتنی بر مدل آمیخته پیشنهادشده است که در آن، مدل پیشنهادی شامل k مدل محلی است که k و تعداد المان‌های اساسی موجود در هر مدل محلی با بکارگیری الگوریتم‌های PCA، EM و یک الگوریتم یادگیری، تعیین می‌شوند. ایده‌ی اصلی این مرجع این است که الگوی داده‌های پیچیده را می‌توان توسط چند مدل محلی نشان داد. نتایج این مرجع نشان می‌دهد که عملکرد این روش برای سیستم‌های دینامیکی، غیرخطی و سیستم‌های با چند حالت ماندگار متفاوت، مناسب می‌باشد. در [۲۱] از دو مدل GMM و مدل مارکوف مخفی (HMM) برای تشخیص عیب استفاده‌شده است. در این مرجع نیز قبل از بکارگیری مدل GMM از PCA برای کاهش حجم محاسباتی و حذف اطلاعات اضافی استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد هرچند حجم محاسباتی مدل HMM بیشتر بوده اما کارایی بهتری نسبت به مدل GMM داشته است. مراجع دیگری ([۲۲-۲۵]) نیز در این زمینه کارهایی مشابه انجام داده‌اند.

تاکنون تحقیقاتی مرتبط با توزیع آمیخته در روش‌های معمول طراحی سیستم‌های هشدار مانند تایمرهای تأخیری، باندمرده و فیلترها ارائه نشده است اما مراجعی وجود دارد که در آن‌ها به کلاس‌بندی، مکان‌یابی و یا تشخیص عیوبی می‌پردازند که رفتار متغیرهای آن‌ها با استفاده از مدل‌های آمیخته توصیف می‌شود. در این مراجع توسط معیارهای شباهت، عیوب آشکارسازی می‌شوند. در این مقاله، روشی ارائه می‌گردد که قادر است مستقل از نوع تابع چگالی احتمال متغیر هشدار، حالات هشدار را با دقت و سرعت مناسب تشخیص دهد. این روش براساس مقادیر چگالی احتمال متغیر هشدار، به تولید هشدار می‌پردازد و برخلاف غالب روش‌های موجود به آستانه وابسته نیست. همین ویژگی موجب می‌شود برای گروه‌های عیب بیشتری قابلیت بکارگیری داشته باشد. تمرکز این مقاله، روی متغیرهای هشدار با توزیع آمیخته می‌باشد.

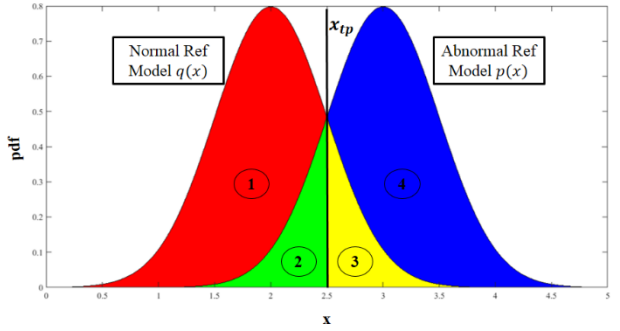
مطالب ارائه‌شده در این مقاله به‌صورت زیر سازمان‌دهی می‌شود. در بخش ۲ به معرفی سیستم هشدار پایه و شاخص‌های ارزیابی آن پرداخته می‌شود. بخش ۳، سیستم هشدار پیشنهادی را معرفی می‌کند و بخش ۴ تحلیل ریاضی آن را بیان می‌کند. شبیه‌سازی‌هایی را برای نشان دادن کارایی روش در بخش ۵ ارائه‌شده است.

۲- سیستم هشدار پایه

سیستم‌های هشدار از روی رفتار متغیرهای هشدار، وضعیت سیستم را پایش می‌کنند. شکل ۱ فضای نمونه مربوط به یک سیگنال تصادفی ($x(t)$) با دوره نمونه‌برداری h را نشان می‌دهد. در شکل ۱ در لحظه $t = 1000$ عیبی به سیستم اعمال شده است. سیستم هشداری را در نظر بگیرید که با تعریف یک آستانه (X_{tp}) به این صورت عمل می‌کند که اگر n نمونه‌ی پیاپی از آستانه‌ی تعریف‌شده بالاتر باشند، هشدار صادر و درصورتی‌که n نمونه پیاپی از آن کوچک‌تر باشند هشدار قطع می‌شود (روش تایمر تأخیری با n نمونه تأخیر). اگر در این سیستم $n = 1$ باشد آن را، سیستم هشدار پایه می‌نامند. در این صورت با عبور هر نمونه از آستانه، هشدار صادر و با برگشت آن به زیر آستانه، هشدار قطع می‌شود. در شکل ۱ داده‌های $x(1,1000)$ را به‌عنوان داده‌های نرمال و داده‌های $x(1001,2000)$ به‌عنوان داده‌های غیرنرمال در نظر گرفته شده‌اند. توابع چگالی احتمال این داده‌ها به‌صورت گوسی و مطابق شکل ۲ فرض شده‌اند. در این شکل تابع چگالی احتمال مربوط به حالت نرمال و غیرنرمال به ترتیب با $q(x)$ و $p(x)$ نشان داده شده‌اند.



شکل ۱: فضای نمونه یک سیگنال تصادفی



شکل ۲: توابع چگالی احتمال مرجع نرمال و غیرنرمال

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

برای ارزیابی کارایی هر سیستم، شاخص‌هایی تعریف می‌شود. در این قسمت، سه تا از مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی سیستم‌های هشدار یعنی FAR، MAR و AAD معرفی و برای سیستم هشدار پایه محاسبه می‌شوند ([۲۶]). شاخص FAR نرخ هشدارهای صادرشده در حالت عملکردی نرمال را نشان می‌دهد. برای سیستم هشدار پایه، این شاخص به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$FAR = \int_{x_{tp}}^{\infty} q(x)dx = q_1 \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی فوق x_{tp} آستانه و q_1 ناحیه‌ی ۳ در شکل ۲ می‌باشد که با رنگ زرد نشان داده‌شده است. شاخص MAR، نرخ هشدارهای گم‌شده در حالتِ عملکردیِ غیرنرمالِ سیستم را نشان می‌دهد و برای سیستم هشدار پایه، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MAR = \int_{-\infty}^{x_{tp}} p(x)dx = p_2 \qquad (۲)$$

که در رابطه‌ی فوق p_2، ناحیه‌ی ۲ در شکل ۲ می‌باشد. شاخص AAD، میانگین تأخیر سیستم در تشخیص عیب را نشان می‌دهد. این شاخص نیز برای سیستم هشدار پایه به‌صورت زیر تعریف می‌شود [۲۶]:

$$AAD = h\frac{p_2}{p_1} \qquad (۳)$$

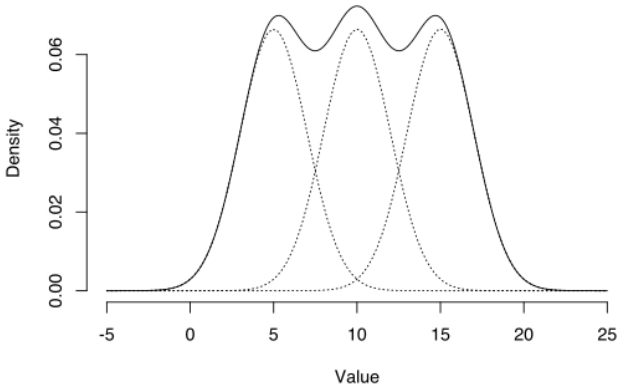
که p_1 سطح زیر نمودار نواحی ۳ و ۴ در شکل ۲ (که با رنگ آبی و زرد مشخص شده‌اند) می‌باشد.

۳- معرفی سیستم هشدار پیشنهادی

قبل از معرفی روش پیشنهادی، توزیع آمیخته به‌صورت اجمالی بیان می‌شود.

۳-۱- توزیع آمیخته

توزیع آمیخته، ترکیبی از دو یا چند توزیع احتمال است. درواقع متغیرهای تصادفی تشکیل‌دهنده‌ی این توزیع از چند مجموعه داده، تشکیل می‌شوند که هر مجموعه، توزیع مختص به خود را دارد. هر یک از این توزیع‌های تشکیل‌دهنده، می‌توانند تک‌متغیره یا چندمتغیره باشند. علاوه براین توزیع‌های تشکیل‌دهنده توزیع آمیخته همگی باید دارای توزیع پیوسته یا گسسته باشند. هر یک از این توزیع‌ها می‌تواند دارای یک نوع دلخواه باشد. شکل ۳ یک توزیع آمیخته را نشان می‌دهد که از سه توزیع گوسی تشکیل‌شده است.



شکل ۳: توزیع آمیخته‌ی ترکیب‌شده از سه توزیع نرمال با میانگین‌های ۵، ۱۰ و ۱۵

در حالت کلی یک تابع چگالی احتمال آمیخته به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$f(x) = \sum_{k=1}^{K} \lambda_k f_k\,, \quad 0 \le \lambda_k \le 1\,, \quad \sum_{k=1}^{K} \lambda_k = 1 \qquad (۴)$$

که در آن f_k تابع چگالی احتمال مربوط به مجموعه داده‌ی k-ام و λ_k احتمال قرار گرفتن داده‌ها در مجموعه k-ام، می‌باشد. در شکل ۳، $k = 3$ و $\lambda_{1,2,3} = \frac{1}{3}$ است. در موردهای مطالعاتی ذکرشده در این مقاله توابع چگالی احتمال تشکیل‌دهنده‌ی توزیع آمیخته، گوسی فرض شده‌اند.

۳-۲- معرفی روش تولید هشدار

روش پیشنهادی، یک روش مبتنی بر مدل است که در آن با استفاده از داده‌های تاریخی دو تابع چگالی احتمال برای شرایط نرمال و غیرنرمال سیستم، استخراج می‌شود که آن‌ها را به ترتیب مدل‌های مرجع نرمال و غیرنرمال می‌نامیم. با استفاده از این مدل‌ها، برای هر نمونه از متغیر هشدار (x_i)، چگالی احتمال نرمال‌بودن (q_i) و غیرنرمال بودن (p_i) محاسبه می‌شود و با توجه به آن‌ها، سیستم هشدار در یکی از حالت‌های عملکردی زیر قرار می‌گیرد.

۱. حالت عملکردی "بدون‌هشدار" (NA[1])

در این حالت، سیستم هشدار، هشداری صادر نمی‌کند. اگر سیستم هشدار در این حالت قرار داشته و برای نمونه‌های دریافتی شرط $p_i \le k_1 q_i$ برقرار باشد، سیستم در این حالت باقی می‌ماند اما اگر شرط $p_i \ge k_2 q_i$ برقرار باشد، سیستم وارد حالت "هشدار" می‌شود. همچنین درصورتی‌که هیچ‌کدام از شروط فوق برقرار نشود (یعنی $k_1 q_i < p_i < k_2 q_i$) سیستم وارد حالت "آماده برای صدور هشدار" می‌شود. لازم به ذکر است که k_1 و k_2 پارامترهای طراحی می‌باشند ($0 < k_1 < k_2$).

۲. حالت عملکردی "هشدار" (A[2])

[1] No Alarm
[2] Alarm

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

در این حالت، سیستم در وضعیت صدور هشدار قرار دارد. در این وضعیت، اگر برای نمونه‌های دریافتی از متغیر هشدار شرط $q_i \le k_4 p_i$ برقرار باشد، سیستم در حالت هشدار باقی خواهد ماند و اگر شرط $q_i \ge k_5 p_i$ برقرار شود، سیستم به حالت "بدون‌هشدار" خواهد رفت. درصورتی‌که هیچ‌کدام از شروط فوق برقرار نشود (یعنی $k_4 p_i < q_i < k_5 p_i$) سیستم وارد حالت "آماده برای قطع هشدار" می‌شود. لازم به ذکر است که k_4 و k_5 پارامترهای طراحی می‌باشند ($0 < k_4 < k_5$).

۳. مد عملکردی "آماده برای صدور هشدار" (RTRA[3])

فرض کنید که سیستم در حالت بدون‌هشدار قرار داشته و برای نمونه‌ی دریافتی شرط $k_1 q_i < p_i < k_2 q_i$برقرار شود در این وضعیت سیستم هشدار برای کسب اطمینان از اینکه آیا وضعیت سیستم واقعی، غیرنرمال شده است یا خیر، به حالتی به نام " آماده برای صدور هشدار" می‌رود. مادامی که سیستم در این حالت قرار دارد برای نمونه‌ای که باعث ورود به این حالت شده و نمونه‌های دریافتی بعدی شروط $\prod_{i=1}^{n} p_i \ge k_2 \prod_{i=1}^{n} q_i$ و $\prod_{i=1}^{n} p_i \le k_3 \prod_{i=1}^{n} q_i$ را چک می‌کند. اگر شرط اول برقرار بود سیستم به حالت A و اگر شرط دوم برقرار بود سیستم به حالت NA می‌رود. در غیر این صورت نمونه‌ی جدید می‌گیرد و مجدداً شروط را چک می‌کند. لازم به ذکر است مقادیر $\prod_{i=1}^{n} q_i$ و $\prod_{i=1}^{n} p_i$ ، حاصل‌ضرب چگالی احتمال‌ها هستند که اگر نسبت به هم مقایسه شوند همان نسبت احتمالات را نشان می‌دهند. همچنین با توجه به فرض iid[4] بودن نمونه‌ها، حاصل‌ضرب احتمالات نرمال/غیرنرمال‌بودن اعضای یک مجموعه، احتمال نرمال/غیرنرمال‌بودن کل مجموعه را نشان می‌دهد.

۴. حالت عملکردی "آماده برای قطع هشدار" (RTCA[5])

این حالت شبیه به حالت RTRA می‌باشد با این تفاوت که در مسیر قطع هشدار قرار دارد. بدین معنی که اگر در حالت A شرط $k_4 p_i < q_i < k_5 p_i$ برقرار گردد سیستم هشدار وارد حالت RTCA می‌شود. در این حالت بر اساس $m-1$ نمونه‌ی دریافتی بعدی، اگر شرط $\prod_{i=1}^{m} q_i \ge k_5 \prod_{i=1}^{m} p_i$ برقرار باشد به حالت "NA" رفته و اگر شرط $\prod_{i=1}^{m} q_i \le k_6 \prod_{i=1}^{m} p_i$ باشد به حالت A برخواهیم گشت. درصورتی‌که هیچ‌کدام از شروط بالا محقق نشود همچنان در حالت RTCA باقی خواهیم ماند.

فرضیات

- داده‌های تاریخی نرمال و غیرنرمال سیستم مشخص است.
- نمونه‌های دریافتی از متغیر هشدار، مستقل و دارای توزیع یکسان می‌باشند (*iid*)

تأثیر عیب در رفتار متغیر هشدار مستقل از زمان می‌باشد.

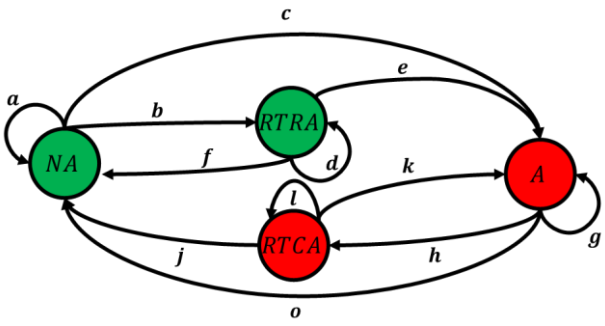
٤- محاسبه‌ی شاخص‌های عملکردی

در این بخش سیستم هشدار پیشنهادی، با استفاده از روش مارکوف مدل‌سازی و تحلیل می‌شود. برای سادگی فرض کنید مدل‌های مرجع، گوسی و به‌صورت زیر انتخاب شوند ($\mu_2 > \mu_1, \delta_2 = \delta_1 = \delta$).

$$q(x) = \frac{1}{\delta\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\delta^2}}$$
$$p(x) = \frac{1}{\delta\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_2)^2}{2\delta^2}} \qquad (۵)$$

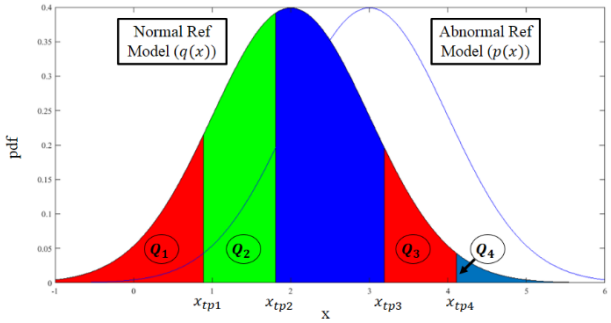
٤-١- محاسبه‌ی شاخص FAR

شاخص FAR در شرایط نرمال محاسبه می‌شود لذا از مدل مرجع نرمال ($q(x)$) استفاده می‌شود. با توجه به توضیحات ارائه‌شده در بخش قبل مدل مارکوف سیستم پیشنهادی به‌صورت زیر می‌باشد.



شکل ۴: مدل مارکوف روش پیشنهادی

حالات نشان داده شده با رنگ سبز (NA و RTRA) حالاتی هستند که هشدار، قطع است و حالات دیگر (A و RTCA) حالات هشدار هستند. مدل مرجع نرمال مورداستفاده برای محاسبه‌ی احتمالات گذارها برای محاسبه‌ی FAR در شکل ۵ نشان داده شده‌اند.



[3] Ready To Raise Alarm
[4] Independent and Identically Distributed
[5] Ready To Clear Alarm

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

شکل ۵: مدل مرجع مورداستفاده برای محاسبه FAR (مدل مرجع نرمال Normal(2,1)و مدل غیرنرمال Normal(3,1) ، پارامترهای طراحی $k_1 = k_4 = 2, k_2 = k_5 = 5, k_3 = k_6 = 1$ می‌باشند).

جهت محاسبه FAR ابتدا باید احتمالات گذارها را بدست آوریم. گذارهای a، b، c، g، h و o نشان داده شده در شکل ۴ با استفاده از روابط زیر بدست می‌آیند.

$$\begin{aligned} c &= Q_4 = \int_{x_{tp4}}^{\infty} q(x)dx, \\ b &= Q_3 = \int_{x_{tp3}}^{x_{tp4}} q(x)dx, \\ a &= 1 - c - b = \int_{-\infty}^{x_{tp3}} q(x)dx, \\ o &= Q_1 = \int_{-\infty}^{x_{tp1}} q(x)dx, \\ h &= Q_2 = \int_{x_{tp1}}^{x_{tp2}} q(x)dx, \\ g &= 1 - o - h = \int_{x_{tp2}}^{\infty} q(x)dx \end{aligned} \quad (۶)$$

در روابط بالا x_{tp1}، x_{tp2}، x_{tp3} و x_{tp4} آستانه‌هایی هستند که با توجه به روابط زیر محاسبه شده‌اند.

$$\begin{aligned} q(x) &= k_5.p(x) \to x = x_{tp1} \\ q(x) &= k_4.p(x) \to x = x_{tp2} \\ p(x) &= k_1.q(x) \to x = x_{tp3} \\ p(x) &= k_2.q(x) \to x = x_{tp4} \end{aligned} \quad (۷)$$

مقادیر احتمالات مربوط به سایر گذارها (گذارهای خروجی از حالات RTRA و RTCA) به صورت تقریبی محاسبه می‌شوند. گذار e احتمال انتقال سیستم از حالت " RTRA" به حالت "A" را نشان می‌دهد و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$e = P\left(\prod_{i=1}^{n} p_i \geq k_2 * \prod_{i=1}^{n} q_i \ |Normal\ condition\right)$$
$$= P\left(\frac{1}{(\delta\sqrt{2\pi})^n} e^{-\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\mu_2)^2}{2\delta^2}} \geq k_2 * \frac{1}{(\delta\sqrt{2\pi})^n} e^{-\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\mu_1)^2}{2\delta^2}}\right) =$$
$$P\left(e^{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\mu_2)^2-\sum_{i=1}^{n}(x_i-\mu_1)^2}{2\delta^2}} \leq {}^1/_{k_2}\right) =$$
$$P\left(e^{\frac{2n\overline{x_1}(\mu_1-\mu_2)+n(\mu_2^2-\mu_1^2)}{2\delta^2}} \leq {}^1/_{k_2}\right)$$

که در آن $\overline{x_1}$ میانگین n نمونه‌ی تولیدشده توسط مدل مرجع نرمال ($q(x)$) می‌باشد. حال اگر از عبارت داخل پرانتز Ln بگیریم، عبارت به‌صورت زیر ساده می‌شود (فرض $n > 1$).

$$e = P\left(2n\overline{x_1}(\mu_1 - \mu_2) + n(\mu_2^2 - \mu_1^2) \leq 2\delta^2 Ln\left({}^1/_{k_2}\right)\right)$$

حال با توجه به اینکه ترم $\mu_1 - \mu_2 < 0$ می‌باشد لذا داریم

$$e = P\left(\overline{x_1} \geq \frac{n(\mu_1^2 - \mu_2^2) - 2\delta^2 Ln(k_2)}{2n(\mu_1 - \mu_2)}\right)$$

مطابق قضیه Central Limit، می‌توان توزیع $\overline{x_1}$ را با یک توزیع نرمال با میانگین μ_1 و واریانس $\frac{\delta}{\sqrt{n}}$ تقریب زد. با استفاده از این تقریب و تبدیل z score داریم:

$$e = P\left(z \geq \frac{\frac{n(\mu_1^2 - \mu_2^2) - 2\delta^2 Ln(k_2)}{2n(\mu_1 - \mu_2)} - \mu_1}{\frac{\delta}{\sqrt{n}}}\right) =$$
$$P\left(z \geq \frac{\sqrt{n}}{\delta}\left(\frac{n(\mu_1^2 - \mu_2^2) - 2\delta^2 Ln(k_2)}{2n(\mu_1 - \mu_2)} - \mu_1\right)\right)$$

گذار f نیز مشابه گذار e بدست می‌آید.

$$f = P\left(\prod_{i=1}^{n} p_i \leq k_3 * \prod_{i=1}^{n} q_i \ |Normal\ condition\right)$$
$$= P\left(z \leq \frac{\sqrt{n}}{\delta}\left(\frac{n(\mu_1^2 - \mu_2^2) - 2\delta^2 Ln(k_3)}{2n(\mu_1 - \mu_2)} - \mu_1\right)\right)$$

با محاسبه‌ی گذارهای e و f گذار d به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$d = 1 - e - f$$

همانطور که مشاهده می‌شود مقادیر گذارهای e، f و d وابسته به مقدار n می‌باشند. این گذارها مربوط به حالت $RTRA$ می‌باشند در این حالت سیستم، آنقدر نمونه‌ی جدید می‌گیرد که یکی از شروط خروج از آن، برقرار می‌شود؛ بنابراین می‌توان گفت n، حداقل تعداد نمونه‌ای است که به ازای آن، احتمال خروج از حالت $RTRA$ بزرگ‌تر از احتمال ماندن در آن باشد. به‌عبارت‌دیگر،

$$\min n : e(n) + f(n) \geq d(n)$$

با توجه به اینکه این سه ترم هیچ‌گونه اشتراکی ندارند و مجموع آن‌ها برابر یک می‌باشد لذا داریم،

$$\min n: e(n) + f(n) \geq 0.5$$

لذا n حداقل مقداری است که رابطه فوق را برقرار می‌کند. سایر گذارهای موجود در مدل مارکوف در شکل ۴ به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند.

$$j = P\left(\prod_{i=1}^{m} q_i \geq k_5 * \prod_{i=1}^{m} p_i \ |Normal\ condition\right)$$
$$= P\left(z \leq \frac{\sqrt{m}}{\delta}\left(\frac{m(\mu_1^2 - \mu_2^2) + 2\delta^2 Ln(k_5)}{2m(\mu_1 - \mu_2)} - \mu_1\right)\right)$$
$$k = P\left(\prod_{i=1}^{m} q_i \leq k_6 * \prod_{i=1}^{m} p_i \ |Normal\ condition\right)$$
$$= P\left(z \geq \frac{\sqrt{m}}{\delta}\left(\frac{m(\mu_1^2 - \mu_2^2) + 2\delta^2 Ln(k_6)}{2m(\mu_1 - \mu_2)} - \mu_1\right)\right)$$
$$l = 1 - j - k$$

مقادیر j، k و l به m وابسته می‌باشند. m نیز مشابه n به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\min m : j(m) + k(m) \geq l(m)$$
$$\min m: e(m) + f(m) \geq 0.5$$

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

لذا m حداقل مقداری است که رابطه فوق را برقرار می‌کند. با محاسبه‌ی مقادیر گذارها، می‌توان ماتریس گذار را تشکیل داد که با توجه به شکل ۴، برابراست با:

$$Q=\begin{bmatrix} a & b & c & 0 \\ f & d & e & 0 \\ o & 0 & h & g \\ j & 0 & k & l \end{bmatrix} \quad (۸)$$

مقدار شاخص FAR، برابر است با مجموع احتمال ماندن سیستم هشدار در حالت‌های "A" و "RTCA" در حالت ماندگار. فرض کنید $\pi_i(t)$ احتمال قرارگیری سیستم در حالت i-ام در لحظه‌ی t را نشان دهد در این صورت داریم:

$$\pi(t)=\{\pi_1(t),\dots,\pi_4(t)\} \quad (۹)$$
$$\pi(t)=Q^T\pi(t-1)$$

لذا حالت سیستم در حالت ماندگار برابر است با:

$$\pi(\infty)=Q^T\pi(\infty) \quad (۱۰)$$

از طرفی می‌دانیم

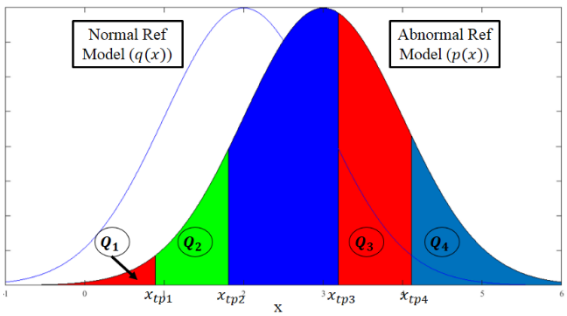
$$\pi_1(\infty)+\pi_2(\infty)+\pi_3(\infty)+\pi_4(\infty)=1 \quad (۱۱)$$

با استفاده از روابط ۱۰ و ۱۱ بردار π در حالت ماندگار محاسبه می‌شود سپس با استفاده از رابطه‌ی زیر FAR محاسبه می‌شود.

$$FAR=\pi_3(t=\infty)+\pi_4(t=\infty) \quad (۱۲)$$

۲-٤- محاسبه‌ی شاخص MAR

MAR در شرایط غیرنرمال محاسبه می‌شود لذا از مدل مرجع غیرنرمال ($p(x)$) نشان داده شده در شکل ۶ استفاده می‌شود.



شکل ۶: مدل مرجع مورداستفاده برای محاسبه MAR (مدل مرجع نرمال $Normal(2,1)$ و مدل غیرنرمال $Normal(3,1)$ ، پارامترهای طراحی $k_1=k_4=2, k_2=k_5=5, k_3=k_6=1$ می‌باشند).

جهت محاسبه‌ی MAR نیز ابتدا باید احتمالات گذارهای مدل مارکوف محاسبه شود که به روشی مشابه محاسبه‌ی گذارها در شاخص FAR به‌صورت زیر محاسبه می‌گردند.

$$c=Q_4=\int_{x_{tp4}}^{\infty}p(x)dx,$$
$$b=Q_3=\int_{x_{tp3}}^{x_{tp4}}p(x)dx, \quad (۱۳)$$
$$a=1-c-b=\int_{-\infty}^{x_{tp3}}p(x)dx,$$
$$o=Q_1=\int_{-\infty}^{x_{tp1}}p(x)dx,$$
$$h=Q_2=\int_{x_{tp1}}^{x_{tp2}}p(x)dx,$$
$$g=1-o-h=\int_{x_{tp2}}^{\infty}p(x)dx$$
$$e=P(\prod_{i=1}^{n}p_i\geq k_2 * \prod_{i=1}^{n}q_i \mid Abnormal\ condition)=P\left(z\geq\frac{\sqrt{n}}{\delta}\left(\frac{n(\mu_1^2-\mu_2^2)-2\delta^2Ln(k_2)}{2n(\mu_1-\mu_2)}-\mu_2\right)\right)$$
$$f=P(\prod_{i=1}^{n}p_i\leq k_3 * \prod_{i=1}^{n}q_i \mid Abnormal\ condition)=P\left(z\leq\frac{\sqrt{n}}{\delta}\left(\frac{n(\mu_1^2-\mu_2^2)-2\delta^2Ln(k_3)}{2n(\mu_1-\mu_2)}-\mu_2\right)\right)$$
$$d=1-e-f$$
$$j=P(\prod_{i=1}^{m}q_i\geq k_5 * \prod_{i=1}^{m}p_i \mid Abnormal\ condition)=P\left(z\leq\frac{\sqrt{m}}{\delta}\left(\frac{m(\mu_1^2-\mu_2^2)+2\delta^2Ln(k_5)}{2m(\mu_1-\mu_2)}-\mu_2\right)\right)$$
$$k=P(\prod_{i=1}^{m}q_i\leq k_6 * \prod_{i=1}^{m}p_i \mid Abnormal\ condition)=P\left(z\geq\frac{\sqrt{m}}{\delta}\left(\frac{m(\mu_1^2-\mu_2^2)+2\delta^2Ln(k_6)}{2m(\mu_1-\mu_2)}-\mu_2\right)\right)$$
$$l=1-j-k$$

لازم به ذکر است مقادیر n و m مشابه آنچه در محاسبه‌ی FAR بیان شد، محاسبه می‌شوند. ماتریس گذار حالت برای شاخص *MAR* نیز توسط رابطه‌ی ۸ محاسبه می‌شود. MAR، احتمال قطع‌شدن هشدار در شرایط غیرنرمال یا به‌عبارت‌دیگر احتمال قرار گرفتن سیستم در حالت‌های "NA" و "RTRA" را در حالت ماندگار نشان می‌دهد. لذا MAR به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$MAR=S_1(t=\infty)+S_2(t=\infty) \quad (۱۴)$$

۵- نتایج شبیه‌سازی

در این بخش کارایی روش پیشنهادی با ارائه‌ی چند مورد مطالعاتی بررسی می‌شود. در مورد اول، عملکرد سیستم هشدار پیشنهادی با نتایج تحلیلی مقایسه شده و صحت نتایج بدست آمده با استفاده از روش مونت‌کارلو نشان داده می‌شود. در مورد دوم، از داده‌های با مدل‌های مرجع آمیخته برای شبیه‌سازی حالات نرمال و غیرنرمال استفاده شده است. هرکدام از این مدل‌های آمیخته از دو توزیع گوسی تشکیل شده‌اند در این بخش تأثیر افزایش تعداد زیرمدل‌ها در مرحله‌ی تخمین مدل‌های مرجع، روی کارایی سیستم هشدار نیز نشان داده شده است. در مورد سوم

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

یک نمونه‌ی واقعی از یک سیستم با توزیع آمیخته ارائه‌شده است. در این مثال سیگنال خروجی کنترلر در یکی از عملگرهای بنچمارک DAMADICS موردبررسی قرار گرفته است. در مورد مطالعاتی چهارم عملکرد مؤثر روش پیشنهادی در مقایسه با یکی از سناریوهای تایمرهای تأخیری (ریست) نشان داده شده است.

۵-۱- مورد مطالعاتی اول

فرض کنید سیگنال متغیر هشدار فرایند به‌صورت زیر باشد.

$$x(t) = \begin{cases} Normal(2, 0.2^2), & 0 \le t \le 1000h \\ Normal(3, 0.2^2), & 1000h < t \le 2000h \end{cases}$$

که در آن $Normal(\mu_1, {\sigma_1}^2)$ بیانگر یک تابع چگالی احتمال گوسی با میانگین μ_1 و واریانس σ_1 است. برای حذف اثر تصادفی بودن، شبیه‌سازی با استفاده از مونت‌کارلو با تکرار ۱۰۰۰۰۰ انجام شده و نتایج آن در جدول ۱ نشان داده‌شده است. پارامترهای طراحی سیستم هشدار پیشنهادی به‌صورت زیر انتخاب شده‌اند.

$$k_1 = k_4 = 2, k_2 = k_5 = 5, k_3 = k_6 = 1$$

جدول ۱: شاخص‌های ارزیابی سیستم هشدار پیشنهادی، با استفاده از مونت‌کارلو با تکرار ۱۰۰۰۰۰، برای مورد مطالعاتی اول

	FAR	MAR	MTTA
Monte Carlo	0.00239	0.002401	1.0149
Mathematical Analysis	0.0024	0.0024	*

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود سیستم هشدار در بازه‌ی عملکردی نرمالِ شامل ۱۰۰۰ داده، به طور میانگین 2.4 هشدار غلط داشته است ($FAR = 0.00239$). همچنین بعد از صدور اولین هشدار در بازه‌ی عملکردی غیرنرمال، نیز به طور میانگین 2.4 هشدار گمشده است ($MAR = 0.0024$). به‌علاوه سیستم با سرعت کافی (تقریباً یک نمونه تأخیر) حالت غیرنرمال را تشخیص داده و هشدار صادر کرده است. همچنین مقادیر بدست آمده از تحلیل ریاضی با نتایج بدست آمده از مونت‌کارلو دارای اختلاف ناچیزی هستند. علاوه‌براین مقادیر n و m به ترتیب 2.0046 و 2.0058 می‌باشند یعنی برای متغیر هشدار فوق با پارامترهای طراحی مشخص‌شده، بعد از اینکه سیستم وارد حالت‌های آماده‌باش شد، تقریباً به دو نمونه نیاز دارد که با قطعیت هشدار را صادر یا قطع کند.

۵-۲-مورد مطالعاتی دوم

فرض کنید سیگنال متغیر هشدار فرایند به‌صورت زیر باشد.

$$x(t) = \begin{cases} gmdistribution([2,4],[0.2\ 0;0\ 0.2]), & 0 \le t \le 1000h \\ gmdistribution([3,5],[0.2\ 0;0\ 0.2]), & 1000h < t \le 2000h \end{cases}$$

که در آن $gmdistribution(\mu, \sigma)$ بیانگر یک تابع چگالی احتمال آمیخته‌ی گوسی است از ترکیب چند تابع (در اینجا دو تابع) توزیع گوسی با میانگین μ و ماتریس کواریانس σ با ضرایب (λ_k) برابر، ساخته شده است. شبیه‌سازی با استفاده از مونت‌کارلو با تکرار ۱۰۰۰۰ انجام شده و نتایج آن در

جدول ۲ نشان داده‌شده است. پارامترهای طراحی سیستم هشدار پیشنهادی به‌صورت زیر انتخاب شده‌اند.

$$k_1 = k_4 = 2, k_2 = k_5 = 1000, k_3 = k_6 = 1$$

جدول ۲: شاخص‌های ارزیابی سیستم هشدار پیشنهادی، با استفاده از مونت‌کارلو با تکرار ۱۰۰۰۰۰، برای مورد مطالعاتی دوم

	FAR	MAR	MTTA
Monte Carlo	0.0011	0.0011	5.1443

همانطور که در

جدول ۲ مشاهده می‌شود باوجوداینکه مقادیر پارامترهای طراحی به‌صورت دلخواه انتخاب شدند اما سیستم هشدار برای متغیرهای هشدار آمیخته هم عملکرد قابل قبولی داشته است. در بازه‌ی عملکردی نرمالِ شامل ۱۰۰۰ داده، به‌طور میانگین 1.1 هشدار غلط داشته است ($FAR = 0.0011$). همچنین بعد از صدور اولین هشدار در بازه‌ی عملکردی غیرنرمال، نیز به‌طور میانگین 1.1 هشدار گمشده است ($MAR = 0.0011$). به‌علاوه سیستم با سرعت مناسبی (تقریباً با ۵ نمونه تأخیر) حالت غیرنرمال را تشخیص و هشدار صادر کرده است. علاوه‌براین مقادیر n و m به ترتیب 3.2043 و 3.0144 می‌باشند.

در اینجا ممکن است این سؤال مطرح شود که هر نوع داده‌ای را می‌توان توسط تابع آمیخته مدل کرد یا خیر؟ جواب این سؤال این است که از لحاظ تئوری، اگر تعداد زیرمدل‌ها به‌اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، تابع توزیع آمیخته می‌تواند هر نوع تابع توزیعی را تخمین بزند؛ اما افزایش تعداد المان‌ها منجر به افزایش تعداد پارامترهایی می‌گردد که باید تخمین زده شوند که این کار حجم محاسبات و تعداد داده‌ی موردنیاز برای تخمین را افزایش می‌دهد [۲۷]. جهت نشان‌دادن اثر افزایش تعداد زیرمدل‌ها (در مرحله‌ی تخمین مدل‌های مرجع)، روی کارایی سیستم هشدار، نمونه سیگنال نشان داده شده در رابطه‌ی ۱۵ (که دارای توزیع آمیخته‌ای با ۵ زیرمدل می‌باشد) توسط مدل‌هایی با تعداد زیرمدل‌های

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

متفاوت تخمین زده شده و شاخص‌های عملکردی برای سیستم هشدار محاسبه شده است و نتایج در جدول ۳ آمده‌اند.

جدول ۳: تأثیر افزایش زیرمدل‌های آمیخته (در مرحله‌ی تخمین مدل مرجع) روی شاخص‌های ارزیابی سیستم هشدار (مونت کارلو با تکرار ۱۰۰۰)

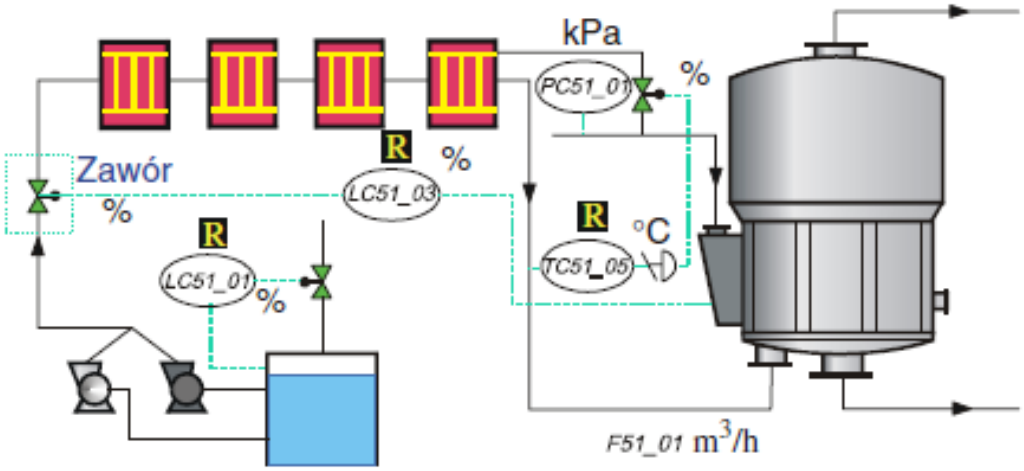
Number of Sub_models	FAR	MAR	MTTA
1	0	0.879	912
2	0.0142	0.0119	36.8
3	0.000081	0.0000265	15.6
4	0.000083	0.00018	7.65
5	0.000303	0.000252	4.349
6	0.000352	0.000338	4.4466
8	0.000398	0.000336	4.5213
10	0.000272	0.000314	4.4645

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، افزایش تعداد زیرمدل‌ها باعث بهبود کارایی سیستم هشدار شده است. این بهبود کارایی برای مدل‌های با بیش از ۵ زیرمدل، تقریباً ناچیز است؛ بنابراین می‌توان گفت درصورتی‌که محدودیتی برای حجم محاسبات وجود نداشته باشد و داده‌ی تاریخی کافی در دسترس باشد، بهتر است برای تخمین مدل، از زیرمدل‌های بیشتری استفاده شود

۵-۳- مورد مطالعاتی سوم

DAMADICS، یک بنچمارک عملگر است که برای بررسی توانایی روش‌های مختلف تشخیص و ایزولاسیون عیب (FDI) در عملگرهای صنعتی و مقایسه‌ی آن‌ها با هم بکار می‌رود. این بنچمارک توسط شبکه‌ی DAMADICS Research Training، در سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۴ با حمایت کمیسیون اروپا[6] توسعه داده شد و به‌صورت خاص برای سه نمونه عملگر در کارخانه قند لوبلین لهستان، طراحی شده است. این سیستم دارای ۱۹ نوع عیب مختلف می‌باشد. یکی از این عیب‌ها، "بازشدن بخشی از شیر Bypass" در روز ۳۰ اکتبر سال ۲۰۰۱ در بازه‌ی زمانی 58800-59800 به سیستم اعمال و نتایج آن اندازه‌گیری شده است (زمان نمونه‌برداری یک ثانیه می‌باشد). این عیب، به عملگری که برای کنترل جریان ورودیِ مایع با غلظت پایین به محفظه‌ی تبخیر استفاده می‌شود، اعمال شده است. فرایند مربوط به این عملگر در شکل ۷ نشان داده شده است [۲۸].

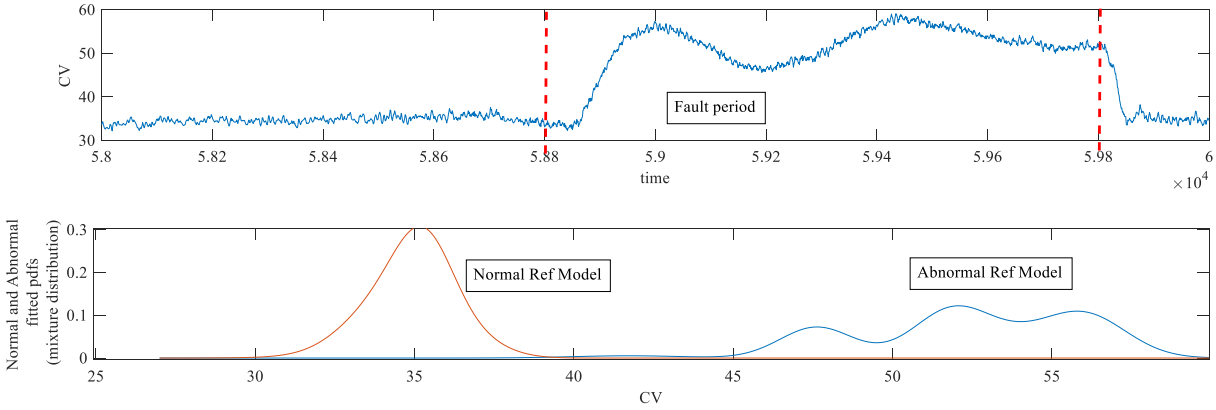
$$x(t)=\begin{cases} gmdistribution([1,3,5,7,9],diag(0.2,0.2,0.2,0.2,0.2)) & , \quad 0\le t\le 1000h \\ gmdistribution([2,4,6,8,10],diag(0.2,0.2,0.2,0.2,0.2)) & , 1000h<t\le 2000h \end{cases}$$
$$k_1=k_4=2, k_2=k_5=1000, k_3=k_6=1 \qquad (۱۵)$$



شکل ۷: فرایند مربوط به عملگر تحت بررسی [۲۸].

[6] European Commission

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]



شکل ۸: بالا: متغیر هشدار، پایین: مدل‌های مرجع تخمین زده شده با تابع آمیخته

این خطا منجر به ایجاد تغییراتی در سیگنال خروجی کنترلر (Control Value LC51_03CV) شده است. مدل‌های مرجع نرمال و غیرنرمال با استفاده از تابع چگالی آمیخته به‌صورت شکل ۸ تخمین زده شده‌اند. لازم به ذکر است هر کدام از مدل‌های آمیخته‌ی مرجع از سه مدل گوسی تشکیل شده‌اند.

با استفاده از مدل‌های مرجع فوق و پارامترهای طراحی زیر شاخص‌های ارزیابی برای سیستم هشدار محاسبه و در جدول ۴ نشان داده شده‌اند.

$$k_1 = 2, k_2 = 50, k_3 = 1, k_4 = 2, k_5 = 50, k_6 = 1$$

جدول ۴: شاخص‌های ارزیابی سیستم هشدار پیشنهادی، با استفاده از مونت‌کارلو با تکرار ۱۰۰۰۰۰، برای مورد مطالعاتی سوم

FAR	MAR	MTTA
0.000019	0.00047	0.1421

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود سیستم هشدار توانسته با دقت و سرعت مناسبی عیب اعمالی به سیستم را تشخیص دهد. همچنین مقادیر n و m به ترتیب 2.001 و 2.002 می‌باشند.

٤-٥- مورد مطالعاتی چهارم

در این بخش کارایی روش پیشنهادی با سناریوی ریست در تایمرهای تأخیری، مقایسه می‌شود اما ازآنجایی‌که روش ریست قابلیت بکارگیری برای متغیرِ هشدار با چگالی احتمالِ آمیخته را ندارد لذا در این مثال از متغیر هشداری با چگالی احتمال غیرآمیخته استفاده‌شده است. در این مورد مطالعاتی از مثال ذکرشده در [۹] استفاده شده است. سیگنال متغیر هشدار فرایند را به‌صورت زیر می‌باشد.

$$x(t) = \begin{cases} Normal(0.5, 1.5^2), & 0 \le t \le 1000h \\ Normal(1.5, 1.5^2), & 1000h < t \le 2000h \end{cases}$$

برای مقایسه از شاخص عملکردی زیر استفاده می‌شود (مرجع [۲۹]).

$$Cost\ Function\ j(k_1, k_2, \dots, k_6) = w_1 \frac{FAR}{RFAR} + w_2 \frac{MAR}{RMAR} + w_3 \frac{AAD}{RAAD} \quad (۱۶)$$

در رابطه‌ی بالا ضرایب $RFAR$، $RMAR$ و $RAAD$ جهت یکسان کردن شاخص‌ها و ضرایب w_1، w_2 و w_3 وزن‌هایی برای تعیین اهمیت شاخص‌های عملکردی سیستم هشدار می‌باشند. در مرجع [۲۹] این ضرایب به‌صورت زیر انتخاب شده‌اند.

$$w_1 = 1, w_2 = 1, w_3 = 1, RFAR = 0.01, RMAR = 0.01, RAAD = 10h$$

شاخص‌های ارزیابی برای روش پیشنهادی و روش ریست در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵: مقایسه کارایی روش‌های ریست با روش پیشنهادی

Methods	FAR	MAR	MTTA
Reset method	0.0507	0.0098	80.3826
Proposed method	0.0036	0.0034	14.49

مقادیر پارامترهای طراحی، در نقاط بهینه به‌صورت زیر می‌باشند.

$$Proposed: k_1 = 1.5, k_2 = 170, k_3 = 1.2, k_4 = 2, k_5 = 140, k_6 = 1.2$$
$$Reset: n = 8$$

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود عملکرد روش پیشنهادی برای مثال فوق، از منظر شاخص‌های FAR و MAR به ترتیب حدود ۱۴ و ۳ برابر و از منظر شاخص MTTA بیش از ۵ برابر بهتر از روش ریست عمل کرده است. (لازم به ذکر است مقادیر n و m برای روش پیشنهادی به ترتیب 6.6174 و 6.2227 می‌باشند) نتیجه‌ی ارزیابی‌های فوق نشان می‌دهد که روش

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

پیشنهادی علاوه بر اینکه قادر به صدور هشدار در زمان مناسب برای متغیرهای با توزیع آمیخته است می‌تواند برای متغیرهای هشدار غیرآمیخته نیز عملکرد خوبی داشته باشد.

٦- نتیجه‌گیری

طراحی سیستم‌های هشدار به‌واسطه‌ی نقشی که در ایمنی و عملکرد مناسب سیستم‌های صنعتی دارد، از اهمیت بالایی برخوردار است. درصورتی‌که متغیرهای سیستم "قبل" یا "بعد" و یا "هم قبل و هم بعد" از وقوع عیب دارای توزیع آمیخته باشد و توسط یک توزیع غیرآمیخته مدل شوند موجب افت کارایی سیستم هشدار می‌شوند. غالب روش‌های پیشین قابلیت تولیدهشدار با دقت و سرعت مناسب را برای متغیرهای با توزیع آمیخته را ندارند ازاین‌رو در این مقاله روشی برای طراحی سیستم هشدار برای متغیرهای هشدار آمیخته ارائه‌شده است. تحلیل ریاضی این روش با استفاده از مدل مارکوف برای یک حالت خاص انجام شده است. عملکرد روش پیشنهادی با ارائه‌ی چند مثال شبیه‌سازی و واقعی نشان داده شده است. در یکی از موردهای مطالعاتی عملکرد مؤثر روش پیشنهادی در مقایسه با سناریوی ریست در تایمرهای تأخیری نشان داده شده است همچنین این روش بر روی یکی از عملگرهای بنچمارک DAMADICS پیاده‌سازی شده است.

مراجع

[1] ISA, (Instrumentation, Systems & Automation Society). “Management of alarm systems for the process industries”, North Carolina: ISA 18.02, 2009.

[2] EEMUA, (Engineering Equipment and Materials Users’ Association). “Alarm systems: a guide to design, management and procurement”, 3rd ed. London: EEMUA Publication 191, 2013.

[3] Su, J., et al., "A multi-setpoint delay-timer alarming strategy for industrial alarm monitoring", Journal of Loss Prevention in the Process Industries, vol.54, pp. 1-9, 2018.

[4] Taheri-Kalani, J., Latif-Shabgahi, G. and Alyari-Shooredeli, M., "On the use of penalty approach for design and analysis of univariate alarm systems", Journal of Process Control, vol.69, pp. 103-113, 2018.

[5] Lin, J., et al., "A generalized alarm delay-timer’s performance indices computing method", Systems Science & Control Engineering, vol.6, pp. 297-304, 2018.

[6] Aslansefat, K., et al., "Performance evaluation and design for variable threshold alarm systems through semi-Markov process", ISA Transactions, vol. 97, pp. 282-295, 2019.

[۷] وحید محمدزاده ایوقی، مهدی علیاری شوره‌دلی، "آنالیز حساسیت و طراحی سیستم هشدار تک‌متغیره بر مبنای تایمر تأخیر با لحاظ‌کردن خطای اندازه‌گیری "، مجله مهندسی مکانیک مدرس، جلد ۱۹، شماره ۵، صفحات ۱۱۵۵-۱۱۶۵، ۱۳۹۸.

[8] Kaced, R., Kouadri, A. and Baiche, K., "Designing alarm system using modified generalized delay-timer", Journal of Loss Prevention in the Process Industries, vol.61, pp. 40-48, 2019.

[۹] جعفر طاهری کلانی، غلامرضا لطیف شبگاهی، مهدی علیاری شوره‌دلی، وحید محمدزاده ایوقی، مهدی علیاری شوره‌دلی، " طراحی یک سیستم هشدار تک متغیره با رویکرد تایمرهای تأخیری مبتنی بر سناریوی آستانه چندگانه"، مجله مهندسی برق تبریز، جلد ۴۹، شماره ۳، صفحات ۱۱۵۳-۱۱۶۵، ۱۳۹۸.

[10] Wang, Z., et al., "Indexing and designing deadbands for industrial alarm signals", IEEE Transactions on Industrial Electronics, vol.66, no.10, pp. 8093-8103, 2019.

[11] Afzal, M.S., Chen, A. and Izadi, I., "Analysis and design of time-deadbands for univariate alarm systems ", Control Engineering Practice, vol.71, pp. 96-107, 2018.

[12] Tulsyan, A and Gopaluni, R.B., "Univariate model-based deadband alarm design for nonlinear processes ", Industrial & Engineering Chemistry Research, vol.58, No. 26, pp. 11295-11302, 2019.

[13] Montgomery, D.C., " Introduction to Statistical Quality”, (5th Edition), Aug 2004, [Online] Available: https://www. wiley.com.

[14] Izadi, I., Shah, S.L., Shook, D.S., Kondaveeti, S.R. and Chen, T., "A framework for optimal design of alarm systems ", Journal of Process Control, vol.42, No. 8, pp. 651-656, 2011.

[15] Chen, J. and Ron, J.P., “Robust model-based fault diagnosis for dynamic systems”, (first Edition), [Online] Available: https://www.springer.com, 1998.

[16] Cheng, Y., Izadi, I. and Chen, T., " Optimal alarm signal processing: filter design and performance analysis ", IEEE Transactions on Automation Science and Engineering, vol.10, No. 2, pp. 446-451, 2013.

[17] Yu. j. and Joe Qin. S., "Multimode process monitoring with bayesian inference-based finite gaussian mixture models", American Institute of Chemical Engineers, vol.54, no.7, pp. 1811-1829, 2008.

[18] Veracini, T., et al, "Fully unsupervised learning of gaussian mixtures for anomaly detection in hyperspectral imagery"ninth International Conference on Intelligent Systems Design and Applications, Pisa, Italy, Nov 2009.

[19] Yu, J., "Fault detection using principal components-based gaussian mixture model for

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]

semiconductor manufacturing processes", IEEE Transactions on Semiconductor Manufacturing, vol.24, no.3, pp. 432-444, 2011.

[20] Choi, S.W., et al., "Fault detection based on a maximum-likelihood Principal Component Analysis (PCA) mixture", Industrial & Engineering Chemistry Research, vol.44, no.7, pp. 2316-2327, 2005.

[21] Marwala, T., Mahola, U. and Nelwamondo, F.V., "Hidden markov models and gaussian mixture models for bearing fault detection using fractals", The 2006 IEEE International Joint Conference on Neural Network Proceedings, Vancouver, BC, Canada.

[22] Wang, G.F., Li, Y.B. and Luo, Z.G., "Fault classification of rolling bearing based on reconstructed phase space and gaussian mixture model", Journal of Sound and Vibration, vol.323, no.3, pp. 1077-1089, 2009.

[23] Bashi, A., Jilkov, V.P. and Li, X.R, "Fault detection for systems with multiple unknown modes and similar units and its application to HVAC", IEEE Transactions on Control Systems Technology, vol.19, no.5, pp. 957-968., 2011.

[24] Yu, J., "A nonlinear kernel gaussian mixture model based inferential monitoring approach for fault detection and diagnosis of chemical processes", Chemical Engineering Science, vol.68, no.1, pp. 506-519, 2012.

[25] Yu, J., "A particle filter driven dynamic gaussian mixture model approach for complex process monitoring and fault diagnosis", Journal of Process Control, vol.22, no.4, pp. 778-788, 2012.

[26] Izadi, I., et al., "An introduction to alarm analysis and design. IFAC Proceedings Volumes, vol.42, no.8, pp. 645-650, 2009.

[27] Wang, Z. and Scott, D.W., "Nonparametric Density Estimation for High-Dimensional Data - Algorithms and Applications, vol.11, 2019.

[28] Bartys, M., Patton, R., Syfert, M., Heras, S.D.L. and Quevedo, J., "Introduction to the DAMADICS actuator FDI benchmark study". Control Engineering Practice, vol.14, pp. 577-596, 2005.

[29] Xu, J., et al., "Performance assessment and design for univariate alarm systems based on FAR, MAR, and AAD", IEEE Transactions on Automation Science and Engineering, vol.9, no.2, pp. 296-307, 2011.

[Downloaded from joc.kntu.ac.ir on 2024-03-29]
[DOR: 20.1001.1.20088345.1400.15.1.9.4]
[DOI: 10.52547/joc.15.1.127]