

ارزیابی قابلیت اطمینان در بویلر بازیاب با در نظر گرفتن شرایط عملکردی و محیطی، تعمیرات و فرسودگی

سیامک خاکسارحقانی (دانشجوی کارشناسی ارشد)

محمدحسن سعیدی* (استاد)

دانشکده مهندسی مکانیک، دانشگاه صنعتی شریف

میثم مروی (کارشناس ارشد)

دانشکده مهندسی مکانیک، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی

ارزیابی قابلیت اطمینان بویلر بازیاب به منظور پیش‌بینی احتمال وقوع خرابی و همچنین کاهش علل خرابی حائز اهمیت است. در این نوشتار به مدل‌سازی قابلیت اطمینان، با در نظر گرفتن پدیده فرسودگی، تأثیر عملیات تعمیرات و شرایط محیطی و عملکردی بر روی قابلیت اطمینان پرداخته می‌شود. سپس روشی برای تخمین پارامترهای مورد نیاز در مدل ارائه می‌شود. با استفاده از روش معرفی شده، اطلاعات خرابی شش بویلر بازیاب یک نیروگاه حرارتی، هرکدام به ظرفیت ۵۰ مگاوات، مورد ارزیابی قرار گرفته و پارامترهای مدل ارائه شده برای این نوع بویلر محاسبه می‌شود. سپس رفتار توابع قابلیت اطمینان بویلر بازیاب مورد مطالعه در شرایط متفاوت مورد ارزیابی قرار گرفته و نهایتاً به بررسی علل وقوع خرابی در بویلرهای بازیاب پرداخته می‌شود. به کمک مدل و روش ارائه شده در این نوشتار می‌توان قابلیت اطمینان سیستم قدرت را در شرایط مختلف ارزیابی کرد.

واژگان کلیدی: قابلیت اطمینان، فرسودگی، شرایط محیطی و عملکردی، عملیات تعمیرات، بویلر بازیاب.

۱. مقدمه

نیروگاه حرارتی یک سیستم پیچیده‌ی مهندسی است که از زیرسیستم‌های زیادی تشکیل شده است. برای دست‌یابی به هدف تولید بیشینه قدرت، لازم است قسمت‌های مختلف نیروگاه بدون شکست برای مدت زیادی کار کنند. لذا تحلیل قابلیت اطمینان برای یک نیروگاه از اهمیت ویژه‌ی برخوردار است.

مدل‌سازی پدیده‌ی فرسودگی در نیروگاه‌های حرارتی، از جمله قسمت‌های مهم در ارزیابی قابلیت اطمینان آن‌هاست، زیرا اکثر اجزای نیروگاه‌های حرارتی مکانیکی بوده و نرخ خرابی غیر یکنواختی دارند. این پدیده در مورد قطعات الکترونیکی، به دلیل ثابت بودن نرخ خرابی در بازه بزرگی از عمر قطعه (مدت کارکرد قطعه)، کم‌تر اهمیت پیدا می‌کند. پدیده‌ی فرسودگی در قطعات مکانیکی سریع‌تر و در بازه گسترده‌تری اتفاق می‌افتد. در این تحقیق تأثیر این پارامتر در ارزیابی قابلیت اطمینان لحاظ شده است. در یک روش که به منظور مدل‌سازی قابلیت اطمینان، قابلیت دسترسی و میانگین زمان برای شکست^۱ در سیستم‌های مولد هم‌زمان قدرت و حرارت^۲ ارائه شده،^[۱] زیرسیستم‌های مربوط دسته بندی، و بر اساس روابط بین زیرسیستم‌ها از محل تولید تا تحویل به مصرف‌کننده، مقادیر قابلیت دسترسی، قابلیت اطمینان و میانگین

* نویسنده مسئول

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۴/۲۵، اصلاحیه ۱۳۹۱/۱۰/۲۷، پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۱۲

زمان برای شکست مدل‌سازی شده اند. این مدل‌سازی براساس روش فضای حالت و مارکو^۳ است. در پژوهشی دیگر نیز به روشی مشابه، قابلیت دسترسی برای یک سیستم تولید بخار با سه زیرسیستم و یک سیستم تولید قدرت با چهار زیرسیستم، با استفاده از نرخ خرابی و تعمیر ثابت محاسبه شده است.^[۲] همچنین، در پژوهشی که بر پایه‌ی مدل‌سازی قابلیت اطمینان انجام گرفته، بهبود زمان میانگین تا شکست^۴ برای یک توربین‌گاز، به وسیله‌ی کاهش زمان تعمیر اجزای بحرانی بررسی شده است.^[۳] در مطالعه‌ی دیگری، دو روش منطق فازی و شبکه‌های عصبی به منظور پیش‌بینی عمر لوله‌های بویلر در نیروگاه نکا مقایسه شده است.^[۴] در پژوهشی دیگر قابلیت اطمینان نیروگاه شهید سلیمی نکا ارزیابی و سازوکارهای خرابی آن شناسایی شده است.^[۵] نیروگاه نکا دارای ۴ واحد ۴۴۰ مگاوات است که پژوهش فوق در یکی از واحدهای آن انجام گرفته است. پژوهشگران بررسی خود را در یکی از چهار واحد ۴۴۰ مگاواتی نیروگاه نکا و با استفاده از روش PSA و نرم‌افزار حرفه‌ی SAPHIRE® انجام داده‌اند. به دلیل حذف سیستم‌های جانبی، نادیده گرفتن خرابی‌های ناشی از خستگی و خزش و نیز استفاده از داده‌های ژنریک، مقدار قابلیت اطمینان محاسبه شده، کمتر از مقدار واقعی به دست آمده است.

در مطالعه‌ی دیگری که در خصوص قابلیت اطمینان سیستم‌های قدرت انجام

گرفته است [6] تأثیر فرسودگی بر قابلیت اطمینان و قابلیت دسترسی این سیستم‌ها بررسی شده است. نتایج به دست آمده نشان داده است که عدم در نظر گرفتن پدیده فرسودگی، به خصوص در سیستم‌های کهنه، باعث می‌شود که در محاسبات ریسک، مقدار محاسبه شده کم‌تر از مقدار واقعی شود. در پژوهشی دیگر، برای محاسبه‌ی قابلیت دسترسی و قابلیت اطمینان در مولد بخار بازياب حرارت⁵ یک نیروگاه حرارتی سیکل ترکیبی [7] برای تحلیل داده‌های خرابی از نرم‌افزار Weibull++ استفاده شده است. در مطالعه‌ی دیگر محققین برای نشان دادن فرایند غیر همگن پواسون (NHPP)⁶ از پدیده‌ی فرسودگی سیستم‌های قدرت، از الگوریتم تینینگ⁷ استفاده کرده‌اند. [8] آن‌ها برای لحاظ کردن عملکرد گذشته‌ی سیستم روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو را به کار گرفته و نشان داده‌اند که با افزایش میزان فرسودگی سیستم شاخص فقدان بار مورد انتظار (LOLE)⁸، که میزان انرژی مورد انتظار اما تولید نشده‌ی سیستم قدرت را می‌رساند، نیز افزایش خواهد یافت. در نوشتار حاضر این پدیده نیز در مدل‌سازی بویار بازياب دیده شده است.

۲. تعاریف قابلیت اطمینان

در این قسمت برای روشن شدن ماهیت تابعی که در این مطالعه مورد بحث واقع می‌شود، توابع مهم قابلیت اطمینان به اختصار تعریف شده است.

قابلیت اطمینان: این تابع احتمال کارکرد مطلوب سیستم یا قطعه را برای مدت زمان مشخص تحت شرایط مشخص تعیین می‌کند. مطابق این تعریف اگر قابلیت اطمینان یک سیستم در زمان t برابر با r باشد احتمال آن که سیستم تا زمان t بدون خرابی کار کند برابر با r خواهد بود. [9]

نرخ خرابی: این تابع آهنگ وقوع خرابی یک سیستم در واحد زمان را می‌رساند. برای مثال، اگر در ابتدا N قطعه در حال کار باشند و تا زمان t ، Nf قطعه از کار افتاده باشد و Ni قطعه نیز احتمال از کار افتادگی داشته باشند، نرخ خرابی در t برابر با $Ni/(N - Nf)$ خواهد بود. [9]

تابع چگالی احتمال: شرایط فوق را مجدداً در نظر بگیرید، آنچه این تابع در زمان t بیان می‌کند برابر است با Ni/N . [9]

۳. روش کار

تعمیر و تحول در نیروگاه‌های تولید برق خصوصاً نیروگاه‌های حرارتی به تغییر و تحول در اجزای ایمنی نیروگاه وابسته است. این امر تابع دو فاکتور مهم است: شرایط کاری (هم شرایط محیطی و هم شرایط عملکردی) و عملیات تعمیر و نگهداری. در نیروگاه‌ها اجزاء تحت عملیات تعمیر و نگهداری زیادی قرار می‌گیرند، مانند آزمون، تعمیرات پیش‌گیرانه⁹ و اصلاحی¹⁰. به علاوه، شرایط عملکردی بسیار متفاوتی بین اجزا وجود دارد. از سوی دیگر شرایط محیطی بسیار متفاوتی نیز در نیروگاه مشاهده می‌شود. بنابراین ارائه‌ی یک مدل وابسته به عمر برای قابلیت اطمینان یک نیروگاه که هم شرایط کاری در آن لحاظ شده باشد و هم عملیات تعمیر و نگهداری، بسیار مفید خواهد بود. بدین منظور، در این نوشتار مدلی ارائه می‌شود که امکان کمی‌سازی پارامترهای مختلف موعثر بر عمر قطعه را که بر قابلیت اطمینان قطعه نیز اثرگذارند، فراهم می‌کند. پارامترهای مدل را می‌توان از روی اطلاعات خرابی نیروگاه به دست آورد.

۱.۳. مدل‌های عمر با در نظر گرفتن شرایط محیطی و عملکردی

پدیده فرسودگی تحت تأثیر شرایط محیطی و عملکردی قطعه، از وقتی که قطعه شروع به کار می‌کند به تدریج آغاز می‌شود. بنابراین اگر قطعه در شرایط معمولی قرار بگیرد، متناسب با زمان سپری شده از شروع به کار آن، عمرش زیاد می‌شود. اما چنانچه قطعه در شرایط سخت و مضر قرار بگیرد، سریع‌تر از زمان سپری شده از نصب، عمرش می‌گذرد. شرایط عملکردی به مودهای عملکردی قطعه گفته می‌شود؛ برای مثال: قطعه در حالت آماده به کار است یا در حالت عملکرد؛ با بار کامل کار می‌کند یا بدون بار و یا با بخشی از بار. به‌طور کلی شرایط عملکرد برای قطعه‌ی آماده به کار به صورت تابعی از تعداد و طول مدت تقاضا برای کارکرد، و برای قطعه‌ی در حال کار به صورت زمان کارکرد معرفی می‌شود؛ اگرچه می‌توان آن را به‌طور ساده به صورت شرایط کاری خوب، متوسط و بد توصیف کرد. شرایط محیطی نیز بیان‌گر ویژگی‌های محیطی است که قطعه در آن کار می‌کند؛ مانند دما، درصد رطوبت، فشار و... به‌طور ساده می‌توان شرایط محیطی را نیز به صورت خوب، متوسط و بد توصیف کرد. مدل تسریع عمر (ALM)¹¹ و مدل نرخ خرابی نسبی (PHM)¹² برای لحاظ کردن پارامترهای فوق در مدل قابلیت اطمینان ارائه می‌شود. این مدل‌ها به صورت سنتی در اقتصاد، پزشکی و قابلیت اطمینان کاربرد داشته‌اند. [10]

۱.۱.۳. مدل تسریع عمر (ALM)

مهم‌ترین مشخصه‌ی ALM وجود یک تابع بقای مینا از قطعه‌ی است که تحت تأثیر متغیرهای توصیفی است. اگر z یک بردار $1 \times q$ باشد که q متغیر توصیفی را در بر دارد، در مورد این تحقیق متغیرهای توصیفی عبارت خواهد بود از: شرایط محیطی (E) و شرایط عملکردی (O)، ($q = 2$) که می‌توانند مقادیر 1 ، 0 و -1 را به ترتیب برای شرایط کاری متوسط، خوب و نا مناسب اختیار کنند. [11] با توجه به این مدل داریم: [12]

$$R(t|z) = R(\Psi(z)t|z = 0) \quad (1)$$

که در آن $\Psi(z)$ یک تابع رابط است که به متغیرهای توصیفی در z وابسته است. $z = 0$ متناظر داشتن همه‌ی متغیرهای توصیفی برابر با صفر است که در اینجا بیان‌گر شرایط کاری متوسط است. متغیرهای توصیفی به واسطه‌ی $\Psi(z)$ به زمان عمر مرتبط می‌شوند که شرایط $\Psi(0) = 1$ و $\Psi(z) > 0$ برای همه‌ی z ها ارضا می‌کند.

تابع خطی-نمایی یک مدل ریاضی است که معمولاً به‌عنوان تابع رابط به کار گرفته می‌شود و بیان آن عبارت است از: [11]

$$\Psi(z) = e^{\beta^T z} \quad (2)$$

که در آن β یک بردار $1 \times q$ از ضرایب رگرسیون متناظر با q متغیر توصیفی است و β^T ترانزاده‌ی آن است. در این مدل اگر $\Psi(z) > 1$ باشد، متغیرهای توصیفی شتاب‌دهنده‌ی نرخی هستند که در آن قطعات در طول زمان نسبت به قطعه‌ی مینا حرکت می‌کنند، و اگر $\Psi(z) < 1$ باشد آن را کند می‌کنند. در موردی که در این نوشتار مطالعه می‌شود دو ثابت به نام‌های β_O و β_E در ارتباط با شرایط محیطی و شرایط عملکردی خواهیم داشت. با بسط معادله‌ی ۲ خواهیم داشت:

$$\Psi(z) = e^{\beta_O \cdot O + \beta_E \cdot E} \quad (3)$$

۲.۱.۳. مدل نرخ خرابی نسبی (PHM)

در حالی که مدل ALM نرخی را مدل می‌کند که قطعه با آن در طول زمان حرکت می‌کند، PHM به‌طور ساده تابع نرخ خرابی را با ضریب $\Psi(z)$ مدل می‌کند. مدل

PHM را می‌توان چنین تعریف کرد:^[۱۳]

$$h(t) = \Psi(z).h_0(t), \quad t \geq 0 \quad (4)$$

اگر $\Psi > 1$ باشد، متغیرهای توصیفی تابع نرخ خرابی را افزایش می‌دهند و اگر $\Psi < 1$ باشد آن را کاهش می‌دهند. همانند مدل ALM، معمولاً از مدل ریاضی خطی -نمایی به‌عنوان تابع رابط استفاده می‌کنند.

۲.۳. فرسودگی تجهیزات با مدل ALM و تعمیرات غیر ایده‌ال

۱.۲.۳. تعمیرات غیر ایده‌ال

به‌طور کلی تأثیر عملیات تعمیر و نگهداری را با دو معیار می‌سنجند؛ یکی معیار «خوب به‌مثابه نو (GAN)»^[۱۳] است که در آن تعمیر به‌گونه‌ی صورت می‌گیرد که در آن پس از تعمیر مانند یک قطعه‌ی نو عمل می‌کند؛ و دیگری معیار «بد به‌مثابه کهنه»^[۱۴] که در آن قطعه پس از تعمیر، شرایط بلافاصله قبل از خرابی را داشته باشد که به آن BAO می‌گویند. گرچه این دو حالت حدی‌اند ولی در واقعیت آنچه اتفاق می‌افتد حالتی بینابین است، و از آنجا که قطعه بعد از تعمیر به‌صورت کاملاً نو در نمی‌آید به این نوع تعمیر، تعمیر غیرایده‌ال گفته می‌شود. البته ممکن است به‌دلیل انجام تعمیرات مضر در طول عملیات تعمیر و نگهداری، عمر قطعه بعد از تعمیر بیشتر از عمر آن قبل از تعمیر باشد، که در این مقاله به آن پرداخته نمی‌شود. در اینجا دو مدل کاهش عمر نسبی کاهش (PAR)^{۱۵} و بازگشت عمر نسبی (PAS)^{۱۶} برای بررسی تأثیر عملیات تعمیرات و نگهداری با در نظر گرفتن نرخ وقوع خرابی‌ها بررسی می‌شود.

۲.۲.۳. عمر در مقابل زمان سپری شده

عمر قطعه را می‌توان با تابع غیرپیوسته‌ی بیان کرد که به زمان سپری شده از زمان نصب قطعه و شرایط کاری و عملیات تعمیرات و نگهداری بستگی دارد. بنابراین عمر قطعه در یک زمان خاص را می‌توان با تابعی از عمر آن بعد از آخرین تعمیرات (تأثیر عملیات تعمیرات و نگهداری) به‌اضافه تغییر عمر آن در دوره سپری شده از زمان آخرین تعمیرات بیان کرد (تأثیر شرایط کاری). تأثیر شرایط کاری با به کار بردن مدل ALM بیان می‌شود. در اینجا مدل ALM به این دلیل ارجحیت می‌یابد که در این مدل عمر قطعه به‌طور مستقیم، با تابع رابط، به زمان سپری شده مرتبط می‌شود. این امر نمایش نرخ‌ی را که با آن، قطعه در مدت زمان داده شده و تحت شرایط عملکردی و محیطی مشخص فرسوده می‌شود را ساده‌تر می‌کند. تأثیر تعمیرات با پارامتر ε نمایش داده می‌شود که مقداری بین صفر و ۱ را دارد و مدل خاصی از تعمیرات غیر ایده‌ال را وفق می‌دهد. t_m نشان‌گر زمان استقرار قطعه تحت m امین تعمیر است، و زمان سپری شده از نصب قطعه را بیان می‌کند؛ $w_{m+1}(t, \varepsilon, z)$ نیز تغییر عمر قطعه را با زمان سپری شده t برای بازه زمانی بین تعمیرات m و $m+1$ نشان می‌دهد. پارامتر ε مجموعه‌ی به‌صورت $\{\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_m\}$ است که تأثیرات تعمیر تا زمان t را نشان می‌دهد، و z مجموعه‌ی به‌صورت $\{z_1, z_2, \dots, z_{m+1}\}$ است که هر جزء آن (z_i) شرایط کاری هر قطعه را در دوره زمانی t بیان می‌کند. یادآور می‌شود که در اینجا فرض بر آن است که زمانی که قطعه به‌دلیل عملیات تعمیر و نگهداری کار نمی‌کند در مقابل زمان کارکرد قطعه بسیار کوچک و قابل چشم‌پوشی است. بنابراین در دوره زمانی $m+1$ تغییر عمر قطعه چنین بیان می‌شود:

$$w_{m+1}(t, \varepsilon, z) = w_m^+ + \Psi(z_{m+1}).(t - t_m), \quad t \geq t_m \quad (5)$$

که در آن w_m^+ عمر قطعه بلافاصله بعد از تعمیر m ام است، که بستگی به مدل تعمیرات غیرایده‌ال انتخاب شده دارد (PAR یا PAS). همچنین $\Psi(z_{m+1})$ تابع رابط است که

به شرایط کاری z_{m+1} در دوره زمانی $m+1$ بستگی دارد و توسط رابطه‌ی ۲ داده شده است. در حالت کلی هیچ فرضی مبنی بر ثابت بودن شرایط کاری و تعمیری نشده است.

۳.۲.۳. مدل فرسودگی PAS

در مدل PAS فرض بر این است که با ضریب ε عمری از قطعه که در آن، قطعه وارد عملیات تعمیر شده به‌طور نسبی کاهش پیدا می‌کند.^[۱۷] با این فرض که ε در بازه $[0, 1]$ تغییر می‌کند، اگر $\varepsilon = 1$ باشد تعمیر به‌صورت GAN، و اگر $\varepsilon = 0$ باشد تعمیرات به‌صورت BAO است. بنابراین عمر قطعه بعد از گذراندن m امین تعمیر عبارت خواهد بود از:

$$w_m^+ = (1 - \varepsilon_m).[w_{m-1}^+ + \Psi(z_m).(t_m - t_{m-1})] \quad (6)$$

۴.۲.۳. مدل فرسودگی PAR

مدل PAR این مفهوم را می‌رساند که تعمیر تنها بخشی از عمر قطعه را (که از تعمیر قبلی به دست آمده) برمی‌گرداند^[۱۸] در صورتی که بقیه‌ی آن بدون تأثیر باقی می‌ماند. در این مدل چنین فرض شده که بر اثر تعمیر عمر قطعه از t به t/β می‌رسد؛ در آن β ضریب بهبود است که در بازه‌ی $[0, \infty)$ قرار دارد و t زمان سپری شده بین دو تعمیر متوالی است. زمانی که β معادل ۱ است، مدل PAR به مدل BAO ساده می‌شود و زمانی که $\beta \rightarrow \infty$ این مدل به مدل GAN خلاصه می‌شود. با استفاده از مدل ALM برای لحاظ کردن تأثیر شرایط کاری، عمر قطعه پس از m امین تعمیر تبدیل می‌شود به:

$$w_m^+ = w_{m-1}^+ + (1 - 1/\beta_m).\Psi(z_m).(t_m - t_{m-1}) \quad (7)$$

۳.۳. مدل وابسته به عمر برای قابلیت اطمینان

در این قسمت ابتدا به معرفی تابع نرخ خرابی اولیه‌ی مناسب می‌پردازیم. سپس با در نظر گرفتن شرایط کاری و تعمیری برای تجهیزات و تابع نرخ خرابی اولیه، به‌کمک مدل‌های PAS و PAR تابع نرخ خرابی برای مدل‌سازی قابلیت اطمینان وابسته به عمر تجهیزات به دست آورده می‌شود. تابع نرخ خرابی اولیه به‌صورت یک تابع دو متغیره‌ی و بیابال در نظر گرفته می‌شود (در مورد چگونگی و علت استفاده از این توزیع در ادامه توضیح داده خواهد شد):

$$h(t) = \lambda.\gamma.t^{\gamma-1} \quad (8)$$

که در آن γ پارامتر شکل و λ پارامتر مقیاس است که با یک نرخ خرابی $\gamma > 1$ که با زمان سپری شده از موقع نصب (t) تغییر می‌کند در ارتباط است. اگر $\gamma < 1$ باشد تابع نرخ خرابی به‌طور یکنواخت کاهش و اگر $\gamma > 1$ باشد این تابع افزایش می‌یابد.

۱.۳.۳. تابع قابلیت اطمینان

برای به دست آوردن تابع قابلیت اطمینان نسبت به عمر سپری شده از زمان نصب باید از رابطه‌ی ۹ استفاده کرد:

$$R(w) = \int_w^{\infty} f(u)du = 1 - \int_0^w f(u)du \quad (9)$$

که در آن f تابع چگالی احتمال وقوع خرابی است. برای به دست آوردن تابع قابلیت اطمینان نسبت به زمان لازم است که تابع چگالی احتمال وقوع خرابی نسبت به زمان به دست آورده شود. از آنجا که تابع عمر نسبت به زمان یک تابع یک به یک نیست، باید آن را به بازه‌هایی که تابع عمر و زمان‌شان نسبت به هم یک به یک‌اند

۴.۳. محاسبه‌ی پارامترهای مدل برای بویلرهای بازیاب نیروگاه

منتظر قائم

۱.۴.۳. محاسبه پارامترهای λ و γ

برای تخمین مقادیر λ و γ در رابطه‌ی ۸، روابطی ارائه شده است.^[۱۳] با این مقادیر تخمینی می‌توان نرخ خرابی و دیگر توابع مورد نظر را محاسبه کرد. فرض کنید که هدف ارزیابی قابلیت اطمینان یک سیستم پیچیده‌ی مهندسی براساس اطلاعات خرابی به دست آمده از k نمونه از همین سیستم است که در شرایط محیطی یکسان کار کرده‌اند. طبیعی است که ما در عمل مقادیر λ و γ را نخواهیم داشت، و مقصود برآورد این مقادیر براساس اطلاعات مربوط به k سیستم است. زمان شروع به کار سیستم، لحظه‌ی (عمر) صفر در نظر گرفته می‌شود. در نظر بگیرید که q امین سیستم از لحظه‌ی S_q تا T_q به‌طور پیوسته زیر نظر قرار دارد. در بازه‌ی $[S_q, T_q]$ اگر N_q تعداد خرابی‌های مشاهده شده توسط q امین سیستم باشد و w_{iq} عمر سیستم در i امین خرابی q امین سیستم باشد (MLE)^[۱۸]. برای λ و γ یعنی $\hat{\lambda}$ و $\hat{\gamma}$ برابر است با:

$$\hat{\lambda} = \frac{\sum_{q=1}^K N_q}{\sum_{q=1}^K (T_q \hat{\gamma} - S_q \hat{\gamma})} \quad (۱۶)$$

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum_{q=1}^K N_q}{\hat{\lambda} \sum_{q=1}^K (T_q \hat{\gamma} \ln T_q - S_q \hat{\gamma} \ln S_q) - \sum_{q=1}^K \sum_{i=1}^{N_q} \ln w_{iq}} \quad (۱۷)$$

در این روابط $\ln 0 = 0$ است. به‌طور عام، معادلات برای حل $\hat{\lambda}$ و $\hat{\gamma}$ را به‌صورت ضمنی نمی‌توان حل کرد و باید در پردازش‌های تکرارشونده به‌صورت عددی حل شوند. در صورت معلوم بودن تخمین‌های $\hat{\lambda}$ و $\hat{\gamma}$ برای MLE، تابع نرخ خرابی عبارت خواهد بود از:

$$\hat{h}(t) = \hat{\lambda} \cdot \hat{\gamma} \cdot t^{\hat{\gamma}-1}, \quad t > 0 \quad (۱۸)$$

برای بویلرهای λ و γ (نتایج حاصل از محاسبه پارامترهای بازیاب مورد مطالعه در جدول ۱ و نتایج مربوط به آزمون صحت سنجی این پارامترها، در جدول ۲ آمده است.)

۲.۴.۳. محاسبه‌ی پارامتر β

برای تخمین β روابطی معرفی شده است.^[۱۴] با توجه به این که در سیستم مورد مطالعه در این نوشتار شرایط محیطی و عملکردی هر دو متوسط در نظر گرفته شده است (یعنی $E = 0$ و $C = 0$) و اطلاعات تجربی برای شرایط کاری متفاوت از سیستم‌های مشابه نیز در دسترس نبوده، امکان و لزوم محاسبه‌ی پارامتر β برای بویلر بازیاب در این نوشتار منتفی می‌شود.

جدول ۱. پارامترهای وییال برای بویلرهای بازیاب.

نام بویلر بازیاب	ظرفیت (MW)	β	η
منتظر قائم	۵۰	۱,۰۰۹۴	۲۸۱۳,۲
HRS۱	۵۰	۰,۴۶	۶۹۶,۳۵
HRS۲	۵۰	۰,۶۰	۲۰۷۱,۷۹

تقسیم کرد. در اینجا این بازه‌ها همان فواصل زمانی بین تعمیرات خواهند بود. بنابراین با توجه به رابطه‌ی ۵ و با فرض استفاده از مدل ALM که عمر را به زمان مرتبط می‌سازد، خواهیم داشت:

$$t = g(w) = (w - w_m^+) \Psi^{-1}(z_m) + t_m, \quad t_m \leq t \leq t_{m+1} \quad (۱۰)$$

اگر تابع نرخ خرابی برای w مطابق با توزیع وییال باشد (رابطه‌ی ۸)، برای تابع چگالی احتمال خرابی برحسب w داریم:

$$f(w) = \Psi(z) \lambda \gamma w^{\gamma-1} e^{-\Psi(z) \lambda w^\gamma} \quad (۱۱)$$

و اگر t با رابطه‌ی ۱۰ به w مرتبط شود، تابع چگالی احتمال برحسب t به‌کمک رابطه‌ی ۱۲ به دست می‌آید:

$$f(t) = \frac{f(w_*)}{\left| \frac{dw_*}{dt} \right|} \quad (۱۲)$$

که در آن w_* یک ریشه حقیقی معادله $t = g(w)$ است. با توجه به روابط ۱۰ تا ۱۲ تابع چگالی احتمال خرابی برحسب زمان برابر خواهد بود با:

$$f_m(t) = \frac{\Psi(z_m) \lambda \gamma (w_m^+ + \Psi(z_m)(t - t_m))^{\gamma-1} e^{-\Psi(z) \lambda (w_m^+ + \Psi(z_m)(t - t_m))^\gamma}}{\left| \Psi(z_m) \right|} \quad t_m \leq t \leq t_{m+1}, \quad (۱۳)$$

بنابراین تابع قابلیت اطمینان از رابطه‌ی ۱۴ به دست خواهد آمد:

$$R_m(t) = \int_t^\infty f_m(t') dt' = \int_t^\infty \frac{\Psi(z_m) \lambda \gamma (w_m^+ + \Psi(z_m)(t' - t_m))^{\gamma-1} e^{-\Psi(z) \lambda (w_m^+ + \Psi(z_m)(t' - t_m))^\gamma}}{\left| \Psi(z_m) \right|} dt' \quad t_m \leq t \leq t_{m+1}, \quad (۱۴)$$

و چون $\Psi(z_m)$ همواره مثبت است خواهیم داشت:

$$R_m(t) = e^{-\Psi(z_m) \lambda (w_m^+ + \Psi(z_m)(t - t_m))^\gamma}, \quad t_m \leq t \leq t_{m+1} \quad (۱۵)$$

۲.۳.۳. انتخاب توزیع مناسب برای داده‌های تجربی

چنان که پیش‌تر گفته شد، چون در نظر گرفتن پدیده‌ی فرسودگی اجازه‌ی استفاده از توزیع‌های با نرخ خرابی ثابت را نمی‌دهد، و نیز براساس آنچه در منابع مختلف پیشنهاد شده،^[۱۵] در اینجا فرض ما بر این خواهد بود که خرابی‌ها برای سیستم در حال مطالعه (بویلر بازیاب) براساس پردازش NHPP دارای نرخ خرابی به‌شکل معادله‌ی ۸ است. درستی فرض در ادامه به‌کمک ابزارهای آماری (آزمون مجذور کای)^[۱۷] بررسی شده و مبین این مطلب است که تابع نرخ خرابی بویلر بازیاب حرارت منطبق با توزیع وییال است. پردازش NHPP با نرخ خرابی $h(t)$ دارای تابع امید ریاضی $E[N(t)] = \lambda t^\gamma$ است، که بیان‌گر تعداد خرابی‌های مورد انتظار در بازه زمانی $(0, t)$ است.

جدول ۲. نتایج آزمون مربعی کای روی داده‌های بویلرهای بازیاب نیروگاه منتظر قائم.

تعداد دسته‌ها	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
درجه آزادی (v)	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
χ^2	۱,۱۲۵۱	۲,۳۲۱۵	۱,۸۳۵۴	۱,۵۶۸۳	۷,۶۶۷۱	۴,۸۳۰۰	۵,۰۹۱۱
α متناسب با χ^2 (%)	۲۸,۸۸	۳۱,۳۲	۶۰,۷۲	۸۱,۴۴	۱۷,۵۵	۵۶,۵۷	۶۴,۸۸
$\chi^2_{C_{71}}$	۶,۶۳۵	۹,۲۱۰	۱۱,۳۴۵	۱۳,۲۷۷	۱۵,۰۸۶	۱۶,۸۱۲	۱۸,۴۷۵
$\chi^2_{C_{75}}$	۳,۸۴۱	۵,۹۹۱	۷,۸۱۵	۹,۴۸۸	۱۱,۰۷۰	۱۲,۵۹۲	۱۴,۰۶۷

جدول ۳. آمار خرابی بویلرهای بازیاب نیروگاه منتظر قائم (داده‌ها برحسب روز بیان شده‌اند).

بویلر ۱	بویلر ۲	بویلر ۳	بویلر ۴	بویلر ۵	بویلر ۶
۱۶۲	۲۹	اطلاعات سال	اطلاعات سال	۲۶	۱۹
۳۲۳	۱۴۴	اول در	اول در	۴۸	۵۷
۳۶۰	۱۶۸	دسترس	دسترس	۱۲۴	۳۲۵
۳۹۷	۲۹۶	نمی‌باشد	نمی‌باشد	۳۵۲	۴۸۴
۴۵۵	۴۴۱	۴۳۲	۵۳۹	۵۳۳	۵۸۰
۵۱۱	۷۱۵	۵۳۹	۹۱۲	۶۰۰	۶۰۲
۵۸۱	۷۶۲	۸۷۳	۹۶۱	۶۱۴	۶۷۱
۷۱۵	۸۸۵	۹۱۲	۱۰۲۶	۶۸۲	۸۲۳
۷۴۱	۱۰۲۵	۹۳۷	۱۳۲۸	۷۵۴	۹۶۴
۷۵۷	۱۱۳۹	۹۶۹	۱۴۸۳	۸۱۸	۹۷۷
۷۸۴	۱۱۵۶	۹۷۲	۱۴۸۷	۸۲۴	۱۱۵۴
۸۰۳	۱۳۱۵	۱۰۲۱	۱۵۲۴	۹۱۲	۱۱۵۶
۸۷۳	۱۳۹۶	۱۰۳۴	۱۵۳۰	۱۰۲۲	۱۳۵۳
۱۰۲۲	۱۴۵۹	۱۱۶۴	۱۵۳۵	۱۱۴۷	۱۴۳۱
۱۰۶۰	۱۴۶۵	۱۱۸۱	۱۱۶۶	۱۱۶۶	
۱۰۹۱	۱۴۶۸		۱۱۹۶	۱۱۹۶	
۱۱۲۵	۱۵۷۷		۱۳۹۲	۱۳۹۲	
۱۱۳۵			۱۴۲۵	۱۴۲۵	
۱۱۴۹			۱۶۶۸	۱۶۶۸	
۱۲۷۶					
۱۳۶۷					
۱۴۴۳					
۱۵۴۰					
۱۵۵۶					
۱۶۸۰					

متناظر با مقادیر χ^2 حاصل از آزمون نیز آمده است که مقادیری به مراتب بالاتر از ۵ درصد دارند.

۴. نتایج و بحث

چنان که گفته شد، پارامترهای E و C برای بویلر بازیاب مورد مطالعه برابر با صفر هستند. به این ترتیب اگر تابع رابط مطابق معادله ۶ اختیار شود، مقدار آن برابر ۱ خواهد بود، یعنی: $1 = e^0 = e^{\beta z} = \Psi(z)$. بنابراین با توجه به مقادیر محاسبه شده نمودار تغییرات عمر در مقابل زمان سپری شده براساس مدل PAR و PAS

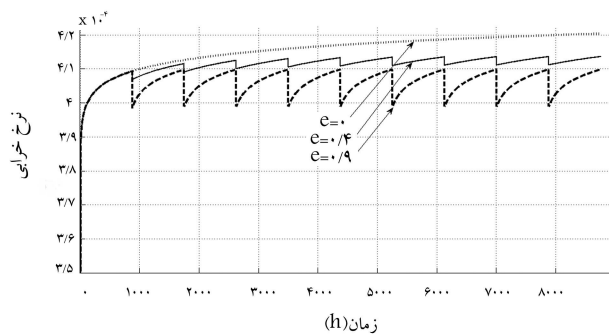
برای محاسبه پارامترهای λ و γ نیز، دسترسی به اطلاعات زمان خرابی‌های گذشته‌ی سیستم مورد نیاز است. این اطلاعات از روی پرمیت‌های حدود ۵ سال گذشته بخش بخار نیروگاه سیکل ترکیبی منتظر قائم به کمک مسئولین محترم نیروگاه تهیه شده است (جدول ۳). این نیروگاه دارای شش بویلر بازیاب مشابه است که سه واحد بخار را تغذیه می‌کنند. انرژی مورد نیاز برای تولید بخار نیز توسط دود خروجی از آگروز شش توربین گاز فراهم می‌شود. ظرفیت هر واحد بخار ۱۰۰ مگاوات بوده که هر بویلر نیمی از بخار مورد نیاز آن را فراهم می‌کند. لازم به ذکر است که در سنوات گذشته کلیه عملیات تعمیرات و نگهداری به صورت BAO فرض شده است. به عبارت دیگر با توجه به مدل ارائه شده زمان و عمر سیستم منطبق با یکدیگرند.

۳.۴.۳. اطلاعات تجربی خرابی بویلرهای بازیاب نیروگاه منتظر قائم

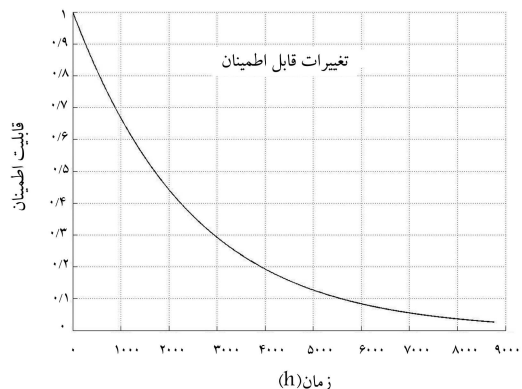
اطلاعات خرابی برای شش بویلر بازیاب نیروگاه منتظر قائم از سال ۱۳۸۶ تا اواخر سال ۱۳۹۰ گردآوری شده است (جدول ۳). یادآور می‌شود که در مورد بویلرهای شماره ۳ و ۴ اطلاعات موجود از سال ۱۳۸۷ به بعد است. با توجه به اطلاعات خرابی و الگوریتم ارائه شده براساس روش MLE پارامترهای و بیال برای بویلر بازیاب نیروگاه منتظر قائم چنین است:

$$\lambda = \frac{3,6544 \text{ failure}}{\text{year}}, \quad \gamma = 1,0094$$

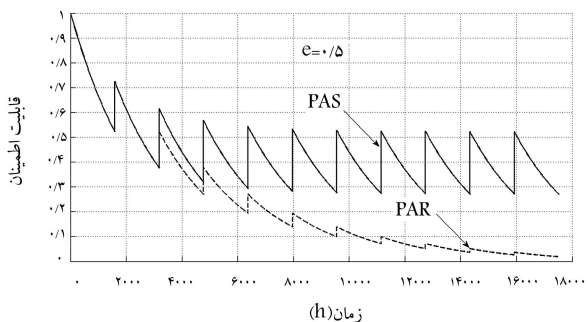
نزدیک بودن پارامتر γ به عدد ۱ نشان می‌دهد که خرابی‌های بویلر در بازه زمانی مورد مطالعه به صورت تصادفی است و در حال ورود به مرحله‌ی پیری یا فرسودگی است. برای مقایسه پارامترهای تخمین زده شده با مقادیر به دست آمده [۷] باید واحدها را تبدیل کرد، و توجه داشت که $\beta = \gamma$ و $\eta = \lambda^{-\gamma}$. مقایسه نشان می‌دهد که پارامتر مقیاس بویلر منتظر قائم از هر دو بویلر دیگر ذکر شده در جدول ۱ بزرگتر است که نشان‌گر خرابی‌های بیشتر این بویلر در مقایسه با دو مورد دیگر است. این مقایسه از آن جهت معنی پیدا می‌کند که بدانیم طراحی مشابهی در آنها وجود دارد. همچنین جنس لوله‌های سوپرهیتر که خرابی آن از مهم‌ترین علل خرابی در بویلر است در آنها یکسان است. در جدول ۲ نیز نتایج آزمون مجذور کا آمده است. این آزمون برای سنجش میزان انطباق نتایج تجربی با نتایج فرضی به کار می‌رود. بازه مورد مطالعه را می‌توان به تعداد دسته‌های مختلف تقسیم کرد. اگر تعداد بازه‌ها از تعداد پارامترهای مورد نیاز برای مشخص شدن توزیع مورد نظر (در مورد توزیع و بیال این عدد برابر ۲ است) کم شود تعداد درجات آزادی (v) در این آزمون به دست می‌آید. تعداد دسته‌ها باید به گونه‌ی باشد که v از ۱ بزرگتر باشد [۲] و دسته‌ی با فراوانی کم‌تر از ۵ نداشته باشیم. [۹] با توجه به این نکات تعداد بازه‌ها درموردی که در این مقاله بحث می‌شود با توجه به اعداد جدول ۲ باید بین ۳ تا ۹ باشد. این آزمون برای همه حالات مذکور انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقادیر χ^2 برای توزیع فرضی به مراتب از مقادیر بحرانی برای سطح تشخیص ۱٪ و ۵٪ کم‌تر است. لذا عدم انطباق نتایج تجربی و فرضی رد می‌شود. در جدول ۲ سطح تشخیص



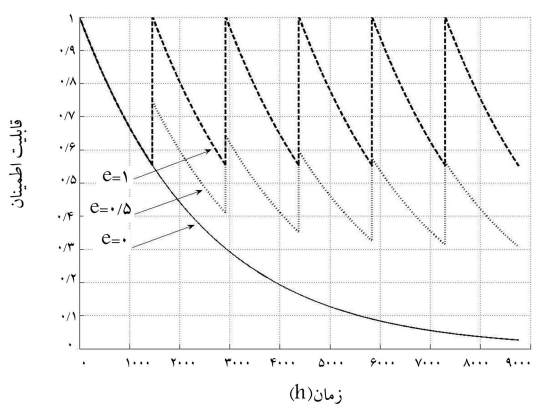
شکل ۳. تغییرات تابع نرخ خرابی برحسب زمان برای ε های متفاوت.



شکل ۴. تغییرات قابلیت اطمینان برحسب زمان بدون در نظر گرفتن تدابیر تعمیر و نگهداری.

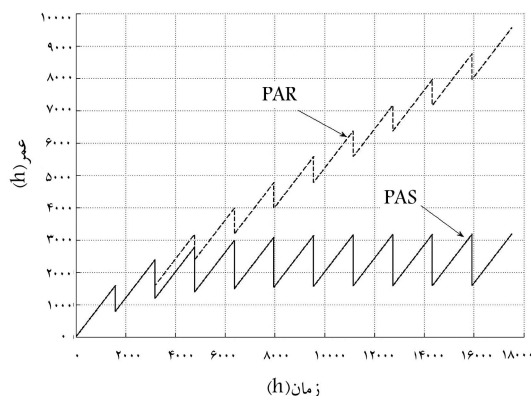


شکل ۵. تغییرات قابلیت اطمینان برحسب زمان برای دو مدل PAS و PAR.

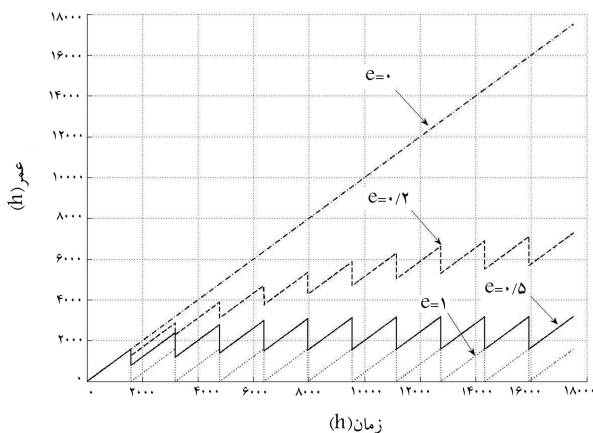


شکل ۶. تأثیر کیفیت تعمیرات روی قابلیت اطمینان.

به صورت شکل ۱ خواهد بود. با استفاده از مدل PAS عمر به یک مقدار حدی میل می‌کند ولی با استفاده از مدل PAR این‌گونه نخواهد بود (شکل ۱). با استفاده از مدل PAS روند تغییرات عمر برحسب زمان برای مقادیر مختلف ϵ مطابق شکل ۲ است. چنان‌که مشاهده می‌شود، در صورتی که BAO (ϵ برابر با صفر) نباشد می‌توان با تدابیر تعمیرات، از فرسودگی پویلر بیش از یک مقدار خاص جلوگیری کرد. علاوه بر تابع قابلیت اطمینان $R(t)$ تابع دیگری که در مطالعات قابلیت اطمینان سیستم‌ها اهمیت ویژه دارد تابع نرخ خرابی است. در شکل ۳ تغییرات این تابع برای مقادیر مختلف ϵ (شرایط تعمیراتی مختلف) مشاهده می‌شود. چنانچه این تابع روند افزایشی داشته باشد سیستم در دوره‌ی فرسودگی به سر می‌برد، اگر ثابت باشد در دوره‌ی عمر مفید و اگر روند کاهشی داشته باشد در دوره‌ی عیب‌یابی یا شروع نصب به سر می‌برد. تابع قابلیت اطمینان نیز -- بدون در نظر گرفتن تدابیر تعمیراتی در طول یک سال -- با استفاده از مدل PAS مطابق شکل ۴ می‌شود. با توجه به آنچه که در شکل ۱ دیده شد می‌توان حدس زد که با بهره‌گیری از مدل PAR، تأثیر تعمیرات بر تابع قابلیت اطمینان -- همانند عمر سیستم -- در مقایسه با بهره‌گیری از مدل PAS کم‌تر خواهد بود. درستی این موضوع را می‌توان در شکل ۵ نیز مشاهده کرد. در این نمودار ϵ برابر با ۰/۵ و تعداد تعمیرات ۱۰ و دوره زمانی مورد بررسی دو سال است. با افزایش مقدار ϵ ، یعنی نزدیک شدن تأثیر تعمیرات از حالت BAO به حالت GAN، قابلیت اطمینان پویلر به سمت مقداری بیشتر میل می‌کند (شکل ۶). به این ترتیب اگر تعداد تعمیرات غیر قابل تغییر باشد برای رسیدن به کم‌ترین مقدار قابلیت اطمینان، می‌توان تأثیر تعمیرات (ϵ) را بالا برد. در غیر این صورت چنانچه محدودیتی



شکل ۱. تغییرات عمر برحسب زمان برای دو مدل PAS و PAR.



شکل ۲. تغییرات عمر برحسب زمان با استفاده از مدل PAS برای ε های متفاوت.

قابلیت اطمینان یک بویلر بازیاب بررسی شد. نتایج حاصل از این بررسی روی بویلر مورد مطالعه نشان داد که خرابی‌های آن با نرخ کوچکی از پدیده فرسودگی پیروی می‌کند و عمده‌ی خرابی‌ها روند تصادفی دارد. همچنین با لحاظ کردن تأثیر تعمیرات در مدل، تغییرات قابلیت اطمینان با لحاظ کردن تدابیر تعمیراتی متفاوت، مورد ارزیابی قرار داده شد. نتایج نشان داد که با تغییر بازه زمانی تعمیرات، یا تغییر تأثیر تعمیرات می‌توان به مقادیر مطلوب متفاوت از قابلیت اطمینان دست یافت. همچنین نشان داده شد که تعمیرات می‌تواند تا حد زیادی قابلیت اطمینان بویلر را افزایش دهد. از این مدل می‌توان در پیش‌بینی‌های اقتصادی و همچنین برای برنامه‌ریزی تعمیر و نگهداری در شرایط کاری متفاوت استفاده کرد. عمده‌ترین علت وقوع خرابی در بویلر مورد مطالعه را نیز می‌توان خطای انسانی و بعد از آن خرابی تجهیزات به خصوص لوله‌های سوپر‌هیت‌ر ذکر کرد.

تقدیر و تشکر

از شرکت مینا به دلیل حمایت‌های مالی و فنی و همچنین از مسئولین نیروگاه سیلک ترکیبی منتظر قائم به دلیل همکاری‌های فنی و ارائه اطلاعات مورد نیاز این تحقیق تشکر و سپاسگزاری می‌شود.

فهرست علائم

β : ضرایب رگرسیون بردار متغیرهای توصیفی

γ : پارامتر شکل در توزیع ویبال

λ : پارامتر مقیاس در توزیع ویبال (failure/year)

$R(t)$: تابع قابلیت اطمینان

ε : پارامتر مشخص‌کننده کیفیت عملیات تعمیرات و نگهداری

O : اندیس مشخص‌کننده شرایط عملکردی در بردار z

E : اندیس مشخص‌کننده شرایط محیطی در بردار z

w : عمر سیستم (year or hour)

$h(t)$: تابع نرخ خرابی (failure/year)

$f(t)$: تابع چگالی احتمال خرابی

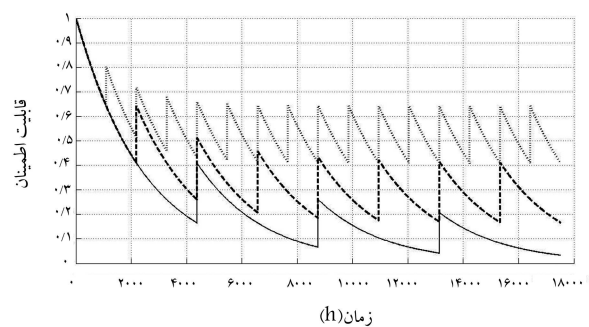
$\Psi(z)$: تابع رابط در مدل ارائه شده ($e^{\beta z}$)

z : بردار متغیرهای توصیفی (E,O)

$E(N(t))$: امید ریاضی

$H(t)$: تابع نرخ خرابی تجمعی (failure/year)

t : زمان (year or hour)



شکل ۷. تأثیر دوره‌ی زمانی بین تعمیرات روی قابلیت اطمینان.

در تعداد تعمیرات نباشد می‌توان با افزایش تعداد تعمیرات (کاهش بازه زمانی بین تعمیرات) به کم‌ترین قابلیت اطمینان مطلوب رسید. در شکل ۷ تأثیر طول بازه بین تعمیرات را وقتی ε برابر با 0.5 است برای بازه‌های شش ماه، سه ماه و یک و نیم ماه بین عملیات تعمیرات، روی قابلیت اطمینان می‌توان مشاهده کرد. همانگونه که مشاهده می‌شود با افزایش این طول بازه، مقدار حداقل قابلیت اطمینان کاهش می‌یابد.

۵. علل خرابی در بویلر بازیاب

نتایج حاصل از مقایسه‌ی بویلر مورد مطالعه و بویلرهای مشابه نشان می‌دهد که نرخ خرابی در بویلر مورد مطالعه بزرگ‌تر از حد معمول در بویلرهای بازیاب است. از طرفی پارامتر شکل در توزیع ویبال برای بویلر بازیاب مورد مطالعه نزدیک به ۱ است و چنان که گفته شد، این امر نشان‌دهنده‌ی این مطلب است که خرابی‌ها دارای نظم تصادفی هستند. بنا بر دو دلیل فوق می‌توان یکی از اصلی‌ترین عوامل بروز خرابی در بویلر مورد مطالعه را خرابی‌های انسانی دانست. در برخی از منابع^[۱۴] روش‌هایی برای کمی‌سازی این خطاها ارائه شده است. یکی دیگر از علل عمده خرابی در بویلر، خرابی لوله‌های سوپر‌هیت‌ر است. که خود به تبع سه سازوکار عمده‌ی خرابی رخ می‌دهد: خزش، خستگی و خوردگی. البته چنان که گفته شد، درخصوص موضوع مورد مطالعه در این مقاله، خطاهای انسانی وزن بیشتری در مقابله با خرابی تجهیزات دارند.

۶. نتیجه‌گیری

به کمک مدل ارائه شده در این نوشتار، اثر پدیده فرسودگی بر روند تغییرات تابع

پانویس‌ها

1. MTTF
2. CHP
3. Markov
4. mean time to failure (MTTF)
5. heat recovery steam generator (HRSG)
6. non homogenous poisson process (NHPP)

7. Thinning
8. loss of load expected (LOLE)
9. preventive maintenance
10. corrective maintenance
11. accelerated life model (ALM)
12. proportional hazard model (PHM)
13. good as new (GAN)
14. Bad As Old (BAO)

15. proportional age reduction (PAR)
16. proportional age setback (PAS)
17. Chi square
18. maximum likelihood estimation

(References) منابع

1. Haghifam, M.R. and Manbachi, M. "Reliability and availability modeling of combined heat and power (CHP) systems", *Journal of Electrical Power and Energy Systems*, **33**, pp.385-393 (2010).
2. Arora, N. and Kumar, D. "Availability analysis of steam and power generation systems in the thermal power plant", *Microelectronics Reliability*, **37**, pp. 796-799 (1997).
3. Carazas, F.G. and Souza, G.F. "Availability analysis of gas turbines used in thermoelectric power plants", In: *Proceedings of the 20th ECOS*, p. 277-285 (2007).
4. Majidian, A. and Saidi, M.H. "Comparison of fuzzy logic and neural network in life prediction of boiler tubes", *International Journal of Fatigue*, **29**, pp.489-498 (2006).
5. Rostamian, M. "Reliability evaluation of neka power plant", MSc Thesis, Sharif University of Technology (2006).
6. Li, W. "Incorporating aging failures in power system reliability evaluation", *IEEE Transaction on Power Systems*, **17**, pp.918-923 (2002).
7. Carazas, F.L.G., Salazar, C.H. and Souza, G.F.M. "Availability analysis of heat recovery steam generators used in thermal power plants", *Journal of Energy*, **36**, pp.3855-3870 (2010).
8. Kim, H. and Singh, C. "Power system reliability modeling with aging using thinning algorithm", in IEEE Bucharest Power Tech, Romania , pp.1-6 (2009).
9. Billinton, R. and Allan, R.N., *Reliability Evaluation of Engineering Systems- Concepts and Techniques*, Book, New York, Plenum Press (1992).
10. Leemis, L.W., *Reliability, Probabilistic Models and Statistical Methods*, New Jersey, Prentice Hall (1995).
11. Martorell, S., Sanchez, A. and Serradell, V. "Age-dependent reliability model considering effects of maintenance and working conditions", *Reliability Engineering and System Safety*, **64**, pp. 19-31 (1999).
12. Pham, H., *Handbook of Reliability Engineering*, New Jersey, Rutgers University (2003).
13. Crow, L.H. "Evaluating the reliability of repairable systems", *Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium*, pp.275-279 (1990).
14. Reason, J., *Human Error*, Cambridge, Cambridge University Press (1990).