

بهینه‌سازی توانمند فواصل بازرسی و حد کنترل در نگهداری و تعمیر مبتنی بر شرایط

حمدی رضا گل‌مکانی (استادیار)

فهیمه فتاحی بور (کارشناس ارشد)

دانشکده‌ی مهندسی صنایع، دانشکاه تهران

در استراتژی نگهداری و تعمیر مبتنی بر شرایط دستگاه (CBM)^۱، هدف این است که با انجام بازرسی‌های دوره‌یی و کنترل شرایط دستگاه به عمر واقعی تعویض نزدیک شود. تحقیقات متعددی در خصوص لحاظ تبعات اقتصادی تصمیمات در استراتژی CBM صورت گرفته است. از جمله این تحقیقات، روش حد کنترل است که در آن نزدیکی نزدیک خرابی دستگاه^۲ و تأثیر مقادیر متغیرهای کنترل شرایط^۳ با استفاده از مدل تلفیقی نزدیک خرابی PHM^۴، و با توجه به سوابق اطلاعاتی دستگاه، تخمین زده می‌شود. سپس، با لحاظ هزینه‌های تعویض، بهترین حد کنترل به‌گونه‌یی که متوسط هزینه‌های مذکور در یک دوره‌ی طولانی کمینه شود، تعیین می‌شود. در مدل ارائه شده در نوشتار حاضر، علاوه بر لحاظ هزینه‌های تعویض در تعیین حد کنترل بهینه، هزینه انجام بازرسی‌ها نیز در نظر گرفته شده است تا بتوان بهترین فواصل بازرسی را به‌گونه‌یی تعیین کرد که متوسط مجموع هزینه‌های تعویض و بازرسی کمینه شود.

وازگان کلیدی: نگهداری و تعمیرات براساس شرایط، مدل تلفیقی نزدیک خرابی، هزینه‌های بازرسی، بهترین فاصله‌ی زمانی بین بازرسی‌ها، ماتریس احتمال انتقال وضعیت.

golmakni@mie.utoronto.ca
fattahipour@gmail.com

۱. مقدمه

می‌شود. واضح است که «سنجهش وضعیت دوره‌یی» با رسیک از دستدادن علائم و هشدارهای مربوط به خرابی‌هایی که ممکن است در فواصل بین بازرسی‌های متوالی نزدیک، همراه خواهد بود.^[۱] چالش اساسی در CBM توان با سنجهش وضعیت دوره‌یی، تعیین حد کنترل برای تعویض پیشگیرانه و تعیین بهترین فاصله‌ی بین بازرسی‌های متوالی است. دیدگاه‌های مختلفی به منظور بهینه‌سازی زمان اجرای بازرسی‌ها مطرح شده است،^[۲-۵] در این تحقیقات فرض برآن است که دستگاه بعد از تعداد متناهی مرحله (وضعیت) دچار خرابی می‌شود و حد کنترل برای تعویض پیشگیرانه، مشاهده‌ی نزدیک‌ترین وضعیت به وضعیت خرابی است. با این فرض که حد کنترل برای تعویض پیشگیرانه یکی از وضعیت‌های دستگاه است، مدل‌هایی به منظور بهینه‌سازی توانمند حد کنترل و زمان اجرای بازرسی‌ها ارائه شده است.^[۶-۹]

با درنظرگرفتن هزینه‌های تعویض پیشگیرانه و هزینه‌های تعویض به دلیل وقوع خرابی، مدلی ارائه شده که طی آن، حد کنترل برای تعویض پیشگیرانه، علاوه بر وضعیت دستگاه، به مقدار هزینه‌های مذکور نیز وابسته است.^[۱۰-۱۲] در این مدل با استفاده از سوابق اطلاعاتی حاصل از بازرسی‌ها و نتایج آنها و نیز وقوع خرابی‌ها، با معیار کمینه‌سازی متوسط مجموع هزینه‌های تعویض پیشگیرانه و هزینه‌های تعویض به دلیل وقوع خرابی در بلندمدت، حد کنترل بهینه برای دستگاه محاسبه می‌شود. یکی

نگهداری و تعمیر مبتنی بر شرایط دستگاه (CBM) برنامه‌یی ویژه‌ی برای نگهداری و تعمیرات است که تصمیم‌گیری در آن براساس اطلاعات به دست آمده از سنجهش وضعیت دستگاه صورت می‌گیرد. هدف CBM جلوگیری از فعالیت‌های نگهداری و تعمیرات غیرضروری است. در این استراتژی، تنها در صورت وجود شواهد نشان‌گر رفتار غیرعادی دستگاه در اطلاعات حاصل از سنجهش وضعیت، اجرای فعالیت‌های نگهداری و تعمیرات پیشنهاد می‌شود. بنابراین در صورت طراحی و اجرای مناسب CBM، هزینه‌های نگهداری و تعمیرات به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد.^[۱۳] قابلیت اطمینان سیستم نیز با اجرای CBM، در مقایسه با اجرای سایر روش‌های نگهداری و تعمیرات پیشگیرانه، بیشتر خواهد بود.^[۱۴]

بازرسی و سنجهش وضعیت، برحسب نوع و عملکرد دستگاه، ممکن است پیوسته یا دوره‌یی باشد. در «سنجهش وضعیت پیوسته»، دستگاه معمولاً توسط حسگرهای نصب شده روی آن تحت نظر نظارت پیوسته قرار دارد. سیگنال‌های ارسالی از دستگاه، به علت پارازیت‌های ناشی از این نوع سنجهش، ممکن است اطلاعات تشخیصی غلطی ارائه دهند. وجود این عیب در سنجهش وضعیت پیوسته، به همراه هزینه‌های بالای اجرای آن، در بسیاری موارد منجر به طراحی و اجرای سنجهش وضعیت دوره‌یی

تصمیم‌گیری برای زمان تعویض پیشگیرانه دستگاه، مطرح شده است، براساس سابقه اطلاعاتی موجود، حد کنترل برای تعویض پیشگیرانه با هدف کمینه‌سازی متوسط مجموعه‌زینه‌های تعویض پیشگیرانه و تعویض به‌دلیل خرابی در بلندمدت به‌دست آمده است. در این مدل، فرض بر این است که دستگاه مورد بحث دارای رفتار مارکوفی است و در طول بهره‌برداری می‌تواند دچار خرابی نرم، ناشی از افزایش عمر و کارکرد یا خرابی سخت، ناشی از شوک‌های مقاطعی شود. همچنین در طول بهره‌برداری، هیچ فعالیت تعمیراتی در راستای بهبود وضعیت آن صورت نمی‌گیرد و درصورت وقوع خرابی، با یک دستگاه نو تعویض می‌شود.

زمان خرابی دستگاه را با T ، مقدار متغیر تشخیص خرابی اندازه‌گیری شده در زمان t را با $Z(t)$ نمایش می‌دهیم. بدون کاستن از کلیت مسئله، فرض می‌شود که مجموعه مقادیر ممکن برای متغیر تشخیص خرابی، شمارا و متناهی باشد. دستگاه در فواصل زمانی Δ بازرسی می‌شود تا مقدار متغیر تشخیص خرابی اندازه‌گیری شود. بنابراین برای زمان‌های $t = k\Delta$ که در آن $= 0, 1, 2, \dots, k$ ، مقدار $Z(t)$ مشخص است. فرض کنید $S = \{0, 1, 2, \dots, m\}$ مجموعه مقادیر ممکن برای متغیر تشخیص خرابی در هر بازرسی باشد.

برای پیش‌بینی رفتار متغیرهای تشخیص خرابی از مدل احتمالات انتقال^۵ استفاده می‌شود.^[۱۵] در این مدل، با استفاده از مقادیر فعلی و معین متغیر تشخیص خرابی، مقدار آن را در زمان بازرسی بعدی، با یک احتمال معین تخمین می‌زنند. احتمال انتقال شرطی از وضعیت $S \in S$ در زمان دلخواه t به وضعیت j در زمان $t + \Delta$ — به شرط آن که خرابی بعد از زمان $t + \Delta$ مشاهده شود — که با P_{ij} نمایش داده می‌شود عبارت است از:

$$P_{ij} = P(Z(t + \Delta) = j | T > t + \Delta, Z(t) = i) \quad (1)$$

تخمین احتمالات انتقال، با روش بیشینه راستنمایی^۶ و با استفاده از سوابق اطلاعاتی دستگاه صورت می‌گیرد.^[۱۵] ماتریس حاصل را «ماتریس انتقال وضعیت» می‌نامند و فرض بر این است که وضعیت دستگاه در فاصله‌زمانی بین دو بازرسی متوالی و دلخواه $k\Delta$ و $(k+1)\Delta$ ، توسط وضعیت آن در زمان بازرسی $k\Delta$ تقریب زده می‌شود. تابع توان نز خرابی دستگاه و مقادیر متغیرهای تشخیص خرابی را — که به اختصار «تابع توان نز خرابی» نامیده می‌شود — با $h(t, Z(t))$ نشان داده و خواهیم داشت:

$$h(t, Z(t)) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t < T \leq t + \delta t | T > t, Z(s), 0 \leq s \leq t)}{\delta t} \quad (2)$$

تخمین تابع توان نز خرابی، با استفاده از سوابق اطلاعاتی و مدل تلفیقی نز خرابی (PHM) صورت می‌گیرد.^[۱۵] در PHM، تابع توان نز خرابی به صورت $h(t, Z(t)) = h(t)\psi(Z(t))$ در نظر گرفته می‌شود و در آن تابع ψ به عنوان $h(t)$ به عنوان نز خرابی پایه، فقط وابسته به عمر دستگاه و $\psi(Z(t))$ تابع مشبّتی است که وابسته به مقادیر فرآیند تشخیص خرابی است.^[۲۰] با فرض آن که تابع ψ واصل باشد، تابع توان نز خرابی به صورت معادله‌ی ۳ خواهد بود:

$$h(t, Z(t)) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\beta-1} \exp \{ \gamma Z(t) \} \quad (3)$$

با توجه به سوابق اطلاعاتی جمع‌آوری شده از دستگاه، پارامترهای β (پارامتر شکل)، η (پارامتر مقیاس) و γ (پارامتر تأثیر متغیر تشخیص خرابی) با استفاده از روش بیشینه راستنمایی تخمین زده می‌شود.^[۱۶-۱۷]

از مفروضات اصلی این مدل ناجیز بودن هزینه‌ی انجام بازرسی در مقابل هزینه‌ی تعویض پیشگیرانه و هزینه‌ی تعویض به‌دلیل وقوع خرابی است و برهمین اساس، هزینه‌ی بازرسی در محاسبات منظور نشده است.

واضح است که در شرایطی که انجام بازرسی مستلزم صرف هزینه است، کاهش تعداد بازرسی‌ها از یک سو موجب کاهش هزینه‌ها خواهد بود و از سوی دیگر این خطر را افزایش می‌دهد که به‌دلیل عدم اطلاع از وضعیت دستگاه، اقدامات پیشگیری به موقع صورت نگیرد و درنتیجه تعداد خرابی‌ها و هزینه‌های ناشی از آنها افزایش یابد. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد در تعیین حد کنترل برای تعویض پیشگیرانه و تعیین بهترین فاصله‌ی بین بازرسی‌های متوالی، ملحوظ داشتن هزینه‌ی بازرسی نیز علاوه بر وضعیت دستگاه، هزینه‌ی تعویض پیشگیرانه و هزینه‌ی تعویض به‌دلیل وقوع خرابی بسیار ضروری است.

در این نوشتار به منظور بهینه‌سازی توانان فواصل بین بازرسی‌های متوالی و حد کنترل مدلی ارائه شده است که از سمت مدل مطرح شده در سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۶ به دست آمده است^[۱۸-۱۹] و در آن، علاوه بر حد کنترل بهینه برای تعویض، فاصله‌ی زمانی بهینه بین بازرسی‌های متوالی نیز تعیین می‌شود.

در مدل پیشنهادی، ابتدا فاصله‌ی بین بازرسی‌های متوالی که سوابق اطلاعاتی دستگاه براساس آن جمع‌آوری و توزیع توانان خرابی بر مبنای آن تخمین زده شده است، به عنوان فاصله‌ی پایه در نظر گرفته می‌شود. سپس با استفاده از مفهوم احتمالات انتقال وضعیت شرطی، احتمال تعویض دستگاه به عملت خرابی و نیز متوسط فاصله‌ی زمانی بین تعویض‌های متوالی، برای مجموعه فواصل ممکن بین بازرسی‌های متوالی تخمین زده شود. با این فرض که فواصل ممکن بین بازرسی‌های متوالی مضاربی صحیح از فاصله‌ی پایه است، در مرحله‌ی بعد متوسط کل هزینه‌های تعویض (اعم از تعویض پیشگیرانه با تعویض به‌دلیل وقوع خرابی) و متوسط کل هزینه‌های بازرسی، برای مجموعه فواصل ممکن بین بازرسی‌های متوالی محاسبه می‌شود. سپس با مقایسه‌ی مقادیر مختلف متوسط کل هزینه‌ها به ازاء مجموعه فواصل ممکن بین بازرسی‌های متوالی، بهترین فاصله‌ی بین بازرسی‌ها به همراه حد کنترل بهینه‌ی متناظر با آن انتخاب می‌شود. معیار بهینه‌سازی، کاهش متوسط مجموع هزینه‌ها در واحد زمان در بلندمدت است.

در ادامه و در بخش ۲، مبانی مدل‌سازی و روش حل مدل اولیه^[۱۹-۲۰] CBM آورده شده است. در بخش ۳، مدل پیشنهادی به تفصیل شرح داده شده، و در بخش ۴ به منظور تشریح بیشتر یک مثال عددی مطرح شده است. در بخش ۵ تیجه‌گیری، و نهایتاً در بخش ۶، در قالب دو ضمیمه، اثبات بعضی از جزئیات مدل پیشنهادی بیان شده است.

۲. استراتژی حد کنترل در CBM

نگه‌داری و تعمیر مبتنی بر شرایط دستگاه (CBM) مبتنی بر این باور است که اغلب ماشین‌آلات و تجهیزات صنعتی، پس از رسیدن به یک مرحله‌ی مشخص، نشانه‌هایی برای پیش‌بینی وقوع خرابی از خود بروز می‌دهند. این نشانه‌ها را می‌توان از طریق متغیرهای تشخیص خرابی مانند میزان ارتعاشات، صدا، ذرات فرسایشی، دما و امثال آن تشخیص داد، وقوع خرابی را پیش‌بینی کرد و قبل از رسیدن به مرحله بحرانی، فعالیت پیشگیرانه (تعمیر و یا تعویض) را برنامه‌ریزی و اجرا کرد تا از وقوع خرابی جلوگیری به عمل آید.

در مدل پایه^[۱۹-۲۰] که به منظور استفاده از اطلاعات سنجش وضعیت در

که در آن K نماینده‌ی هزینه‌ی اضافی ناشی از تعویض به دلیل وقوع خرابی -- در مقایسه با تعویض پیشگیرانه -- است. نماد \inf معرف کوچک‌ترین زمانی است که شرط مذکور برای آن صادق است. d_{Δ} حد کنترل و (t, i) مقدار تابع توان فرخ خرابی در زمان t است با این فرض که مقدار متغیر اندازه‌گیری شده در آخرین بازرسی معادل i باشد. به عبارت دیگر t_i معرف نخستین زمانی است که در آن، در صورتی که وضعیت دستگاه i است، مقدار $K h(t, i)$ به حد کنترل d_{Δ} می‌رسد. چنانچه زمان‌های بازرسی قبل و بعد هر t_i را به ترتیب با $k_{i-1}\Delta$ و $k_i\Delta$ نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$(k_i - 1)\Delta \leq t_i < k_i\Delta. \quad (8)$$

فرض کنید عمر دستگاه از Δ زیبستر است و در بازرسی زام در وضعیت i قرار دارد. متوسط زمان باقی‌مانده تا تعویض بعدی، $W(j, i)$ ، و احتمال تعویض دستگاه به عملت خرابی، $Q(j, i)$ ، با فرض این که دستگاه در بازرسی شماره‌ی صفر در زمان صفر سالم باشد، براساس روابط ۹ و ۱۰ به دست خواهد آمد.^[۱۹]

$$E \left(\min \{T, T_{d_{\Delta}}\} \right) = W(0, 0) \quad (9)$$

$$P(T \leq T_{d_{\Delta}}) = Q(0, 0) \quad (10)$$

برای تخمین مقادیر $W(0, 0)$ و $Q(0, 0)$ نیاز از روابط بازگشتی ۱۱ الی ۱۳ استفاده می‌شود.^[۱۸]

$$\begin{cases} W(j, i) = 0 & j > k_i - 1 \\ Q(j, i) = 0 & \end{cases} \quad (11)$$

$$\begin{cases} W(k_i - 1, i) = \\ \int_{t_i - (k_i - 1)\Delta}^{\Delta} R(k_i - 1, i, s) ds & j = k_i - 1 \\ Q(k_i - 1, i) = \\ 1 - R(k_i - 1, i, t_i - (k_i - 1)\Delta) & \end{cases} \quad (12)$$

$$\begin{cases} W(j, i) = \int_0^{\Delta} R(j, i, s) ds + \\ R(j, i, \Delta) \sum_{r=i}^m W(j+1, r) P_{ir} & j < k_i - 1 \\ Q(j, i) = 1 - R(j, i, \Delta) + \\ R(j, i, \Delta) \sum_{r=i}^m Q(j+1, r) P_{ir} & \end{cases} \quad (13)$$

با این فرض که وضعیت دستگاه در فاصله‌ی زمانی بین دو بازرسی زام و $+j\Delta$ ، توسط وضعیت آن در زمان بازرسی زام تقریب زده شود، تابع قابلیت اطمینان شرطی در روابط ۱۲ و ۱۳، با توجه به تعریف آن در رابطه‌ی ۴، برابر خواهد بود:

$$R(j, i, t) = \exp \left\{ -e^{\gamma i} \int_{j\Delta}^{j\Delta + t} \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{s}{\eta} \right)^{\beta-1} ds \right\}$$

چگونگی استنتاج روابط فوق و استفاده از آنها در تعیین حد کنترل بهینه به تفصیل آورده شده است.^[۱۱]

در مدل مذکور فرض براین است که بازرسی‌ها با فواصل ثابت و مشخص از یکدیگر اجرا می‌شوند. پس از هر بازرسی و تعیین مقادیر متغیرهای تشخیص خرابی، تصمیم‌گیری درخصوص تعویض یا ادامه‌ی بهره‌برداری از دستگاه صورت می‌گیرد. اگر وضعیت دستگاه به حد کنترل بهینه رسیده باشد تعویض پیشگیرانه انجام می‌شود و در غیر این صورت، تا زمان بازرسی بعدی بهره‌برداری از آن ادامه می‌یابد. بنابراین، با توجه به ساختار تابع توان نزخ خرابی، مبنای تصمیم‌گیری در این استراتژی، عمر دستگاه و مقادیر متغیرهای تشخیص خرابی به دست آمده از بازرسی هاست. چنانچه دستگاه براساس شوک‌های مقطعی دچار خرابی سخت شود، بالاصله تعویض می‌شود.^[۱۹-۲۰]

فرض کنید k شماره‌ی بازرسی و $(0, \Delta)$ باشد. تابع قابلیت اطمینان شرطی تا زمان $k\Delta + t$ با $R(k, Z(k\Delta), t)$ نشان داده می‌شود و معادل احتمال سالم بودن دستگاه تا زمان $k\Delta + t$ است، بهشرط آن که دستگاه تا زمان بازرسی $k\Delta$ سالم بوده و در آن بازرسی در وضعیت $Z(k\Delta)$ قرار داشته باشد (رابطه‌ی ۴):^[۱۹]

$$R(k, Z(k\Delta), t) = \exp \left\{ - \int_{k\Delta}^{k\Delta + t} h_{\circ}(s) \exp \{ \gamma Z(s) \} ds \right\}, \quad h_{\circ}(s) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{s}{\eta} \right)^{\beta-1} \quad (4)$$

متوسط هزینه‌های تعویض (اعم از تعویض پیشگیرانه و یا تعویض به دلیل وقوع خرابی) در واحد زمان و با توجه به استراتژی حد کنترل d_{Δ} را با $\phi_{wins}(d_{\Delta})$ نشان می‌دهند و مقدار آن را طبق رابطه‌ی ۵ محاسبه می‌کنند:

$$\begin{aligned} \phi_{wins}(d_{\Delta}) &= \\ &\frac{(C + K) P(T \leq T_{d_{\Delta}}) + C (1 - P(T \leq T_{d_{\Delta}}))}{E(\min\{T, T_{d_{\Delta}}\})} = \\ &\frac{C + K Q(d_{\Delta})}{W(d_{\Delta})} \end{aligned} \quad (5)$$

که در آن d_{Δ} حد کنترل برای اجرای تعویض پیشگیرانه در شرایطی است که فاصله‌ی بین بازرسی‌های متوالی برابر با Δ است. $T_{d_{\Delta}}$ زمان اجرای تعویض پیشگیرانه با توجه به استراتژی حد کنترل C, d_{Δ} هزینه‌ی تعویض پیشگیرانه، و برابر با $C + K$ همچینی (d_{Δ}) برابر با احتمال تعویض بدلیل وقوع خرابی است.^[۱۹-۲۰] همچینی (d_{Δ}) معادل متوسط زمان بین دو تعویض دستگاه به عملت خرابی و (d_{Δ}) مقدار مجموعه‌ی تعویض پیشگیرانه یا تعویض به دلیل خرابی با فرض اجرای استراتژی حد کنترل d_{Δ} است.

بدون درنظرگرفتن هزینه‌های بازرسی، بهترین حد کنترل حدی است که طی آن $Q_{wins}(d_{\Delta})$ کمینه می‌شود. چنانچه تابع توان نزخ خرابی نسبت به زمان صعودی باشد، به ازای حد کنترل بهینه خواهیم داشت:^[۲۱-۲۲]

$$\phi_{wins}(d_{\Delta}^*) = d_{\Delta}^* \quad (6)$$

ولذا حد کنترل بهینه (d_{Δ}^*) را می‌توان با استفاده از روش تکرار نقطه‌ی ثابت به دست آورد.^[۱۹] در هر تکرار باید ابتدا با توجه به رابطه‌ی ۵ زمان متوسط بین دو تعویض متوالی و احتمال تعویض به عملت خرابی تخمین زده شود. بدین منظور، به ازای هر یک از عناصر مجموعه S ، مقدار t_i چنین تعریف می‌شود:

$$t_i = \inf \{t \geq 0 \mid K h(t, i) \geq d_{\Delta}\} \quad d_{\Delta} > 0, \quad i \in S \quad (7)$$

در بخش بعد، مدل پیشنهادی به عنوان نسخه‌ی تکامل یافته‌ی مدل فوق ارائه خواهد شد. در این مدل، علاوه بر ملاحظه داشتن هزینه‌های تعویض پیشگیرانه و تعویض به دلیل وقوع خرابی در تعیین حد کنترل بهینه، هزینه‌ی انجام بازررسی‌ها نیز در نظر گرفته شده است تا بتوان حد کنترل بهینه و بهترین فواصل بازررسی را به‌گونه‌ی تعیین کرد که متوسط مجموع هزینه‌های تعویض پیشگیرانه، تعویض به دلیل وقوع خرابی و هزینه‌ی بازررسی کمینه شود.

$$Z(t) = Z(j\Delta + f\Delta), \quad \forall t \in [j\Delta + f\Delta, j\Delta + (f+1)\Delta] \quad (15)$$

با این فرض که دستگاه در زمان بازررسی زام در وضعیت i باشد، وضعیت آن در زمان $j\Delta + f\Delta + z$ ، یعنی مقدار $Z(j\Delta + f\Delta + z)$ با $Z(j\Delta)$ برابر نیست، بلکه ممکن است همچنان در وضعیت i باقی بماند یا این که در وضعیت بدتری قرار بگیرد. بعبارت دیگر:

$$Z(j\Delta + f\Delta) \in \{i, i+1, \dots, m\} \quad (16)$$

و لذا احتمال این که دستگاه در زمان $j\Delta + f\Delta + z$ در وضعیت l باشد معادل $\sum_{il}^{f+1} P^{(i)}_{il}$ است. ر دیگر i از ستون i توان f ام ماتریس $P^{(i)}$ خواهد بود (شکل ۲).

با توجه به شکل ۲ و مباحث مطرح شده در بخش قبلی، در ضمیمه‌ی ۱ نشان داده شده است که $R(j, i, \Delta)$ مطابق رابطه‌ی ۱۷ محاسبه می‌شود:

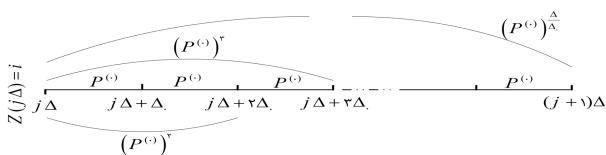
$$R(j, i, \Delta) = \exp \left\{ -e^{\gamma i} \left(\frac{1}{\eta} \right)^{\beta} \left((j\Delta + \Delta_i)^{\beta} - (j\Delta)^{\beta} \right) - \left(\frac{1}{\eta} \right)^{\beta} \times \sum_{f=1}^{\Delta_i-1} \sum_{l=i}^m \left\{ \begin{array}{l} \left(P^{(i)} \right)_{il}^f e^{\gamma l} \times \\ \left((j\Delta + (f+1)\Delta_i)^{\beta} - (j\Delta + f\Delta_i)^{\beta} \right) \end{array} \right\} \right\} \quad (17)$$

برای محاسبه‌ی $R(k_i - 1, i, t_i - (k_i - 1)\Delta)$ دو حالت در نظر می‌گیریم:
۱. چنانچه $t_i - (k_i - 1)\Delta < \Delta$ ؛
۲. چنانچه $t_i - (k_i - 1)\Delta \geq \Delta$.

$$R(k_i - 1, i, t_i - (k_i - 1)\Delta) = \exp \left\{ -e^{\gamma i} \int_{(k_i - 1)\Delta}^{t_i} h_{\Delta}(s) ds \right\} \quad (18)$$

$$R(k_i - 1, i, t_i - (k_i - 1)\Delta) = \exp \left\{ -\left(\frac{1}{\eta} \right)^{\beta} e^{\gamma i} \left(((k_i - 1)\Delta + \Delta_i)^{\beta} - ((k_i - 1)\Delta)^{\beta} \right) - \sum_{f=1}^{\left[\frac{t_i - (k_i - 1)\Delta}{\Delta_i} \right] - 1} \sum_{l=i}^m \left\{ \begin{array}{l} \left(P^{(i)} \right)_{il}^f e^{\gamma l} \times \\ \left(((k_i - 1)\Delta + (f+1)\Delta_i)^{\beta} - ((k_i - 1)\Delta + f\Delta_i)^{\beta} \right) \end{array} \right\} - \left(\frac{1}{\eta} \right)^{\beta} \sum_{l=i}^m \left\{ \begin{array}{l} \left(P^{(i)} \right)_{il}^{\left[\frac{t_i - (k_i - 1)\Delta}{\Delta_i} \right]} e^{\gamma l} \times \\ \left(t_i^{\beta} - \left(\frac{(k_i - 1)\Delta + \left[\frac{t_i - (k_i - 1)\Delta}{\Delta_i} \right]\Delta_i}{\Delta_i} \right)^{\beta} \right) \end{array} \right\} \right\} \quad (19)$$

که در آن، نماد $[x]$ معرف تابع جزء صحیح است.



شکل ۲. چگونگی لحاظ ماتریس‌های انتقال وضعیت در فاصله‌ی زمانی بین دو بازررسی.

۳. بهینه‌سازی توأم فواصل بازررسی و حد کنترل در CBM

دستگاهی با رفتار مارکوفی را در نظر بگیرید که در طول بهره‌برداری ممکن است دچار خرابی نرم ناشی از افزایش عمر و کارکرد، یا خرابی سخت ناشی از شوک‌های مقطعي شود. هچنین فرض کنید در این مدت، هیچ فعالیت تعمیراتی در راستای بهبود وضعیت دستگاه مذکور صورت نمی‌گیرد. این دستگاه برای رعایت پیشگیری، یا در صورت مشاهده خرابی، با یک دستگاه نو تعویض می‌شود.

کوچکترین فاصله‌ی زمانی ممکن بین اجرای بازررسی‌های متوالی را به عنوان فاصله‌ی پایه بین بازررسی‌های متوالی تعریف می‌کنیم و آن را با Δ نشان می‌دهیم. فرض براین است که چندین نوع از دستگاه مورد نظر در یک دوره‌ی زمانی متناهی، با فواصل زمانی Δ بازررسی شده و با توجه به سوابق اطلاعاتی و مباحث مطرح شده در بخش ۲، تابع توان نز خرابی مربوط به این دستگاه و ماتریس انتقال وضعیت تخمین زده است. ماتریس انتقال وضعیت مربوط به استراتژی اجرای بازررسی‌ها با فواصل زمانی Δ را «ماتریس انتقال وضعیت پایه» نامیده و آن را با $P^{(i)}$ نشان می‌دهیم.

Δ را به عنوان مضرب صحیحی از فاصله‌ی پایه بین بازررسی‌های متوالی در نظر می‌گیریم. می‌خواهیم از این پس دستگاه را در فواصل زمانی Δ بازررسی کنیم. ماتریس انتقال وضعیت مربوط به این نحوی بازررسی را با $P^{(\Delta)}$ نشان می‌دهیم. با توجه به خاصیت مارکوفی بودن فرایند تغییر وضعیت دستگاه، از رابطه‌ی ۱۴ برای تخمین ماتریس انتقال وضعیت استفاده می‌کنیم:

$$P^{(\Delta)} = \left(P^{(i)} \right)^{\frac{1}{\Delta}}. \quad (14)$$

به عبارت دیگر، ماتریس $P^{(\Delta)}$ از ضرب تعداد Δ/Δ عدد از ماتریس $P^{(i)}$ در یکدیگر به دست خواهد آمد.

با توجه به روابط ۱۱ تا ۱۳، و با توجه به فواصل بازررسی (Δ) ، برای محاسبه مقدار $\Delta R(j, i, \Delta)$ ، $R(j, i, \Delta)$ ، $R(k_i - 1, i, t_i - (k_i - 1)\Delta)$ و $R(k_i - 1, i, s)ds$ فاصله‌ی بین دو بازررسی زام و $+z$ را به زیرفواصل زمانی مساوی به طول Δ افزایش می‌کنیم (شکل ۱).

فرض بر این است که وضعیت دستگاه در هر یک از این زیرفواصل، با وضعیت آن در ابتدای زیر فاصله‌ی مذکور برابر است. مثلاً برای زیرفاصله‌ی

$$Z(j\Delta) = i \quad j\Delta + 2\Delta, \quad j\Delta + f\Delta, \quad j\Delta + (\frac{f}{\Delta} - 1)\Delta, \quad \dots \quad j\Delta + (f+1)\Delta, \quad (j+1)\Delta$$

شکل ۱. تقسیم‌بندی فاصله‌ی زمانی بین دو بازررسی به زیرفواصلی با طول فاصله‌ی پایه بین بازررسی‌ها.

رابطه‌ی ۲۳ چنین ساده خواهد شد:

$$\phi_{ins}(d_\Delta) = \frac{C_{ins}}{\Delta} \quad (24)$$

اگر متوسط کل هزینه‌ها، با درنظر گرفتن استراتژی حد کنترل d_Δ را با $\phi(d_\Delta)$ نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$\phi(d_\Delta) = \phi_{wins}(d_\Delta) + \phi_{ins}(d_\Delta) \quad (25)$$

فرض کنید d_Δ^* ، حد کنترل بهینه در استراتژی اجرای بازرگانی با فواصل زمانی Δ باشد. با توجه به روابط ۶، ۲۴ و ۲۵ خواهیم داشت:

$$\phi(d_\Delta^*) = d_\Delta^* + \frac{C_{ins}}{\Delta} \quad (26)$$

باید توجه داشت که با اجرای بازرگانی با فواصل زمانی کوتاه‌تر تخمین دقیق‌تری از وضعیت دستگاه در اختیار خواهیم داشت. این امر موجب کاهش احتمال تعویض به علت خرابی است و لذا هزینه‌های تعویض به علت خرابی که بخشی از هزینه‌های تعویض است، کاهش می‌یابد. با توجه به رابطه‌ی ۲۴، هرچه فواصل بین بازرگانی‌های متولی کوتاه‌تر باشد، متوسط هزینه‌های بازرگانی در واحد زمان بیشتر می‌شود. بنابراین، می‌بایست فواصلی زمانی بین اجرای بازرگانی‌های متولی را به‌گونه‌یی تنظیم کرد تا به‌ازای حد کنترل بهینه‌ی مریوط به آن، متوسط مجموع هزینه‌ها — اعم از هزینه‌های بازرگانی، خرابی و تعویض پیشگیرانه — کمینه شود.

به‌طور خلاصه، برای یافتن مقادیر بهینه‌ی Δ و d_Δ ، پس از آن که با توجه به سوابق اطلاعاتی حاصل از دستگاه‌های مشابه — که با فاصله‌ی پایه‌ی مناسب بین بازرگانی‌های متولی جمع‌آوری شده است — ماتریس انتقال وضعیت وتابع توأم نزخ خرابی دستگاه تخیین زده شد، کافی است به‌ازاء مضارب صحیح Δ ، حد کنترل بهینه را با استفاده از روش تکرار نقطه‌ی ثابت و براساس روابط ۱۷ تا ۲۲ محاسبه کنیم. سپس با توجه به رابطه‌ی ۲۶، با مقایسه متوسط کل هزینه‌ها برای تمام فواصل ممکن در بازرگانی (مقادیر مختلف Δ)، بهترین مقدار Δ و به‌تبع آن حد کنترل بهینه در اجرای CBM انتخاب خواهد شد. برای روشن‌تر شدن مدل و روش پیشنهادی، در بخش بعدی یک مثال عددی آورده شده است.

۴. مثال عددی

برای یک دستگاه گیربکس مریوط به ماشین‌های سنگین انتقال مواد در معادن^[۱۴]

تابع توأم نزخ خرابی به صورت $h(t, Z(t)) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t}{\eta} \right)^{\beta-1} e^{rZ(t)}$ تخمین زده شده است. در هر بازرگانی، میزان ذرات فلز در روغن از طرق تجزیه و تحلیل روغن اندازه‌گیری می‌شود. فرض کنید با توجه به میزان ذرات فلز اندازه‌گیری شده در هر بازرگانی، سه وضعیت قابل مشاهده است: $\{S = 0, 1, 2\}$ (وضعیت صفر بهترین و وضعیت ۲ بدترین). همچنین فرض کنید برای تعدادی از این نوع گیربکس در یک دوره‌ی زمانی خاص، بازرگانی‌ها در فواصل زمانی $\Delta = 1$ ، آنجام و نتایج ثبت شده است. سپس با استفاده از این اطلاعات، مقادیر β, η و r مریوط به تابع مذکور، معادل $P^{(0)} = 2,323, \beta = 2,323, \eta = 21,457$ و $r = 0,827$ و $C_{ins} = 0,749$ و $0,251$ انتقال وضعیت معادل تخمین زده شده است.

$$P^{(0)} = \begin{pmatrix} 0,749 & 0,251 & 0 \\ 0 & 0,811 & 0,189 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

شده است. هزینه‌ی تعویض پیشگیرانه را نیز $C = 10$ فرض کنید. تفاوت تعویض

درخصوص $\int_0^\Delta R(j, i, s) ds$ نیز در ضمیمه‌ی ۲ نشان داده شده است که این مقدار از رابطه‌ی ۲۰ محاسبه خواهد شد:

$$\int_0^\Delta R(j, i, s) ds = \int_0^\Delta \exp \left\{ -e^{\gamma i} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + s)^\beta - (j\Delta)^\beta) \right\} ds + \sum_{n=1}^{\frac{t_i}{\Delta} - 1} \sum_{f=1}^{(n+1)\Delta} \exp \left\{ \sum_{l=1}^m \left\{ \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta \left(\frac{(P^{(0)})^f}{\eta} e^{\gamma l} \times ((j\Delta + f\Delta)^\beta - (j\Delta)^\beta) \right) \right\} \right\} ds. \quad (20)$$

برای محاسبه‌ی $R(k_i - 1, i, s) ds$ ، اگر $t_i - (k_i - 1)\Delta < \Delta$ ، باشد، به‌سادگی می‌توان نشان داد که:

$$\int_0^{t_i - (k_i - 1)\Delta} R(k_i - 1, i, s) ds = \int_0^{t_i - (k_i - 1)\Delta} \exp \left\{ -e^{\gamma i} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta (((k_i - 1)\Delta + s)^\beta - ((k_i - 1)\Delta)^\beta) \right\} ds \quad (21)$$

و در غیر این صورت، یعنی اگر $t_i - (k_i - 1)\Delta \geq \Delta$ باشد، با استدلالی مشابه برای رابطه‌ی ۲۰ خواهیم داشت:

$$\int_0^{t_i - (k_i - 1)\Delta} R(k_i - 1, i, s) ds = \int_0^{t_i - (k_i - 1)\Delta} \exp \left\{ -e^{\gamma i} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta (((k_i - 1)\Delta + s)^\beta - ((k_i - 1)\Delta)^\beta) \right\} ds + \sum_{n=1}^{\frac{t_i - (k_i - 1)\Delta}{\Delta} - 1} \sum_{f=1}^{(n+1)\Delta} \exp \left\{ \sum_{l=1}^m \left\{ \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta \left(\frac{(P^{(0)})^f}{\eta} e^{\gamma l} \times ((k_i - 1)\Delta + f\Delta)^\beta - ((k_i - 1)\Delta)^\beta \right) \right\} \right\} ds + \sum_{l=1}^m \left(P^{(0)} \right)_n^\eta e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta \left(((k_i - 1)\Delta + s)^\beta - ((k_i - 1)\Delta + n\Delta)^\beta \right) \quad (22)$$

با استفاده از روابط ۱۷ تا ۲۲ و با استفاده از روش تکرار نقطه‌ی ثابت، حد کنترل بهینه برای تعویض را، با درنظر گرفتن فاصله‌ی Δ بین بازرگانی‌ها، به دست می‌آوریم. حد کنترل بهینه برای تعویض، عدد حقیقی مشتبه مانند d_Δ است که در رابطه‌ی $\phi_{wins}(d_\Delta) = d_\Delta$ صدق کند. حد کنترل به دست آمده تا این مرحله، متوسط هزینه‌های تعویض در بلندمدت را کمینه می‌سازد.

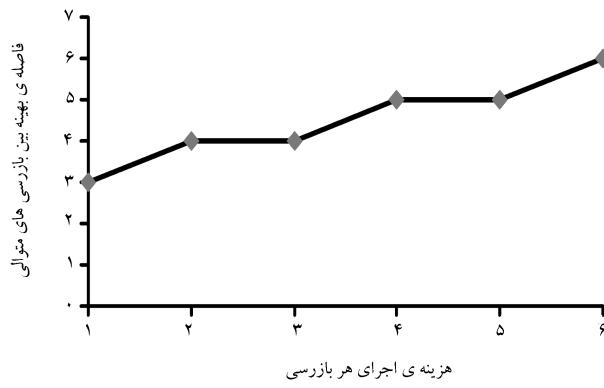
اگر هزینه‌ی اجرای هر بازرگانی را C_{ins} و متوسط هزینه‌های بازرگانی با توجه به استراتژی حد کنترل d_Δ را با $\phi_{ins}(d_\Delta)$ نشان دهیم، رابطه‌ی ۲۳ بدینهی است:

$$\phi_{ins}(d_\Delta) = \frac{C_{ins} P(T \leq T_{d_\Delta}) \frac{E(T)}{\Delta} + C_{ins} (1 - P(T \leq T_{d_\Delta})) \frac{E(T_{d_\Delta})}{\Delta}}{E(\min\{T, T_{d_\Delta}\})} \quad (23)$$

باید توجه داشت که شرایط مؤثربودن هزینه های بازرسی در شناسایی مقدار مطلوب Δ با توجه به رابطه $\Delta = 26$ قابل تبیین است. چنانچه مقدار $\frac{C_{ins}}{\Delta}$ در مقایسه با مقدار d^*_Δ (مقدار بهینه ای متوسط هزینه ها بدون درنظر گرفتن هزینه های بازرسی) اندک باشد، در نظر گرفتن یا عدم در نظر گرفتن هزینه های بازرسی، ممکن است نتیجه در تعیین فواصل بین بازرسی ها نداشته باشد. از سوی دیگر، افزایش مقدار Δ اگرچه موجب کاهش مقدار $\frac{C_{ins}}{\Delta}$ خواهد شد (اعداد مربوط به ستون (d_Δ) $\phi_{wins}(d_\Delta)$ در جدول ۴ را ملاحظه فرمایید)، اغلب موجب افزایش d^*_Δ نیز خواهد شد (اعداد مربوط به ستون (d_Δ) $\phi_{wins}(d_\Delta)$ در جدول ۴ را ملاحظه فرمایید). با این حال، استفاده از روش پیشنهادی، ارزیابی کمی و توانمند این تأثیر و نیز تعیین دقیق بهترین فاصله بین بازرسی ها و حد کنترل بهینه ای متناظر با آن را ممکن می سازد. برای وضوح بیشتر، در مورد مثال یادشده هزینه های بازرسی را مقداری صحیح بین ۱ و ۶ فرض کرده و بهازاء هریک از این مقادیر، فاصله های بهینه بین بازرسی ها را محاسبه کرده ایم. در شکل ۳ نتایج نشان داده شده است. همچنان که دیده می شود، فاصله های بهینه بین بازرسی های متوالی، نسبت به هزینه های بازرسی غیرنرولی است. به عبارت دیگر، مطابق انتظار، با افزایش هزینه های بازرسی، در مدل فواصل بازرسی بزرگ تر پیشنهاد می شود.

جدول ۴. مقایسه میانگین مجموع هزینه ها بهازاء فواصل مختلف بین اجرای بازرسی های متوالی.

$\phi(d_\Delta)$	$\phi_{ins}(d_\Delta)$	$\phi_{wins}(d_\Delta)$	Δ
۴,۲۹۷۶۹	۲,۰۰۰۰۰	۲,۲۹۷۶۹	۱
۳,۱۰۲۴۹	۱,۰۰۰۰۰	۲,۱۰۲۴۹	۲
۲,۸۰۴۹۱	۰,۶۶۶۶۷	۲,۱۳۸۲۴	۳
۲,۷۵۹۵۶	۰,۵۰۰۰۰	۲,۲۵۹۵۶	۴
۲,۸۲۷۰۱	۰,۴۰۰۰۰	۲,۴۲۷۰۱	۵
۲,۹۲۹۱۷	۰,۳۲۳۲۳	۲,۵۹۵۸۴	۶
۳,۱۵۶۷۳	۰,۲۸۵۷۱	۲,۸۷۱۰۲	۷
۳,۴۱۵۵۸	۰,۲۵۰۰۰	۳,۱۶۵۵۸	۸
۳,۶۶۳۴۶	۰,۲۲۲۲۲	۳,۴۴۱۲۴	۹
۳,۷۳۸۴۶	۰,۲۰۰۰۰	۳,۵۳۸۴۶	۱۰



شکل ۳. فاصله های بهینه بین بازرسی های متوالی بهازاء هزینه های مختلف بازرسی.

به دلیل خرایی و تعویض پیشگیرانه $K = ۴۰$ و هزینه های بازرسی $C_{ins} = ۲$ باشد. می خواهیم استراتژی بهینه، شامل حد کنترل بهینه و فاصله های بهینه بین بازرسی های متوالی را برای این نوع گیربکس به دست آوریم. بدین منظور، ابتدا بهازاء تمام فواصل زمانی فرضی ممکن بین اجرای بازرسی های متوالی (مضارب صحیحی از ۱)، حد کنترل بهینه را با استفاده از روش تکرار نقطه ای ثابت و روابط ۲۲ تا ۱۷ محاسبه می کنیم. مثلاً، تکرارهای مربوط به محاسبه d_Δ بهازاء $d^*_{\Delta=1} = 1, 2, 3$ به ترتیب در جداول ۱ تا ۳ آورده شده است.

همچنان که دیده می شود، بهازاء $d^*_{\Delta=1} = 1$ حد بهینه و هزینه می متاثر با آن معادل $2,29769$ و برای $d^*_{\Delta=2} = 2$ و $d^*_{\Delta=3} = 3$ به ترتیب معادل $2,13824$ و $d^*_{\Delta=2} = 2,10249$ محاسبه می شود.

در مرحله بعد، هزینه های بازرسی را نیز بهازاء اجرای هریک از فواصل بازرسی فوق به دست می آوریم. از ترکیب متوسط هزینه های تعویض و بازرسی، متوسط کل هزینه های محاسبه می شود. در جدول ۴، نتایج مربوط به اجرای بازرسی ها با فاصله $1, 2, 3, \dots, 10$ خلاصه واره شده است.

با توجه به جدول ۴، بهترین فاصله های بازرسی برای دستگاه برابر با ۴ و حد کنترل بهینه $d^*_{\Delta=4} = 2,25956$ بود. با این استراتژی متوسط کل هزینه ها کمینه خواهد شد.

جدول ۱. محاسبه حد کنترل بهینه بهازاء ۱.

d_1	$W(^, ^)$	$Q(^, ^)$	$\phi_{wins}(d_1)$
۵	۸,۳۵۳۲۵	۰,۲۹۰۱۱۴	۲,۵۸۶۳۷
۲,۵۸۶۳۷	۸,۶۲۶۰۳	۰,۱۳۱۶۹۵	۲,۳۰۴۲۲
۲,۳۰۴۲۲	۸,۳۳۵۹۵	۰,۱۱۳۹۵۲	۲,۲۹۷۶۹
۲,۲۹۷۶۹	۸,۳۲۹۲۷	۰,۱۱۳۵۶۸	۲,۲۹۷۶۹

جدول ۲. محاسبه حد کنترل بهینه بهازاء ۲.

d_2	$W(^, ^)$	$Q(^, ^)$	$\phi_{wins}(d_2)$
۵	۱۰,۵۳۹۴	۰,۴۱۰۰۷	۲,۵۲۴۱۲
۲,۵۲۴۱۲	۸,۳۷۳۷۸	۰,۱۹۹۰۲۳	۲,۱۴۴۹
۲,۱۴۴۹	۷,۸۳۷۲۵	۰,۱۶۱۹۷۷	۲,۱۰۲۶۶
۲,۱۰۲۶۶	۷,۷۷۳۰۸	۰,۱۵۸۰۷	۲,۱۰۲۴۹
۲,۱۰۲۴۹	۷,۷۷۲۸۲	۰,۱۵۸۵۵۶	۲,۱۰۲۴۹

جدول ۳. محاسبه حد کنترل بهینه بهازاء ۳.

d_3	$W(^, ^)$	$Q(^, ^)$	$\phi_{wins}(d_3)$
۵	۱۱,۶۲۱۸	۰,۵۱۹۱۶۶	۲,۶۴۷۳۱
۲,۶۴۷۳۱	۹,۵۲۹۴۷	۰,۲۷۹۲۳۱	۲,۲۲۱۴۵
۲,۲۲۱۴۵	۸,۸۵۴۰۵	۰,۲۲۳۴۷۸	۲,۱۳۸۹۱
۲,۱۳۸۹۱	۸,۷۱۱۴	۰,۲۱۵۶۷۶	۲,۱۳۸۲۴
۲,۱۳۸۲۴	۸,۷۱۰۲۲	۰,۲۱۵۶۱۳	۲,۱۳۸۲۴

۵. نتیجه‌گیری

در این نوشتار یک مدل CBM به منظور بهینه‌سازی تصمیمات نگهداری و تعمیرات پیشگیرانه با درنظر گرفتن هزینه‌های بازرگانی، خرابی و تعویض، و با معیار کمینه‌سازی متوسط مجموع هزینه‌ها در واحد زمان در بلندمدت ارائه شد. این مدل سازی برای دستگاهی صورت گرفته که دارای رفتار مارکوفی است و در طول بهره‌برداری، هیچ فعالیت تعمیراتی در راستای بهبود وضعیت آن صورت نمی‌گیرد و بنابراین ممکن است دچار خرابی‌های نرم یا سخت شود. بعد از هر خرابی، یا به‌هنگام انجام تعویض پیشگیرانه، دستگاه با یک دستگاه نو تعویض می‌شود.

مدل پیشنهادی، بسط و تکمیل یک مدل پایه^[۱۹-۲۰] است و این امکان را به وجود می‌آورد که علاوه بر حد کنترل بهینه، فاصله‌ی زمانی بهینه بین اجرای بازرگانی‌های متوالی نیز با ملاحظه داشتن هزینه‌های تعویض به دلیل خرابی، تعویض پیشگیرانه و هزینه‌های بازرگانی تعیین شود.

در مدل ارائه شده در این مطالعه، با تکیه بر مفاهیم فاصله‌ی پایه بین بازرگانی‌های متوالی و احتمال انتقال وضعیت و با استفاده از مفهوم ماتریس انتقال برای فاصله‌ی پایه، روابط و معادلات مورد نیاز برای محاسبه‌ی احتمال تعویض دستگاه به‌علت خرابی و متوسط فاصله‌ی زمانی بین تعویض‌های متوالی — که از اجراء مهم در تعیین حد کنترل بهینه‌اند — برای فواصل بازرگانی بزرگ تر ارائه شده است. براساس این معادلات، متوسط کل هزینه‌های تعویض برای مجموعه فواصل ممکن بین بازرگانی‌های متوالی محاسبه و پس از ترکیب با هزینه‌های بازرگانی، متوسط کل هزینه‌ها برای هر یک از فواصل مذکور تعیین می‌شود. سپس با مقایسه‌ی مقدار متوسط کل هزینه‌ها، بهترین فاصله‌ی بین بازرگانی‌ها و حد کنترل بهینه‌ی متناظر با آن انتخاب می‌شود.

فهرست علائم

T : متغیر تصادفی معرف زمان خرابی دستگاه

$Z(t)$: مقدار متغیر تشخیص خرابی، اندازه‌گیری شده در زمان t

Δ : کوچک‌ترین فاصله‌ی زمانی ممکن بین اجرای بازرگانی‌های متوالی (فاصله‌ی پایه)

$P^{(+)}$: ماتریس احتمال انتقال وضعیت پایه (اجرای بازرگانی‌ها با فاصله‌ی Δ از یکدیگر)

پانوشت

منابع

1. condition-based maintenance (CBM)
2. hazard rate
3. covariates
4. proportional hazards model (PHM)
5. transition probability matrix
6. maximum likelihood method

1. گل مکانی، حمیدرضا، مدیریت نگهداری و تعمیرات: مدل سازی و بهینه سازی انتشارات دانشگاه امیرکبیر - واحد نظری، (۱۳۸۸).
2. Jardine, A.K.S.; Lin, D. and Banjevic, D. "A review on machinery diagnostics and prognostics implementing condition-based maintenance", *Mechanical Systems and*

- Signal Processing*, **20**, pp. 1483-1510 (2006).
3. Mobley, R.K., *An Introduction to Predictive Maintenance*, New York, Butterworth- Heinemann (1989).
 4. Goldman, S., *Vibration Spectrum Analysis: A Practical Approach*, New York, Industrial Press, p. 131 (1999).
 5. Christer, A.H. and Wang, W. "A simple condition monitoring model for a direct monitoring process", *European Journal of Operational Research*, **82**, pp. 258-269 (1995).
 6. Okumura, S. "An inspection policy for deteriorating processes using delay-time concept", *International Transactions in Operational Research*, **4**, pp. 365-375 (1997).
 7. Wang, W. "Modeling condition monitoring intervals: A hybrid of simulation and analytical approaches", *Journal of the Operational Research Society*, **54**, pp. 273-282 (2003).
 8. Chen, D.Y. and Trivedi, K.S. "Closed-form analytical results for condition-based maintenance", *Reliability Engineering and System Safety*, **76**(1), pp. 43-51 (2002).
 9. Hosseini, M.M.; Kerr, R.M. and Randall, R.B. "An inspection model with minimal and major maintenance for a system with deterioration and poisson failures", *IEEE Transactions on Reliability*, **49**, pp. 88-98 (2000).
 10. Grall, A.; Berenguer, C. and Dieulle, L. "A condition-based maintenance policy for stochastically deteriorating systems", *Reliability Engineering and System Safety*, **76**, pp. 167-180 (2002).
 11. Kumar, D. and Westberg, U. "Maintenance scheduling under age replacement policy using proportional hazards model and TTT plotting", *European Journal of Operational Research*, **99**, pp. 507-515 (1997).
 12. Chen, D.Y. and Trivedi, K.S. "Optimization for condition-based maintenance with semi-markov decision process", *Reliability Engineering and System Safety*, **90**, pp. 25-29 (2005).
 13. Amari, S.V. and McLaughlin, L. "Optimal design of a condition-based maintenance model", in: *Proceedings of the Annual Reliability and Maintainability Symposium (RAMS)*, IEEE, Los Angeles, CA, USA, pp. 528-533 (2004).
 14. Banjevic, D. and Jardine, A.K.S. "Calculation of reliability and remaining useful life for a markov failure time process", *IMA Journal of Management Mathematics*, **17**, pp. 115-130 (2006).
 15. Banjevic, D.; Jardine, A.K.S.; Makis, V. and Ennis, M. "A control-limit policy and software for condition-based maintenance optimization", *INFOR*, **39**, pp. 32-49 (2001).
 16. Jardine, A.K.S.; Banjevic, D. and Makis, V. "Optimal replacement policy and the structure of software for condition-based maintenance", *Journal of Quality in Maintenance Engineering*, **3**, pp. 109-119 (1997).
 17. Jardine, A.K.S.; Joseph, T. and Banjevic, D. "Optimizing condition-based maintenance decision for equipment subject to vibration monitoring", *Journal of Quality in Maintenance Engineering*, **5**(3), pp. 192-202 (1999).
 18. Jardine, A.K.S.; Makis, V.; Banjevic, D.; Braticevic, D. and Ennis, M. "A decision optimization model for condition-based maintenance", *Journal of Quality in Maintenance Engineering*, **4**(2), pp. 115-121 (1998).
 19. Makis, V. and Jardine, A.K.S. "Optimal replacement in the proportional hazards model", *INFOR*, **30**, pp. 172-183 (1992).
 20. Cox, D.R. and Oakes, D., *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall (1984).
 21. Aven, T. and Bergman, B. "Optimal replacement times: A general set-up", *Journal of Applied Probability*, **23**, pp. 432-442 (1986).

$$\begin{aligned}
R(j, i, \Delta) &= \exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{(j+1)\Delta} e^{\gamma Z(s)} h_+(s) ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} e^{\gamma Z(s)} h_+(s) ds - \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + 2\Delta} e^{\gamma Z(s)} h_+(s) ds - \int_{j\Delta + 2\Delta}^{j\Delta + 3\Delta} e^{\gamma Z(s)} h_+(s) ds - \cdots - \int_{j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta}^{(j+1)\Delta} e^{\gamma Z(s)} h_+(s) ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} e^{\gamma Z(j\Delta)} h_+(s) ds - \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + 2\Delta} e^{\gamma Z(j\Delta + \Delta)} h_+(s) ds - \int_{j\Delta + 2\Delta}^{j\Delta + 3\Delta} e^{\gamma Z(j\Delta + 2\Delta)} h_+(s) ds - \cdots - \int_{j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta}^{(j+1)\Delta} e^{\gamma Z(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)} h_+(s) ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - e^{\gamma Z(j\Delta)} \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} h_+(s) ds - e^{\gamma Z(j\Delta + \Delta)} \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + 2\Delta} h_+(s) ds - e^{\gamma Z(j\Delta + 2\Delta)} \int_{j\Delta + 2\Delta}^{j\Delta + 3\Delta} h_+(s) ds - \cdots - e^{\gamma Z(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)} \int_{j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta}^{(j+1)\Delta} h_+(s) ds \right\} = \\
&\left\{ - e^{\gamma \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} h_+(s) ds} - \left\{ \begin{array}{l} P(Z(j\Delta + \Delta)) = i | T > j\Delta + \Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma i} + \\ P(Z(j\Delta + \Delta)) = i + 1 | T > j\Delta + \Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma(i+1)} + \\ \cdots \\ P(Z(j\Delta + \Delta)) = m | T > j\Delta + \Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma m} \end{array} \right\} \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + 2\Delta} h_+(s) ds \right\} - \\
&\left\{ \begin{array}{l} P(Z(j\Delta + 2\Delta)) = i | T > j\Delta + 2\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma i} + \\ P(Z(j\Delta + 2\Delta)) = i + 1 | T > j\Delta + 2\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma(i+1)} + \\ \cdots \\ P(Z(j\Delta + 2\Delta)) = m | T > j\Delta + 2\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma m} \end{array} \right\} \int_{j\Delta + 2\Delta}^{j\Delta + 3\Delta} h_+(s) ds \right\} - \\
&\cdots - \left\{ \begin{array}{l} P(Z(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)) = i | T > j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma i} + \\ P(Z(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)) = i + 1 | T > j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma(i+1)} + \\ \cdots \\ P(Z(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)) = m | T > j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma m} \end{array} \right\} \int_{j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta}^{(j+1)\Delta} h_+(s) ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - e^{\gamma \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} h_+(s) ds} - \sum_{l=1}^m P(Z(j\Delta + \Delta)) = l | T > j\Delta + \Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma l} \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + 2\Delta} h_+(s) ds - \right. \\
&\left. \sum_{l=1}^m P(Z(j\Delta + 2\Delta)) = l | T > j\Delta + 2\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma l} \int_{j\Delta + 2\Delta}^{j\Delta + 3\Delta} h_+(s) ds - \cdots - \right. \\
&\left. \sum_{l=1}^m P(Z(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)) = l | T > j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta, Z(j\Delta) = i) e^{\gamma l} \int_{j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta}^{(j+1)\Delta} h_+(s) ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - e^{\gamma \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} h_+(s) ds} - \sum_{l=1}^m P_{il}^{(\cdot)} e^{\gamma l} \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + 2\Delta} h_+(s) ds - \sum_{l=1}^m P^{(\cdot)}_{il}^f e^{\gamma l} \int_{j\Delta + 2\Delta}^{j\Delta + 3\Delta} h_+(s) ds - \cdots - \sum_{l=1}^m P^{(\cdot)}_{il}^{\frac{\Delta}{\Delta} - 1} e^{\gamma l} \int_{j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta}^{(j+1)\Delta} h_+(s) ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - e^{\gamma \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} h_+(s) ds} - \sum_{f=1}^{\frac{\Delta}{\Delta} - 1} \sum_{l=1}^m \left(P^{(\cdot)} \right)_{il}^f e^{\gamma l} \int_{j\Delta + f\Delta}^{j\Delta + (f+1)\Delta} h_+(s) ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - e^{\gamma \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} h_+(s) ds} - \sum_{f=1}^{\frac{\Delta}{\Delta} - 1} \sum_{l=1}^m \left(P^{(\cdot)} \right)_{il}^f e^{\gamma l} \int_{j\Delta + f\Delta}^{j\Delta + (f+1)\Delta} \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{s}{\eta} \right)^{\beta-1} ds \right\} = \\
&\exp \left\{ - e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + \Delta)^\beta - (j\Delta)^\beta) - \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta \sum_{f=1}^{\frac{\Delta}{\Delta} - 1} \sum_{l=1}^m \left(P^{(\cdot)} \right)_{il}^f e^{\gamma l} ((j\Delta + (f+1)\Delta)^\beta - (j\Delta + f\Delta)^\beta) \right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\hat{\int}_\Delta R(j, i, s) ds &= \int_\Delta^{j\Delta} R(j, i, s) ds + \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} R(j, i, s) ds + \cdots + \int_{(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)}^{(j+1)\Delta} R(j, i, s) ds = \\
\int_\Delta^{j\Delta} \exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(t)} h_+(t) dt \right\} ds + \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} \exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(t)} h_+(t) dt \right\} ds + \cdots + \int_{(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)}^{(j+1)\Delta} \exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(t)} h_+(t) dt \right\} ds = \\
\int_\Delta^{j\Delta} \exp \left\{ - e^{\gamma Z(j\Delta)} \int_{j\Delta}^{j\Delta + s} h_+(t) dt \right\} ds + \int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} \exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(j\Delta)} h_+(t) dt - \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(j\Delta + \Delta)} h_+(t) dt \right\} ds + \cdots + \\
\int_{(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)}^{(j+1)\Delta} \exp \left\{ - \int_{j\Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(j\Delta)} h_+(t) dt - \int_{j\Delta + \Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(j\Delta + \Delta)} h_+(t) dt - \cdots - \int_{j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta}^{j\Delta + s} e^{\gamma Z(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)} h_+(t) dt \right\} ds = \\
\int_\Delta^{j\Delta} \exp \left\{ - e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + s)^\beta - (j\Delta)^\beta) \right\} ds + \\
\int_{j\Delta}^{j\Delta + \Delta} \exp \left\{ - e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + \Delta)^\beta - (j\Delta)^\beta) - \sum_{l=1}^m P_{il}^{(\cdot)} e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + s)^\beta - (j\Delta + \Delta)^\beta) \right\} ds + \cdots + \\
\int_{(j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)}^{(j+1)\Delta} \exp \left\{ - e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + \Delta)^\beta - (j\Delta)^\beta) - \sum_{l=1}^m P_{il}^{(\cdot)} e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + \Delta)^\beta - (j\Delta + (\frac{\Delta}{\Delta} - 1)\Delta)^\beta) \right\} ds = \\
\int_\Delta^{j\Delta + n\Delta} \exp \left\{ - e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + s)^\beta - (j\Delta)^\beta) - \sum_{l=1}^m P_{il}^{(\cdot)} e^{\gamma l} \left(\frac{1}{\eta} \right)^\beta ((j\Delta + s)^\beta - (j\Delta + n\Delta)^\beta) \right\} ds
\end{aligned}$$