

بروزرسانی مدل پیش‌بینی عمر یک سازه تحت بازرسی دوره‌ای غیرمخرب و سیستم پایش سلامت سازه با استفاده از رویکرد بیژین

امیرحسین کشوری فرد^۱، حمید امیری هزاوه^۲، علیرضا براتی^۳، سعید ادیب نظری^۴

^۱کارشناس ارشد، شرکت پایش صنعت کارکيا؛ keshvarifard@outlook.com

^۲کارشناس ارشد، شرکت پایش صنعت کارکيا؛ amiri@karkia-ind.com

^۳کارشناس ارشد، شرکت پایش صنعت کارکيا؛ alirezabarati@outlook.com

^۴استاد، دانشگاه صنعتی شریف؛ adib@sharif.ir

چکیده

دانش زوال سیستم‌های سازه‌ای هیچگاه کامل نخواهد شد و همیشه در حال بروزرسانی است. یکی از دلایل این امر، نواقص موجود در مدل‌های امروزی است و دلیل دیگر، عدم قطعیت‌های موجود در طبیعت مواد، شرایط محیطی و شرایط کاری سیستم‌های سازه‌ای می‌باشد. همچنین با وجود عدم قطعیت‌های ذاتی و شناختی سیستم، جهت درک بهتر نیاز است که با دید احتمالاتی و نه متعین به رویدادها نگرسته شود. در این پژوهش ابتدا مبانی تئوری بیژین و روش بروزرسانی مدل، توسط آن توضیح داده شده است. سپس رشد ترک در یک قطعه فلزی به همراه دو نوع بازرسی مختلف مدل‌سازی می‌شود. یک نوع بازرسی متداول تست غیرمخرب که با دقت بالا و در فواصل زمانی بلند مدت (هر صد هزار سیکل کاری) انجام می‌گیرد و دیگری یک سیستم پایش سلامت سازه است که به صورت تقریباً پیوسته (هر دو هزار سیکل کاری) و با دقت به مراتب پایین‌تر از تست غیرمخرب انجام می‌گیرد. هدف از این پژوهش استفاده از داده‌های بازرسی در بروزرسانی و ارتقاء مدل پیش‌بینی رشد ترک در عمر باقی‌مانده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که بروزرسانی مدل رشد ترک باعث کاهش چشمگیر خطای پیش‌بینی عمر باقی‌مانده می‌شود. همچنین مشخص می‌شود که ترکیب تست غیرمخرب و سیستم پایش سلامت سازه بهترین نتیجه را از جهت دقت پیش‌بینی نسبت به حالتی که هر کدام به تنهایی انجام می‌شود در پی دارد.

کلمات کلیدی: رویکرد بیژین، پایش سلامت سازه، تست غیرمخرب، رشد ترک، عمر باقی‌مانده

۱- مقدمه

وجود ترک و سایر عیوب در یک سازه، به مقدار قابل توجهی می‌تواند استحکام آن را کاهش دهد. ترک‌های بزرگ معمولاً از عیوب کوچکی که از ابتدا در مواد وجود داشته و سپس تحت بارگذاری و شرایط محیطی رشد کرده‌اند نشأت می‌گیرد. بسیاری از سازه‌های هوایی و زیرساخت‌های عمرانی هم‌اکنون فراتر از عمری که در ابتدا برای آن طراحی شده‌اند در حال بهره‌برداری هستند [۱] و انتظار می‌رود بتوان از این سازه‌ها فراتر از عمر طراحی شده، به صورت ایمن استفاده کرد. در نتیجه، شناخت عیوب موجود در سازه، عدم قطعیت‌های مرتبط، و کاهش این عدم قطعیت‌ها جهت شناخت بهتر وضعیت فعلی سازه از اهمیت بسزایی برخوردار است.

توانایی تشخیص و پیش‌بینی وضعیت عیوب سازه (مانند ترک)، اهمیتی حیاتی در اطمینان از وضعیت یکپارچگی سازه در شرایط فرسودگی دارد. روش‌های بازرسی غیر مخرب (NDI^۱) متفاوتی جهت اطمینان از عدم وجود ترک و سایر عیوب در سازه استفاده می‌شود. بازرسی‌های غیرمخربی که هم‌اکنون متداول است دارای کاستی‌هایی است که چند مورد آن در زیر آمده است:

- در بسیاری از روش‌های بازرسی غیرمخرب، نیاز است که سازه از سرویس خارج شود و به صورت موضعی قطعاتی از آن دمونتاژ شود تا دسترسی به ناحیه بحرانی مورد نظر برای بازرسی فراهم آید، که فرایندی گران و هزینه‌بر است.
- هر فرایند دمونتاژ و مونتاژ کردن خود ممکن است باعث بروز عیوبی ناخواسته در سازه شود.
- بازرسی تعداد زیاد نواحی بحرانی، بسیار انرژی‌بر است و نیروی انسانی زیادی نیاز دارد. به عنوان مثال، پوسته پایینی بال برخی هواپیماهای مسافربری بزرگ در حدود ۲۲۰۰۰ سوراخ اتصالات دارد که نیاز است بازرسی شوند. فرایندی به این وسعت، در معرض خطای انسانی به علت خستگی و از دست رفتن تمرکز است. پنهان ماندن حتی یک سوراخ با اندازه ترک قابل توجه از دید بازرسی ممکن است باعث وقوع خرابی‌های فاجعه‌باری شود [۲].

^۱ Non-Destructive Inspection

• فواصل بازرسی باید به گونه ای انتخاب شود که یک ترک تشخیص داده نشده تا بازرسی بعدی تا مقدار بحرانی خود رشد نکند. برای پیش‌بینی رشد ترک تا زمان بازرسی بعدی از مدل‌هایی استفاده می‌شود که بر اساس پروفیل بارگذاری تخمینی تا بازرسی بعدی می‌باشد. به علت عدم قطعیت‌های مرتبط با این مدل‌ها، فواصل بازرسی بسیار محافظه‌کارانه در نظر گرفته می‌شود. همین امر هزینه‌های مرتبط با بازرسی را افزایش می‌دهد.

تمامی معایبی که در بالا ذکر شد باعث شده است تا توجه محققان در چند سال اخیر به پایش سلامت سازه (SHM)² جلب شود. پایش سلامت سازه یک دانش و فناوری جدید است که هدف آن پایش مستمر یکپارچگی سازه با استفاده از تکنولوژی‌های تست غیرمخرب می‌باشد [3]. با نصب سیستم پایش سلامت بر یک سازه فرسوده می‌توان باعث افزایش قابلیت اطمینان از طریق جایگزینی نگهداشت زمان محور (TBM)³ با نگهداشت شرایط محور (CBM)⁴ بر اساس بازخورد سیستم پایش سلامت شد. SHM همچنین می‌تواند از طریق حذف نگهداشت غیرضروری و بازرسی غیربرنامه‌ریزی شده باعث صرفه‌جویی زمانی و هزینه شود.

پایش سلامت سازه می‌تواند نقش مهمی در تشخیص و پیش‌بینی ایفا کند. زمانی که از SHM در کنار بازرسی‌های متداول غیرمخرب استفاده می‌شود، داده‌های جمع‌آوری شده توسط SHM در میان فواصل زمانی بازرسی NDT⁵، اطلاعاتی تکمیلی جهت تشخیص و پیش‌بینی محسوب می‌شود و برخی از نواقص بازرسی‌های متداول را که به آن اشاره شد برطرف می‌کند. در نتیجه یک سیستم پایش سلامت با داده‌برداری مستمر و یک بازرسی دوره‌ای مکمل یکدیگر هستند. برای نمونه، زمانی که یک ترک از دید بازرسی‌های دوره‌ای پنهان می‌ماند، قبل از رسیدن به مقدار بحرانی خود تا زمان بازرسی بعدی، می‌تواند توسط سیستم پایش سلامت آشکار شود و با اعلام خطر، سازه از سرویس خارج شده تا بازرسی دقیق‌تر در آن موضع بخصوص انجام شود.

۱-۱- انگیزه پژوهش

مدل‌های تجربی که برای پیش‌بینی رشد خرابی مانند ترک استفاده می‌شوند دارای عدم قطعیت‌های مختلفی است. این مدل‌ها معمولاً بر اساس تئوری‌های ایده‌آل‌سازی شده و فرض‌های ساده کننده بسیاری است که بعضاً در سازه‌هایی با فیزیک و مکانیزم خرابی پیچیده جواب نمی‌دهد. برای مثال، اگر اثر یک مکانیزم خرابی مانند خوردگی بر روی رشد ترک مدل‌سازی نشده باشد، پیش‌بینی رشد ترک در قطعه‌ای که در معرض خوردگی قرار دارد، با مشکل مواجه می‌شود.

یکی دیگر از منابع عدم قطعیت کمبود داده‌های تست مرتبط موردنیاز برای تخمین پارامترهای مدل‌های تجربی است. استفاده از داده‌های اندک در فرایند تخمین پارامتر منجر به باند‌های عدم قطعیت وسیع در پارامترهایی می‌شود که توسط مدل پیش‌بینی می‌شوند.

اطلاعات و بازخورد بدست آمده از سیستم SHM می‌تواند جهت بروزرسانی پارامترهای مدل رفتار سازه به صورت مستمر استفاده شود. برای مثال، اگر خوردگی بر رفتار سازه و متعاقباً رشد ترک در آن تاثیر بگذارد و این تغییر رفتار در مدل پیش‌بینی نشده باشد، پارامترهای رشد ترک را می‌توان با استفاده از اطلاعات سیستم SHM بروزرسانی کرد. به گونه‌ای که نرخ رشد ترک در اثر خستگی افزایش یابد. سیستم SHM همچنین از طریق افزایش دقت داده‌های ورودی مدل، دقت پیش‌بینی را ارتقا می‌دهد. مدل‌های تجربی رشد ترک حساسیت بالایی به اندازه ترک اولیه در هر مرحله دارند. اگر وضعیت فعلی ترک در سازه با اطلاعات SHM بروزرسانی شود، اطلاعات ورودی به مدل پیش‌بینی رشد نیز دقیق‌تر می‌شود و به تبع آن پیش‌بینی اندازه ترک در آینده با توجه به پروفیل بارگذاری آینده آن دقیق‌تر می‌شود.

از طرفی دیگر، در بسیاری از موارد، مدل اندازه‌گیری سیستم‌های پایش سلامت سازه خود نیاز به بروزرسانی دارد. اکثر سیستم‌های SHM موجود از پارامترهای رفتاری سازه مانند، ارتعاشات، برای اندازه‌گیری و وجود خرابی در سازه استفاده می‌کنند. از این رو معمولاً هر سیستم پایش سلامت برای یک سازه خاص طراحی و کالیبره می‌شود. با تغییر در رفتار و مشخصات سازه (تغییر شرایط مرزی، تغییر بارگذاری، تغییر هندسی) ممکن است سیستم SHM از کالیبراسیون خارج شود. در نتیجه، بروزرسانی مدل اندازه‌گیری در برخی موارد و کاربردها ضروری است.

یکی از روش‌های پیشرو در بروزرسانی مدل‌های احتمالاتی⁶، رویکرد بیژین است. اساس رویکرد بیژین، قانون بیژ و هدف آن بروزرسانی مدل‌های احتمالاتی با مشاهدات جدید است. به علت توانایی رویکرد بیژین در کاهش عدم قطعیت مدل‌های مرتبط با رشد خرابی و افزایش کارایی سیستم‌های بازرسی، استفاده از آن در سال‌های اخیر در تحقیقات مرتبط با پیش‌بینی رشد خرابی، طراحی برنامه نگهداشت و پایش سلامت سازه، افزایش یافته است. با توجه به سطح کنونی تکنولوژی‌های SHM، به نظر می‌رسد که توسعه آن بدون در نظر گرفتن ماهیت احتمالاتی اش ابتر خواهد ماند.

۱-۲- پیشینه پژوهش

² Structural Health Monitoring

³ Time-Based Maintenance

⁴ Condition-Based Maintenance

⁵ Non-Destructive Test

⁶ Probabilistic

موضوع عدم قطعیت در مدل‌های سازه‌ای و بخصوص رشد خرابی در آن‌ها در چند دهه گذشته مورد توجه محققان قرار گرفته است. سانکارارامان و همکارانش [۴] عدم قطعیت سازه را به دو نوع عدم قطعیت مدل (به علت استفاده از مدل ناکامل) و عدم قطعیت داده (به علت استفاده از داده‌های غیر دقیق و ناکافی) تقسیم کردند. مک فارلند [۵] لوکاس و همکارانش [۶] و روی [۷] نیز یک چارچوب کاری برای در نظر گرفتن تأثیر چند منبع عدم قطعیت ارائه داده‌اند. مطالعاتی نیز بر روی عدم قطعیت ورودی‌های مدل سازه‌ای و گسترش آن به خروجی مدل نیز توسط بران [۸]، نجم [۹]، ریگان و همکارانش [۱۰] انجام شده‌است. همچنین کندی و اوهاگان [۱۱] بر روی کالیبره کردن مدل و تخمین پارامترهای آن از طریق رویکرد بیژین تحقیق کرده‌اند.

ویرکلر و هیلبری [۱۲] از اولین کسانی بودند بر موضوع ماهیت احتمالاتی رشد ترک در سازه تحقیق کرده‌اند. در این تحقیق ۶۸ قطعه آلومینومی کاملاً مشابه با ترک مرکزی را تحت خستگی قرار داده و از رشد ترک آن داده‌برداری کردند. آن‌ها مشاهده کردند که رشد ترک رفتار بسیار متفاوتی را در سازه‌های کاملاً یکسان از خود نشان می‌دهد و برای پارامترهای رشد توزیع‌های آماری بدست آوردند. کوتولسکی [۱۳] بار دیگر داده‌های تست ویرکلر را مورد مطالعه قرار داد و پارامترهای توزیع نرمال و همبستگی میان پارامترها را بدست آورد. سانکارارامان و ماهادوان [۱۴] بر روی کمی‌سازی عدم قطعیت پیش‌بینی آسیب خستگی مطالعه کرده‌اند و اعتبار سنجی مدل را در رابطه با رشد ترک از طریق رویکرد بیژین انجام داده‌اند [۱۵]. بوریس و همکارانش [۱۶] رشد ترک در یک کامپکت تست را به صورت احتمالاتی بررسی کردند و پارامترهای رشد ترک و طول آن را با استفاده از رویکرد بیژین بروزرسانی کرده‌اند.

وانیک [۱۷] از اولین کسانی بود که بحث ترکیب فرایند پیش سلامت سازه با رویکرد بیژین را مطرح کرد. وانیک پیش سلامت را با استفاده از تست آنالیز مودال شبیه‌سازی نمود و سفتی سازه را مورد بررسی قرار داد و میزان آن را با استفاده از رویکرد بیژین بروزرسانی کرد. گوباتو و همکارانش [۱۸] یک چارچوب کاری احتمالاتی مبتنی بر بیژین را برای یک سازه تحت بازرسی دوره‌ای ارائه داده‌اند. همچنین این چارچوب را برای پیش‌بینی آسیب در اتصالات کامپوزیتی بال یک پهپاد که تحت سیستم پیش قرار دارد، استفاده کرده‌اند [۱۹]. همچنین پاتا‌پهیرامان و همکارانش [۲۰] تأثیر کاهش عدم قطعیت اندازه‌گیری پیش سلامت سازه را بر روی ایمنی و هزینه چرخه زندگی هواپیما بررسی کرده‌اند.

۲- رویکرد بیژین

عبارت بیژین از نام ریاضیدان معروف قرن هجدهم تواماس بیژ [۲۱]^۷ اقتباس شده است. زیرا نشان داد که چگونه باور را می‌توان با شواهد جدید بروزرسانی کرد، چیزی که امروزه با قانون بیژ شناخته می‌شود [۲۲]. پس از آن پیرسیمون لاپلاس^۸ اولین بار رویکرد بیژین را توسعه داد و عبارت احتمال بیژین را معرفی کرد [۲۳]. علت این نام‌گذاری قانون بیژ است که در زیر آمده است:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (1)$$

که منظور از $P(A|B)$ ، احتمال رخ دادن A به شرط رخ دادن B است. مفهوم تئوری بیژ را می‌توان از مسائل گسسته به پیوسته نیز تعمیم داد. با فرض اینکه نیاز است که مجموعه‌ای از پارامترها (θ) استنباط شود، تمامی دانش کنونی که از این پارامترها وجود دارد را با $f'(\theta)$ نمایش می‌دهند، که به آن توزیع پیشین گفته می‌شود. انتخاب نوع توزیع پیشین منعکس کننده دانش ادراکی مرتبط با عدم قطعیت پارامتر مورد نظر قبل از مشاهده رویداد جدید است. در واقع فرض بر این است که این توزیع توانایی توضیح داده‌ها را با درجاتی از عدم قطعیت دارا است. اندازه‌گیری داده‌های مشاهده شده (D) بر روی مقداری که مرتبط با (θ) است انجام شده‌است. این اطلاعات را می‌توان برای بروزرسانی توزیع θ جهت دستیابی به توزیع پسین ($f''(\theta)$) به صورت زیر بکار برد:

$$f''(\theta) = \frac{L(\theta) f'(\theta)}{\int L(\theta) f'(\theta) d\theta} \quad (2)$$

در رابطه بالا، $L(\theta)$ تابع درست‌نمایی θ است که متناسب با احتمال $P(D|\theta)$ می‌باشد که برابر احتمال مشاهده داده‌های D به شرط θ است.

در برخی موارد رابطه انتگرالی (۲) را می‌توان به صورت صریح بدست آورد که این روابط برای بسیاری از توزیع‌های پرکاربرد پیشتر توسط محققان [۲۴] استخراج شده است. با فرض اینکه توزیع پیشین از نوع نرمال و میانگین توزیع به صورت $\mathcal{N}(\mu_0, \sigma_0^2)$ باشد آنگاه با مشاهده فضای نمونه‌ای $D = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ با میانگین \bar{x} و واریانس σ^2 ، توزیع پسین میانگین برابر $\mathcal{N}(\mu_n, \sigma_n^2)$ می‌شود که پارامترهای آن از روابط زیر بدست می‌آید.

$$\sigma_n^2 = \frac{\sigma_0^2 \sigma^2/n}{\sigma_0^2 + \sigma^2/n} \quad (3)$$

$$\mu_n = \frac{\sigma^2/n}{\sigma_0^2 + \sigma^2/n} \mu_0 + \frac{\sigma_0^2}{\sigma_0^2 + \sigma^2/n} \bar{x} \quad (4)$$

⁷ Thomas Bayes

⁸ Pierre-Simon Laplace

۲-۱- استفاده از رویکرد بیژین در کالیبره کردن مدل

یکی از حوزه‌هایی که رویکرد بیژین می‌تواند عملکرد سیستم پایش سلامت را ارتقا دهد، کالیبره کردن مدل‌های مورد استفاده سیستم است. مدل می‌تواند مدل رفتار ارتعاشاتی سازه، مدل رشد و گسترش خرابی در سازه، مدل اندازه‌گیری سیستم پایش و هر مدل دیگری که جهت بررسی وضعیت فعلی و آینده سازه به آن نیاز است، باشد. هدف اصلی از کالیبره کردن مدل شناسایی دقیق‌تر مدل رفتاری سازه و پارامترهای فیزیکی مرتبط با آن مانند سفتی و مدول الاستیسیته است. این پارامترها در خیلی از مواد از همان ابتدا با عدم قطعیت همراه هستند و در برخی موارد نیز در طول عمر سازه تغییر می‌کنند. تغییرات در پارامترهای شناسایی شده را نیز می‌توان در بررسی وضعیت سازه مورد استفاده قرار داد.

علاوه بر پارامترهای فیزیکی نیاز است که بر حسب نیاز پارامترهای رشد خرابی در سازه مانند پارامترهای مدل رشد ترک اعم از مدل‌های تئوری و تجربی کالیبره شوند. به عنوان مثال، پارامترهای مدل رشد ترک که برای مواد مختلف در مراجع گوناگون وجود دارد دارای عدم قطعیت بالا و واریانس زیاد است. در صورتی که نیاز باشد رفتار رشد ترک و پیش‌بینی عمر آن با دقت بالایی مدل شود، این پارامترها باید در طول عمر سازه کالیبره شوند تا هرچه بیشتر به مقدار واقعی آن نزدیک شد.

مدل دیگری که نیاز است در طول زمان کالیبره شود، مدل اندازه‌گیری سیستم پایش سلامت است. این مدل از همان ابتدا ممکن است دارای خطا و عدم قطعیت باشد. همچنین عوامل مختلفی مانند تغییر شرایط محیطی، زوال طبیعی سیستم پایش و یا آسیب رسیدن به آن در طول عمر کاری ممکن است باعث بروز خطا در سیستم اندازه‌گیری شود. در نتیجه بسیار ضروری است که مدل‌های مرتبط با این سیستم را در طول عمر کاری آن کالیبره نگه داشت.

مسئله اصلی در کالیبره کردن مدل، مشاهده رفتار آن مدل و مقایسه آن با داده‌های مشاهده شده است. این اختلاف منشأً برورسانی مدل با داده‌های جدید است و برای این برورسانی می‌توان از رویکرد بیژین استفاده نمود. به طور کلی، کالیبره کردن مدل را می‌توان از طریق تخمین پارامتر بیژین انجام داد. در سال‌های اخیر استفاده از روش بیژین در توسعه مدل‌های تجربی و کالیبره کردن آنها افزایش یافته است ([۱۴] - [۱۶]).

۳- مدل‌سازی احتمالاتی بازرسی

۳-۱- احتمال تشخیص

توانایی تجهیزات بازرسی در تشخیص وجود عیوب را می‌توان توسط نمودار احتمال تشخیص^۹ (POD) که به صورت تابعی از اندازه عیوب بیان می‌شود. نمودار POD برای یک روش مشخص NDT را می‌توان از طریق محاسبه نسبت تعداد عیوب کشف شده به تمامی عیوب در سایزهای مختلف بدست آورد. به طور کلی، نمودار POD با افزایش اندازه عیب افزایش می‌یابد تا به یک مقدار حدی بیشینه که توسط فاکتورهای دیگر (مانند فاکتور خطای انسانی) کنترل می‌شود، برسد. به دلایل مختلفی، حتی تشخیص عیوب بزرگ نیز با عدم قطعیت همراه است. در نتیجه POD عیوب بسیار بزرگ نیز لزوماً برابر یک نخواهد بود. جهت مدل‌سازی POD با احتمال بیشینه کمتر از یک می‌توان از مدل زیر که توسط آقای استات^{۱۰} در سال ۱۹۹۳ [۲۵] ارائه شد استفاده نمود:

$$POD(a) = (1 - p)[1 - \exp(-ca)] \quad (۵)$$

که در آن C پارامتری تجربی بدست آمده از داده‌های تست و a سایز عیب است. این رابطه در سایزهای بزرگ عیوب برابر $1 - p$ است که معمولاً مقدار p در حدود ۰,۰۱ تا ۰,۰۵ تعریف می‌شود.

۳-۲- دقت اندازه‌گیری تجهیزات بازرسی

دقت اندازه‌گیری، میزان اختلاف بین بزرگی واقعی عیب و بزرگی تخمین زده شده توسط تجهیزات بازرسی را بیان می‌کند. خطاهای اندازه‌گیری هم می‌تواند سیستمی (مثلاً همواره مقدار مشخصی بزرگتر و یا کوچکتر از اندازه واقعی) و هم رندوم باشد. اما در عمل ترکیبی از هر دو خطای سیستمی و رندوم رخ می‌دهد. جهت مدل‌سازی دقت تجهیزات بازرسی، مقدار بزرگی عیب اندازه‌گیری شده A_m بر اساس یک اندازه واقعی عیب A را می‌توان از رابطه زیر ([۲۶]) استفاده کرد:

$$A_m = \beta_0 + \beta_1 A + \varepsilon \quad (۶)$$

^۹ Probability Of Detection

^{۱۰} Staat

که در آن، ε معمولاً به صورت یک توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_ε که برای روش‌های مختلف تست غیر مخرب و پایش سلامت متفاوت است، در نظر گرفته می‌شود. همچنین فرض می‌شود که مقدار واریانس برای مقادیر مختلف بزرگی عیب، مقدار ثابتی است. مقادیر $\beta_0 = 0$ ، $\beta_1 = 1$ و $\sigma_\varepsilon = 0$ یک سیستم NDT یا SHM ایده‌آل را نمایش می‌دهند که در آن مقدار اندازه‌گیری شده عیب دقیقاً برابر مقدار واقعی آن است.

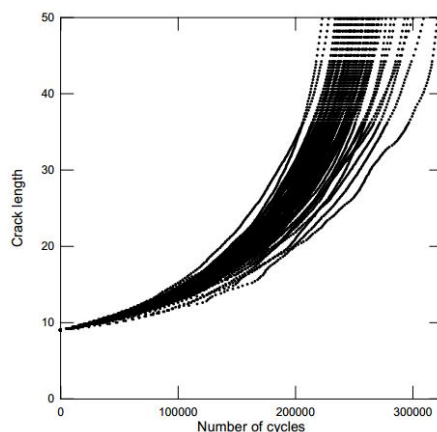
۴- مطالعه موردی: پایش رشد ترک در یک قطعه آلومینیومی

مسئله‌ای که در این بخش به آن پرداخته می‌شود، بررسی باز خورد بازرسی تست غیرمخرب، پایش سلامت سازه و رویکرد بیژین بر پیش‌بینی رشد ترک یک سازه آلومینیومی دارای ترک مرکزی است. جهت شبیه‌سازی رشد ترک از داده‌های موجود در مقالات استفاده شده است زیرا که آزمایشات رشد ترک خستگی با الگوی اتفاقی کار بسیار پیچیده‌ای است و نیازمند ابزار اندازه‌گیری دقیق، آماده‌سازی سخت‌گیرانه نمونه‌های آزمایش، بارگذاری و شرایط محیطی کنترل شده و تعداد آزمایشات زیاد است. از این رو، وجود چنین اطلاعاتی در پژوهش‌های پیشین به ندرت یافت می‌شود که نمونه آن [۲۷] و [۲۸] می‌باشد.

در این مطالعه از داده‌های موجود تست خستگی که توسط آقای ویرکلر در سال ۱۹۷۹ بدست آمده، استفاده شده است [۲۸]. این داده‌ها شامل ۶۸ مسیر رشد ترک آزمایش مشابه است که هر کدام دارای ۱۶۴ نقطه اندازه‌گیری شده (اندازه طول ترک) می‌باشد. نتایج این مسیرها در شکل ۱ نشان داده شده است. این آزمایش بر ۶۸ قطعه کاملاً مشابه از جنس آلومینیوم ۲۰۲۴ و به طول ۵۵۸،۸ میلی‌متر، عرض ۱۵۲،۴ میلی‌متر و ضخامت ۲،۵۴ میلی‌متر انجام شده است. هر قطعه دارای یک ترک مرکزی اولیه به طول ۱۸ میلی‌متر است که تحت بارگذاری سینوسی از $9 < a < 49.8$ میلی‌متر داده‌برداری شده است. اطلاعات کامل آزمایش در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱ مشخصات تست خستگی انجام شده توسط ویرکلر [۲۸]

پارامتر	مقدار
طول قطعه نمونه (l)	۵۵۸،۸ میلی‌متر
عرض قطعه نمونه (w)	۱۵۲،۴ میلی‌متر
ضخامت قطعه نمونه (t)	۲،۵۴ میلی‌متر
طول ترک اولیه ($2a_0$)	۱۸ میلی‌متر
محدوده تنش ($\Delta\sigma$)	۴۸،۲۸ مگاپاسکال
نسبت تنش (R)	۰،۲
فرکانس بارگذاری (f)	۲۰ هرتز



شکل ۱ نمودار ۶۸ مسیر رشد ترک در تست ویرکلر [۲۸]

۴-۱- مدل‌سازی احتمالاتی رشد ترک

فرایند رشد ترک خستگی متأثر از منابع متعدد عدم قطعیت مانند بارگذاری، خواص مواد، هندسه و شرایط محیطی قرار دارد. در نتیجه بهتر است که به آن با رویکرد احتمالاتی نگریست تا بتوان عوامل مختلف عدم قطعیت را لحاظ کرد. نتیجه این رویکرد بیان کردن اندازه ترک و عمر باقی مانده سازه و قابلیت اطمینان آن به صورت توزیع احتمالی است. مکانیک شکست احتمالاتی یکی از مباحث مورد علاقه محققان در سه دهه اخیر بوده است.

جهت مدل‌سازی رشد ترک خستگی مدل‌های بسیاری تاکنون توسط محققان ارائه شده است. آقای پاریس از اولین کسانی بود که به رابطه میان شدت تنش و نرخ رشد ترک اشاره کرد و رابطه پاریس را در سال ۱۹۶۳ ارائه داد [۲۹]. رابطه پاریس رفتار رشد ترک را در ناحیه B مدل‌سازی می‌کند. آقای کوتولسکی [۳۰] نشان داد که داده‌های تست ویرکلر به خوبی در رابطه پاریس صدق می‌کند. این رابطه عبارتست از:

$$\frac{da}{dN} = C(\Delta K)^m \quad (7)$$

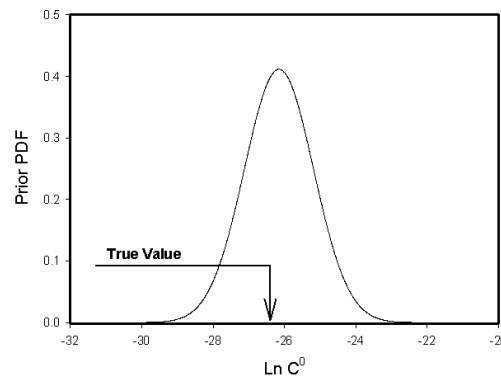
که در آن $\frac{da}{dN}$ نرخ رشد ترک بر حسب $mm/cycle$ و C و m ثابت‌های مواد بدست آمده از برازش منحنی و ΔK فاکتور شدت تنش است که از رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

$$\Delta K = \sqrt{\pi a} \Delta \sigma F(a/w) \quad (8)$$

که در آن، $F(a/w)$ فاکتور هندسی است که تابعی از a/w می‌باشد. آقای فدرسون [۳۱] در سال ۱۹۶۶ رابطه فاکتور هندسی را به صورت زیر پیشنهاد داد:

$$F(a/w) = \frac{1}{\sqrt{\cos\left(\pi \frac{a}{w}\right)}}, \quad \frac{a}{w} \leq 0.85 \quad (9)$$

جهت مدل‌سازی رشد ترک در این مسئله نیز از رابطه پاریس استفاده شده است. بر اساس مطالعات آقای کوتولسکی که بر روی ۶۸ مسیر رشد ترک انجام شد مشخص شد که لوگارتیم پارامتر C در رابطه پاریس دارای یک توزیع نرمال با میانگین $-26,155$ و انحراف معیار $0,969$ می‌باشد. این مقادیر دانش اولیه و مبنای توزیع پیشین $\ln C \sim N(-26.155, 0.969^2)$ جهت مدل‌سازی رشد ترک در این مسئله است. این توزیع در شکل ۲ نمایش داده شده است. در این مسئله مقدار انتخاب شده برای رشد ترک واقعی آزمایش جدید برابر $-26,395$ فرض شده است.



شکل ۲ توزیع پیشین چگالی احتمال پارامتر $\ln C$

۴-۲- مدل‌سازی بازرسی غیرمخرب و پایش سلامت

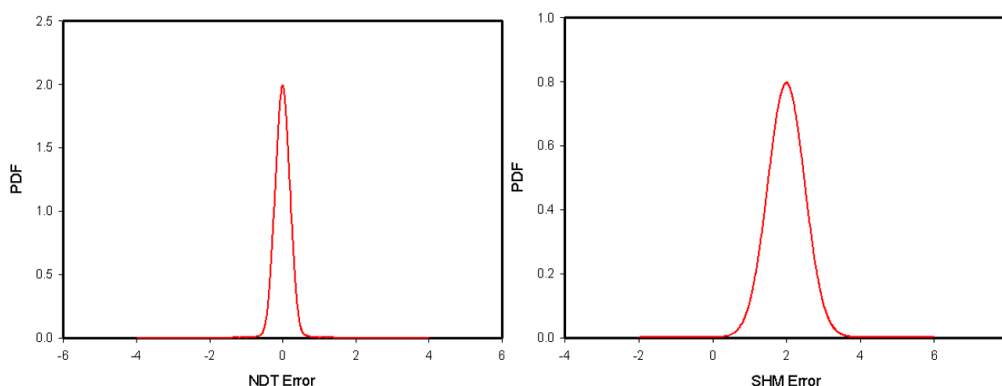
در مدل‌سازی هر دو تجهیزات بازرسی تست غیرمخرب و پایش سلامت سازه از مدل معرفی شده در بخش ۳ استفاده شده است. در این مسئله مورد بررسی با توجه به این دانش که یک ترک اولیه در قطعه وجود دارد احتمال وجود ترک برابر یک خواهد بود. در نتیجه پارامتر POD در این مسئله کاربرد نخواهد داشت. تنها پارامتر عملکردی بازرسی دقت اندازه‌گیری بزرگی عیب است که پارامترهای مدل آن برای هر کدام از تجهیزات بازرسی غیرمخرب و پایش سلامت در جدول آمده است. همچنین فواصل زمانی انجام بازرسی و داده‌برداری پایش سلامت به ترتیب برابر 100000 سیکل و 2000 سیکل در نظر گرفته شده است.

جدول ۲ پارامترهای مدل‌سازی احتمالاتی بازرسی غیرمخرب و پایش سلامت

پارامتر	β_0	β_1	σ_ϵ
تجهیزات تست غیرمخرب	۰	۱	۰,۲
سیستم پایش سلامت سازه	۲	۱	۰,۵

با توجه به $\beta_1 = 1$ ، می‌توان مدل‌سازی مقدار بازرسی را به صورت رابطه (۱۰) انجام داد. در این رابطه، a_{EST} مقدار طول تخمین زده شده ترک توسط تجهیزات تست غیرمخرب و یا سیستم پایش سلامت سازه، a_T مقدار طول ترک واقعی و ϵ خطای اندازه‌گیری با توزیع نرمال با مشخصات $\epsilon \sim N(\beta_0, \sigma_\epsilon^2)$ می‌باشد. این توزیع برای تجهیزات تست غیرمخرب و سیستم پایش سلامت سازه در شکل ۳ آمده است.

$$a_{EST} = a_T + \epsilon \quad (10)$$



شکل ۳ توزیع پیشین چگالی احتمال پارامتر خطای سیستم بازرسی غیرمخرب (تصویر سمت چپ) و پایش سلامت (تصویر سمت راست)

۳-۴- بروزسانی مدل با استفاده از رویکرد بیژین

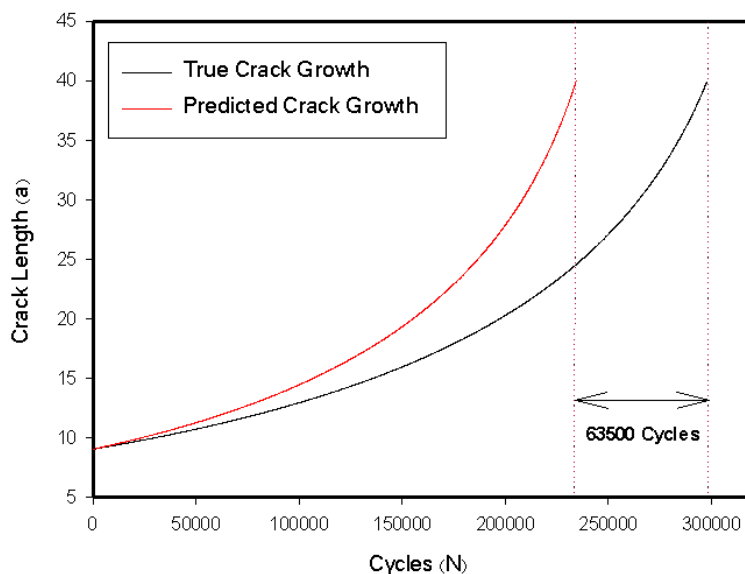
پس از هر بازرسی اعم از تست غیر مخرب و داده‌برداری سیستم پایش سلامت، عملیات بروزسانی با توجه به اطلاعات بدست آمده انجام می‌پذیرد. به طور کلی در این مسئله دو بروزسانی از نوع کالیبره کردن پارامترهای مدل از طریق رابطه (۳) و (۴) صورت می‌گیرد. ابتدا پس از هر بازرسی با توجه به اختلاف میان طول ترک تخمین زده شده مدل پیشین و طول ترک بدست آمده از بازرسی مقدار $\ln C$ واقعی به صورت تکرار شونده و سعی و خطا بدست می‌آید. سپس توزیع پیشین بر اساس $\ln C$ تخمینی، بروزسانی می‌شود. همچنین پس از هر بازرسی تست غیر مخرب، پارامترهای اندازه‌گیری سیستم پایش سلامت بروز می‌شود و در واقع کالیبره خواهد شد.

۴-۴- تحلیل نتایج

در این بخش مدل رشد ترک در ۷ شرایط مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل‌سازی رشد ترک، بازرسی و بروزسانی بیژین در نرم‌افزار RStadio که یک رابط گرافیکی برای زبان برنامه‌نویسی R می‌باشد، انجام شده است. R یک زبان برنامه‌نویسی شی‌گرا می‌باشد که بسیار شبیه S-plus (بنسبه نرم‌افزاری مشهور آماری) است و برای محاسبات آماری طراحی شده است. کدهای مربوط به یکی از تحلیل‌ها به عنوان نمونه در قسمت پیوست آورده شده که در نرم‌افزار RStadio به راحتی قابل اجرا می‌باشد. در تمامی تحلیل‌ها، رشد ترک تا طول ۴۰ میلیمتر انجام شده است و انتگرال‌گیری طول ترک با فواصل ۱۰۰ سیکل انجام گرفته است.

۴-۴-۱- پیش‌بینی رشد ترک بدون بازرسی دوره‌ای، سیستم پایش سلامت و بروزسانی

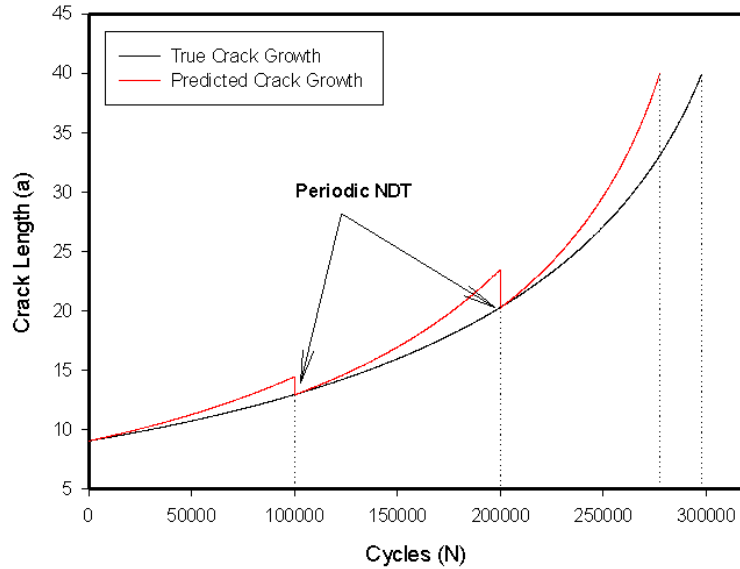
در این تحلیل پیش‌بینی رشد ترک بدون در نظر گرفتن هیچ‌گونه تجهیزات بازرسی انجام شده است. بدیهی است بدون اطلاع یافتن از شرایط ترک در میانه عمر آن، پیش‌بینی بر اساس همان دانش پیشین انجام خواهد شد. شکل ۴ مسیر پیش‌بینی شده رشد ترک را در این شرایط نشان می‌دهد. همانطور که مشهود است عمر پیش‌بینی شده در حدود ۶۳۵۰۰ سیکل کمتر از عمر واقعی ترک می‌باشد. همین امر باعث می‌شود که ۲۱,۳ درصد کمتر از ظرفیت واقعی یک قطعه از آن بهره‌برداری شود.



شکل ۴ مسیر رشد ترک واقعی و مسیر پیش‌بینی شده بدون بازرسی دوره‌ای، سیستم پایش سلامت و بروزسانی

۴-۲- پیش‌بینی رشد ترک همراه با بازرسی دوره‌ای غیرمخرب - بدون بروزرسانی و سیستم پایش سلامت

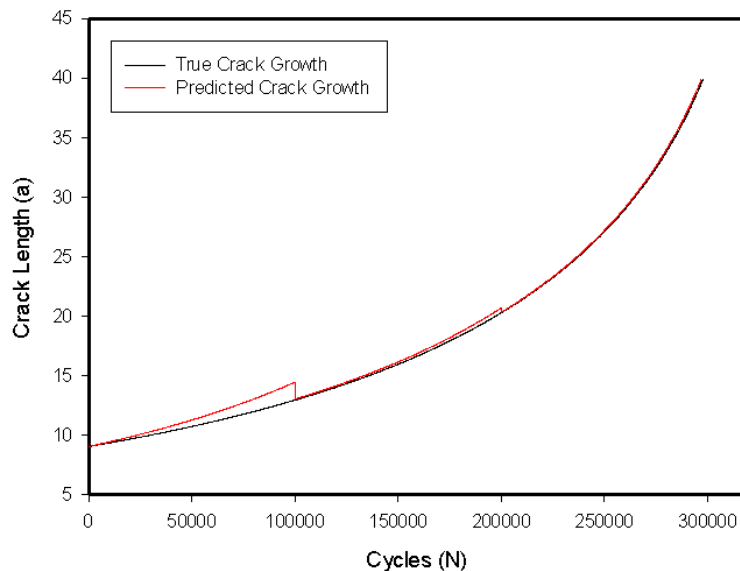
در این تحلیل بازرسی دوره‌ای در هر ۱۰۰۰۰۰ سیکل بارگذاری انجام می‌شود. پس از هر بازرسی مقدار طول ترک پیش‌بینی شده در آن سیکل برابر طول ترک اندازه‌گیری شده توسط تست غیرمخرب می‌شود و پیش‌بینی عمر باقی‌مانده با شروع ترک از طول اندازه‌گیری شده انجام می‌پذیرد. نتایج این تحلیل در شکل ۵ نشان داده شده‌است. همانطور که مشهود است پیش‌بینی در حدود ۲۰۹۰۰ سیکل کمتر از عمر واقعی می‌باشد.



شکل ۵ مسیر رشد ترک واقعی و مسیر پیش‌بینی‌شده با بازرسی دوره‌ای

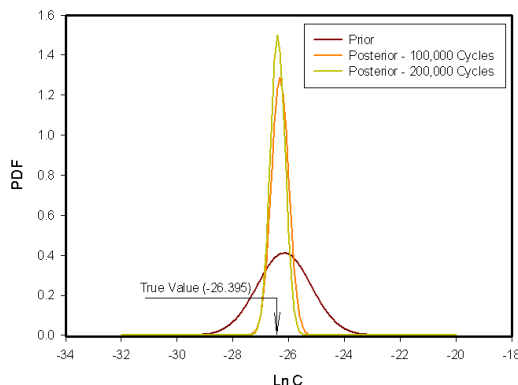
۴-۳- پیش‌بینی رشد ترک همراه با بازرسی دوره‌ای غیرمخرب و بروزرسانی - بدون سیستم پایش سلامت

در این تحلیل پس از سررسید هر دوره بازرسی غیرمخرب، با توجه به طول ترک اندازه‌گیری شده یک $\ln C$ جدید به صورت تکرار شونده بازگشتی تخمین زده می‌شود. سپس توزیع پیشین با داده جدید بروزرسانی می‌گردد تا ادامه پیش‌بینی مسیر رشد ترک با توزیع پسین انجام شود. همچنین مانند حالت قبل، پیش‌بینی رشد با طول ترک اندازه‌گیری شده جدید ادامه می‌یابد. نتایج این تحلیل در شکل آمده است. همانطور که در شکل پیداست پس از سر رسید اول بازرسی، میزان $\ln C$ بروزرسانی شده بسیار به $\ln C$ واقعی نزدیک شده و فاصله ۱۰۰۰۰۰ تا ۲۰۰۰۰۰ تقریباً درست پیش‌بینی شده است (حدود ۳۵۰۰ سیکل اختلاف). این روند در بازرسی دوم نیز تکرار می‌شود و پس از بروزرسانی، مدل پیش‌بینی شده در انتهای عمر حدود ۶۰۰ سیکل کمتر از مقدار واقعی آن می‌باشد.



شکل ۶ مسیر رشد ترک واقعی و مسیر پیش‌بینی‌شده با بازرسی دوره‌ای و بروزرسانی

در شکل ۷ نمودارهای توزیع $\ln C$ نشان داده شده است و همچنین مقادیر میانگین و انحراف معیار توزیع، در جدول ۳ ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود پس از هر بروزرسانی با نتایج تست غیرمخرب علاوه بر آنکه میانگین توزیع به مقدار آن نزدیک‌تر شده است، انحراف معیار توزیع نیز کمتر شده است. کم شدن انحراف معیار نشان‌دهنده کاهش عدم قطعیت مرتبط با پارامتر موردنظر است.



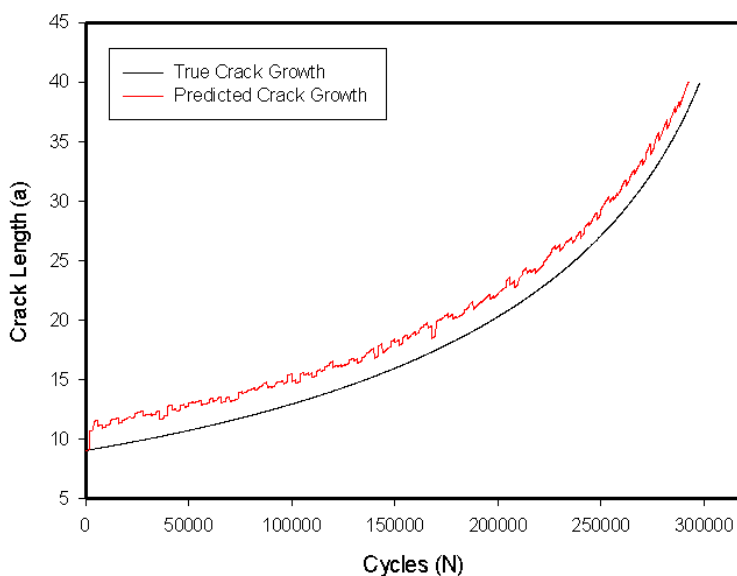
شکل ۷ توزیع پیشین چگالی احتمال پیشین پارامتر $\ln C$ و پسین بعد از بروزرسانی برای حالت بازرسی دوره‌ای و بروزرسانی

جدول ۳ مقادیر پیشین و پسین بروزرسانی شده توزیع پارامتر $\ln C$ برای حالت بازرسی دوره‌ای و بروزرسانی

انحراف معیار	میانگین	توزیع
۰,۹۶۹	-۲۶,۱۵۵	پیشین
۰,۳۱۰	-۲۶,۳۰۸	پسین - ۱۰۰۰۰۰ سیکل
۰,۲۶۶	-۲۶,۳۹۰	پسین - ۲۰۰۰۰۰ سیکل

۴-۴-۴- پیش‌بینی رشد ترک همراه با سیستم پایش سلامت - بدون بازرسی دوره‌ای غیرمخرب و بروزرسانی

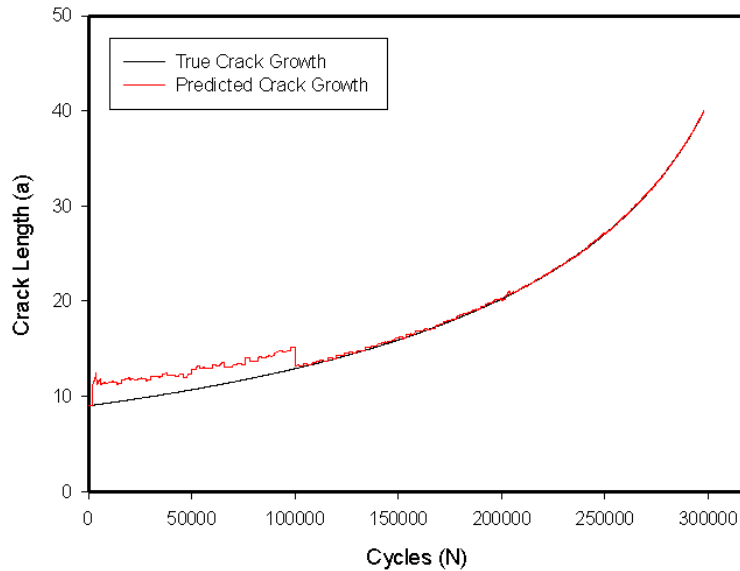
در این تحلیل پیش‌بینی رشد با استفاده از سیستم پایش سلامت و بدون انجام بازرسی غیر مخرب دوره‌ای و بروزرسانی انجام شده است. اندازه‌گیری‌های سیستم پایش سلامت در هر ۲۰۰۰ سیکل انجام شده است. نتایج این تحلیل در شکل ۷ نشان داده شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود اندازه‌گیری سیستم پایش از همان ابتدا با خطا (حدود ۲ میلی‌متر) همراه بود و این خطا تا انتهای پیش‌بینی حفظ شده است. علت پرش‌های موجود در مسیر رشد ترک انحراف معیار زیاد خطای اندازه‌گیری است که در رابطه با سیستم‌های پایش سلامت امری طبیعی است. در صورتی که این خطا در طول مسیر اصلاح نشود، تا انتهای پیش‌بینی ادامه دارد. با توجه به مسیر پیش‌بینی شده می‌توان مشاهده کرد که عمر پیش‌بینی شده در حدود ۶۸۰۰ سیکل از مقدار واقعی آن کمتر است.



شکل ۷ مسیر رشد ترک واقعی و مسیر پیش‌بینی شده با سیستم پایش سلامت و بدون بروزرسانی

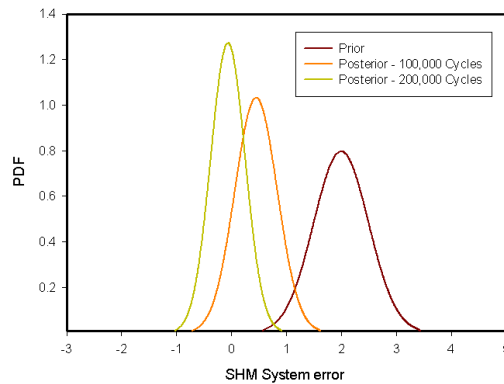
۴-۵- پیش‌بینی رشد ترک همراه با بازرسی دوره‌ای غیرمخرب، سیستم پایش سلامت و بروزرسانی

در این تحلیل دو نوع بروزرسانی بیشین انجام شده است. پس از هر اندازه‌گیری سیستم پایش سلامت که هر ۲۰۰۰ سیکل انجام می‌شود مقدار $ln C$ بروزرسانی شده است. همچنین پس از هر ۱۰۰۰۰۰ سیکل، با استفاده از نتایج تست غیر مخرب، پارامترهای اندازه‌گیری سیستم پایش نیز بروزرسانی شده‌اند. پیش‌بینی رشد ترک در این حالت، در شکل ۸ آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود پس از بازرسی غیرمخرب اول پیش‌بینی رشد و همچنین مقادیر اندازه‌گیری شده سیستم پایش به مقدار آن نزدیک شده است. این روند در بازرسی بعدی نیز اتفاق افتاده و مسیر پیش‌بینی شده با مقدار واقعی آن به خوبی تطابق یافته است. در این شرایط مقدار عمر پیش‌بینی شده تنها حدود ۱۰۰ سیکل از مقدار واقعی آن کمتر است.



شکل ۸ مسیر رشد ترک واقعی و مسیر پیش‌بینی‌شده با بازرسی دوره‌ای و سیستم پایش سلامت و بروزرسانی

توزیع‌های بروزرسانی‌شده خطای سیستم پایش پس از بازرسی غیرمخرب اول و دوم در شکل ۹ نشان داده شده است. مقادیر بروزرسانی شده نیز جدول ۴ آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود هم میانگین به صفر نزدیک شده است و هم انحراف معیار کاهش یافته است. به عبارت دیگر β_0 و σ_ϵ هر دو کاهش یافته‌اند که به معنای افزایش دقت اندازه‌گیری سیستم پایش است.

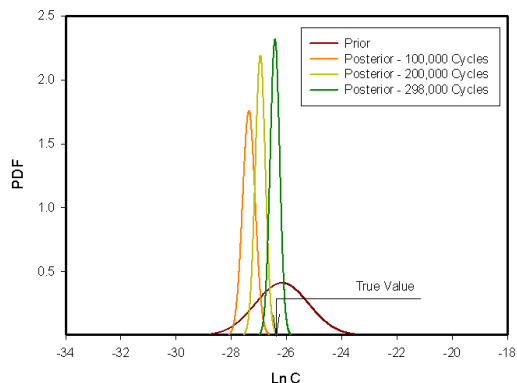


شکل ۹ توزیع پیشین چگالی احتمال خطای سیستم پایش سلامت و پسین بعد از بروزرسانی برای حالت بازرسی دوره‌ای و سیستم پایش سلامت و بروزرسانی

جدول ۴ مقادیر پیشین و پسین بروزرسانی‌شده توزیع خطای سیستم پایش سلامت برای حالت بازرسی دوره‌ای و سیستم پایش سلامت و بروزرسانی

انحراف معیار	میانگین	توزیع
۰٫۹۶۹	۲	پیشین
۰٫۳۸۶	۰٫۴۵۱	پسین - ۱۰۰۰۰۰ سیکل
۰٫۳۱۳	-۰٫۰۶۱	پسین - ۲۰۰۰۰۰ سیکل

شکل ۱۰ توزیع $\ln C$ را پس از هر بار بازرسی و در آخرین اندازه‌گیری سیستم پایش نشان می‌دهد. مقادیر بروزسانی شده نیز در جدول ۵ آمده است. همانطور که ملاحظه می‌شود ابتدا مقدار $\ln C$ از مقدار واقعی آن فاصله گرفته است که این عمر به علت خطای اندازه‌گیری سیستم پایش سلامت می‌باشد. پس از بازرسی غیرمخرب اول که برای اولین بار میزان خطای سیستم پایش بروزسانی می‌شود، این روند اصلاح شده و در بروزسانی‌های بعدی به مقدار واقعی آن نزدیک می‌شود.



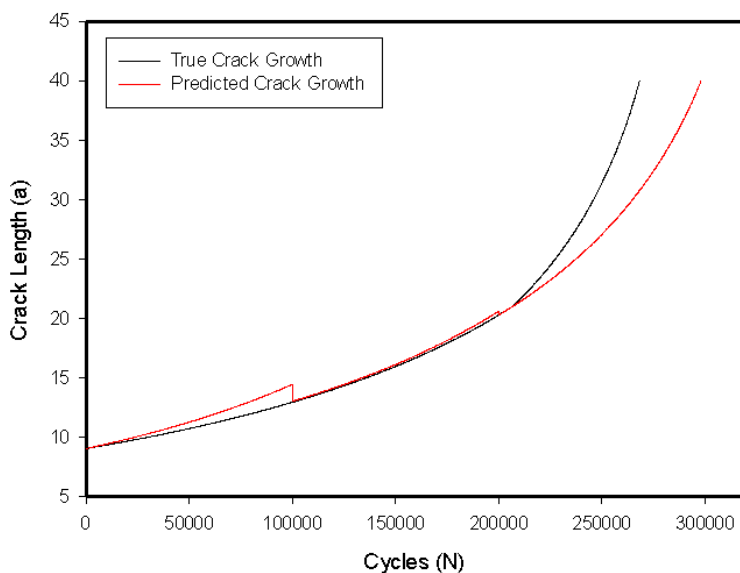
شکل ۱۰ توزیع پیشین چگالی احتمال پارامتر $\ln C$ و پسین بعد از بروزسانی برای حالت بازرسی دوره‌ای و سیستم پایش سلامت و بروزسانی

جدول ۵ مقادیر پیشین و پسین بروزسانی‌شده توزیع پارامتر $\ln C$ برای حالت بازرسی دوره‌ای و سیستم پایش سلامت و بروزسانی

انحراف معیار	میانگین	توزیع
۰,۹۶۹	-۲۶,۱۵۵	پیشین
۰,۳۳۳	-۲۷,۳۹۰	پسین - ۱۰۰۰۰۰ سیکل
۰,۲۷۰	-۲۶,۹۳۶	پسین - ۲۰۰۰۰۰ سیکل
۰,۲۶۳	-۲۶,۴۰۶	پسین - ۲۹۸۰۰۰ سیکل

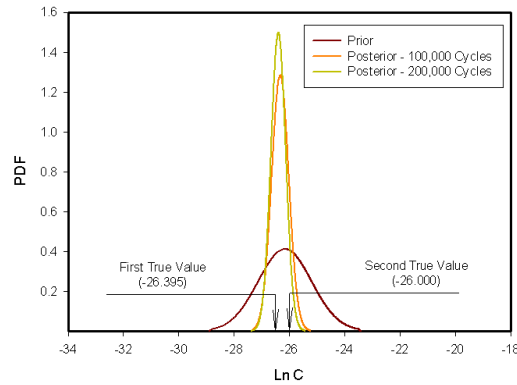
۴-۴-۶- پیش‌بینی رشد ترک متغیر همراه با بازرسی دوره‌ای غیر مخرب و بروزسانی - بدون سیستم پایش سلامت

در این حالت فرض شده است که پارامترهای رشد ترک پس از رسیدن طول ترک به ۲۱ میلیمتر تغییر می‌کند. در نتیجه این تغییر، ترک با سرعت بیشتری رشد را ادامه می‌دهد. تغییر رفتار ترک در سازه دلایل مختلفی می‌تواند داشته باشد. این دلایل می‌تواند ناشی از تغییرات ساختاری سازه به علت فرسودگی و یا اثر متقابل یک ترک همجوار باشد. در تحلیل انجام شده این تغییر رفتار ترک بعد از آخرین بازرسی غیرمخرب و بروزسانی، انجام شده و به این علت توسط بازرسی شناسایی نشده است. مسیر واقعی و مسیر پیش‌بینی شده در شکل ۱۱ نشان داده شده‌است. همان‌طور که مشاهده می‌شود به علت این تغییر رفتار مسیر ترک بعد از ۲۱ میلیمتر به اشتباه پیش‌بینی شده و عمر تخمینی در حدود ۲۶۰۰۰ سیکل از مقدار واقعی بیشتر است.



شکل ۱۱ مسیر رشد ترک واقعی متغیر و مسیر پیش‌بینی‌شده با بازرسی دوره‌ای و بروزسانی

نمودار توزیع بروزسانی شده $\ln C$ و مقادیر آن در شکل ۱۲ و جدول ۶ آمده است. همانطور که ملاحظه می‌شود میانگین توزیع فقط به مقدار واقعی اولیه میل کرده است که این مسئله باعث بروز خطا در پیش‌بینی عمر ترک شده است.



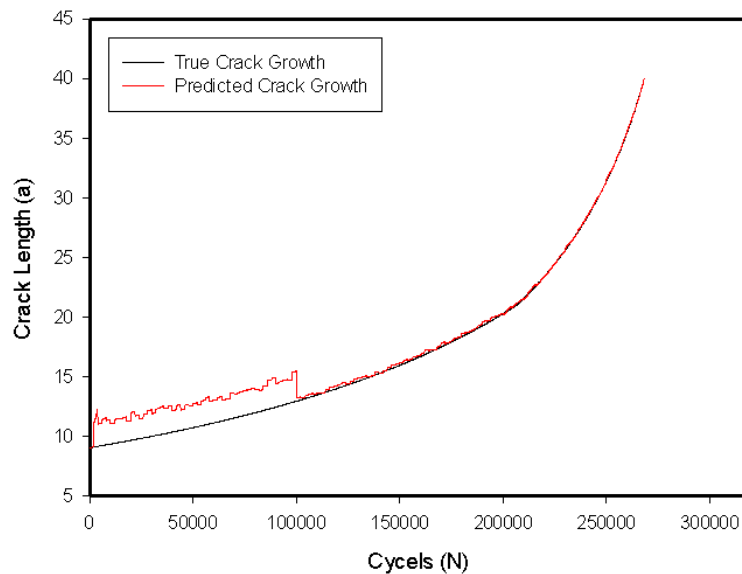
شکل ۱۲ توزیع پیشین چگالی احتمال پارامتر $\ln C$ و پسین بعد از بروزسانی برای حالت ترک متغیر با بازرسی دوره‌ای و بروزسانی

جدول ۶ مقادیر پیشین و پسین بروزسانی شده توزیع پارامتر $\ln C$ برای حالت ترک متغیر با بازرسی دوره‌ای و بروزسانی

توزیع	میانگین	انحراف معیار
پیشین	-۲۶,۱۵۵	۰,۹۶۹
پسین - ۱۰۰۰۰۰ سیکل	-۲۶,۳۱۵	۰,۳۱۰
پسین - ۲۰۰۰۰۰ سیکل	-۲۶,۳۹۹	۰,۲۶۶

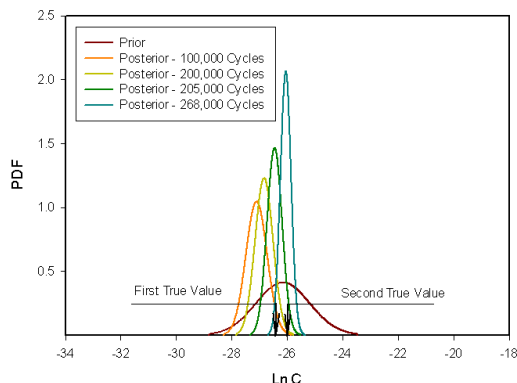
۴-۴-۷- پیش‌بینی رشد ترک متغیر همراه با بازرسی دوره‌ای غیرمخرب، سیستم پایش سلامت و بروزسانی

در این تحلیل، همانند تحلیل قبلی، بعد از طول ترک ۲۱ میلیمتر رفتار رشد ترک تغییر کرده است. همانطور که در شکل ۱۳ ملاحظه می‌شود، سیستم پایش سلامت به‌خوبی این تغییر رفتار را تشخیص داده و مسیر واقعی را پیش‌بینی می‌کند. نحوه بازرسی، اندازه‌گیری پایش و بروزسانی در این حالت کاملاً مشابه بخش ۴-۴-۵ است.



شکل ۱۳ مسیر رشد ترک واقعی متغیر و مسیر پیش‌بینی شده با بازرسی دوره‌ای و پایش سلامت و بروزسانی

نمودار توزیع‌های بروزسانی شده و مقادیر آن‌ها در شکل ۱۴ و جدول ۱ آمده است. همانطور که مشخص است، میانگین توزیع پس از میل به مقدار واقعی اولیه به مقدار واقعی ثانویه نزدیک می‌شود. علت این مسئله کالیبره شدن مدل اندازه‌گیری سیستم پایش در سررسید بازرسی‌های غیرمخرب است. در این شرایط سیستم قادر است هر تغییر رفتار غیرمنتظره ترک را حداکثر بعد از ۲۰۰۰ سیکل شناسایی کند.



شکل ۱۴ توزیع پیشین چگالی احتمال پارامتر $\ln C$ و پسین بعد از بروزسانی برای حالت ترک متغیر با بازرسی دوره‌ای و پایش سلامت و بروزسانی

جدول ۱ مقادیر پیشین و پسین بروزسانی شده توزیع پارامتر $\ln C$ برای حالت ترک متغیر با بازرسی دوره‌ای و پایش سلامت و بروزسانی

توزیع	میانگین	انحراف معیار
پیشین	-۲۶,۱۵۵	۰,۹۶۹
پسین - ۱۰۰۰۰۰ سیکل	-۲۷,۱۰۱	۰,۳۸۱
پسین - ۲۰۰۰۰۰ سیکل	-۲۶,۸۲۹	۰,۳۲۴
پسین - ۲۰۵۱۰۰ سیکل	-۲۶,۴۵۰	۰,۲۷۲
پسین - ۲۶۸۱۰۰ سیکل	-۲۶,۰۴۵	۰,۲۱۹

۵- جمع‌بندی نتایج

با توجه به نتایج بخش ۴-۴ تا ۴-۴ تا ۷-۴ استفاده از رویکرد بیژین در پیش‌بینی رشد ترک به‌خوبی مشهود است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در هر بار بروزسانی با داده‌های جدید، رفتار مدل پیش‌بینی رشد ترک و مدل اندازه‌گیری سیستم پایش سلامت به حالت واقعی خود نزدیک‌تر می‌شود. لازم به ذکر است که دو تحلیل آخر مزیت ترکیب سیستم پایش سلامت و بازرسی دوره‌ای را نسبت به شرایط بدون سیستم پایش سلامت نشان دادند. در شرایطی که رفتار ترک ثابت نیست و تحت تاثیر شرایط مختلف تغییر می‌کند (مانند ترک موجود در سازه‌های فرسوده)، سیستم پایش سلامت در زمانی کوتاه می‌تواند آن را تشخیص دهد و به سرعت کالیبره شود. از طرفی دیگر تحلیل‌ها نشان دادند که سیستم پایش سلامت بدون بازرسی دوره‌ای کارایی چندانی ندارد. زیرا بسیاری از سیستم‌های پایش سلامت در ابتدا خود نیاز به یادگیری دارند و در طول زمان به دلایل مختلف خود ممکن است از کالیبراسیون خارج شوند. در نتیجه رویکرد بیژین به کالیبره ماندن سیستم پایش سلامت می‌تواند کمک کند.

ادامه روند این پژوهش در چند حوزه مختلف پیشنهاد می‌شود. یکی از این حوزه‌ها، استفاده از رویکرد بیژین در تدوین و بروزسانی برنامه نگهداشت است. به این صورت که در نهایت بتوان به چهارچوب کاری دست یافت که برنامه نگهداشت (اعم از زمانبندی بازرسی و محدودیت‌های سرویس) را در طول عمر کاری سازه بروزسانی کرد. یکی دیگر از پیشنهادات وارد کردن هزینه‌های هر تصمیم و به نوعی ریسک آن در فرایند تصمیم‌گیری است.

مراجع

- Wang, X. et al, "A probabilistic-based airframe integrity management model" *Reliability Engineering & System Safety*, 94(5), pp.932-941,2009
- Rich, T.P., "Case Studies in Fracture Mechanics", Watertown, MA, USA: *Army Materials and Mechanics Research Center*, 1977
- Giurgiutiu, V., *Structural health monitoring with piezoelectric wafer active sensors*, Academic Pr, 2008
- Sankararaman, S. and Mahadevan, S. "Distribution type uncertainty due to sparse and imprecise data". *Mechanical Systems and Signal Processing*, 37(1-2):182--198. 2012
- McFarland, J. M., Uncertainty analysis for computer simulations through validation and calibration. *PhD thesis*, Vanderbilt University. 2008

6. Lucas, L., Owahdi, H., and Ortiz, M., Rigorous “verification, validation, uncertainty quantification and certification through concentration-of-measure inequalities”. *Computer Methods in Applied Mechanics and Engineering*, 197(51-52):4591—4609, 2008
7. Roy, C. and Oberkampf, W., “A comprehensive framework for verification, validation, and uncertainty quantification in scientific computing”. *Computer Methods in Applied Mechanics and Engineering*, 200(25-28):2131—2144, 2011
8. Beran, P. S., Pettit, C. L., and Millman, D. R., “Uncertainty quantification of limit-cycle oscillations”. *Journal of Computational Physics*, 217(1):217—247, 2006
9. Najm, H. N., “Uncertainty Quantification and Polynomial Chaos Techniques in Computational Fluid Dynamics”. *Annual Review of Fluid Mechanics*, 41(1):35—52, 2009
10. Reagan, M. T., Najm, H. N., Ghanem, R. G., and Knio, O. M., “Uncertainty quantification in reacting-flow simulations through non-intrusive spectral projection”. *Combustion and Flame*, 132(3):545—555, 2003
11. Kennedy, M. and O’Hagan, A., “Bayesian calibration of computer models”. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B, Statistical Methodology*, 63(3):425—464, 2001
12. D.A.Virkler, B.M.Hillberry, P.K.Goel, “The statistical nature of fatigue crack Propagation”, *Transactions of the ASME - Journal of Engineering Materials and Technology*, vol.101, pp. 148-153, 1979.
13. Zbigniew A. Kotulski, “On efficiency of identification of a stochastic crack propagation model based on Virkler experimental data”, *Archives of Mechanics*, vol.50, No.5, pp.829-847, 1998
14. Sankararaman, S., Ling, Y., Shantz, C., and Mahadevan, S., “Uncertainty quantification in fatigue damage prognosis”. *Annual Conference of the Prognostics and Health Management Society*, San Diego, CA, 2009
15. Sankararaman, S., Ling, Y., and Mahadevan, S., “Uncertainty quantification and model validation of fatigue crack growth prediction”. *Engineering Fracture Mechanics*, 78(7):1487—1504, 2011
16. Boris A. Zárate, Juan M. Caicedo, Jianguo Yu, Paul Ziehl, “Bayesian model updating and prognosis of fatigue crack growth”, *Engineering Structures* 45 (2012) 53–61, 2012
17. M. W. Vanik, J. L. Beck, and S. K. Au, “Bayesian Probabilistic Approach to Structural Health monitoring”, *Journal of Engineering Mechanics*, July 2000
18. M. Gobbato, J. B. Kosmatka, and J. P. Conte, “A Recursive Approach for Remaining Fatigue Life Predictions of Monitored Structural Systems”, 53rd AIAA/ASME/ASCE/AHS/ASC Structures, Structural Dynamics and Materials Conference, Honolulu, 2012
19. Maurizio Gobbato, Joel P. Conte, John B. Kosmatka, “Reliability-Based Framework for Damage Prognosis of Adhesively-Bonded Joints in Composite UAV Wings”, 51st AIAA/ASME/ASCE/AHS/ASC Structures, Structural Dynamics, and Materials Conference, Orlando, 2010
20. Sriram Pattabhiraman, Nam H. Kim, and Raphael T. Haftka, “Effects of Uncertainty Reduction Measures by Structural Health Monitoring on Safety and Lifecycle Cost of Airplanes”, 51st AIAA/ASME/ASCE/AHS/ASC Structures, Structural Dynamics, and Materials Conference, Orlando, 2010
21. T. Bayes and M. Price. “An essay towards solving a problem in the Doctrine of Chances”. By the late Rev. Mr. Bayes, FRS communicated by Mr. Price, in a letter to John Canton, AMFRS. *Philosophical Transactions* (1683-1775), pages 370–418, 1763.
22. S.M. Stigler. *Statistics on the table: The history of statistical concepts and methods*. Harvard Univ Pr, 2002.
23. S.E. Fienberg. “When did Bayesian inference become Bayesian?” *Bayesian analysis*, 1(1):1–40, 2006.
24. Kevin P. Murphy, *Conjugate Bayesian analysis of the Gaussian distribution*, 2007.
25. Staat, M. “Sensitivity of and influences on the reliability of an HTR-module primary circuit pressure boundary.” *Trans., 12th Int. Conf. on Struct. Mech. in Reactor Technol.*, Elsevier, Amsterdam, 147– 152, 1993.
26. Heasler, P. G., Taylor, T. T., and Doctor, S. R. “Statistically based reevaluation of PISC-II round robin test data.” NUREG/CR-5410, U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, D.C, 1990.
27. H.Ghonem, S.Dore, “Experimental study of the constant-probability crack growth curves under constant amplitude loading”, *Engn. Fracture Mechanics*, vol.27, no.1, pp.1-25, 1987.
28. D.A.Virkler, B.M.Hillberry, P.K.Goel, “The statistical nature of fatigue crack propagation”, *Transactions of the ASME - Journal of Engineering Materials and Technology*, vol.101, pp. 148-153, 1979.
29. Paris, P. C. “The fracture mechanics approach to fatigue.” *Fatigue an interdisciplinary approach*, Syracuse University Press, New York, 107–132, 1964.
30. Z.A. Kotulski, “On efficiency of identification of a stochastic crack propagation model based on Virkler experimental data”, *Archives of Mechanics*, 50(5), 829-847, 1998.
31. C.E. Feddersen, “Plain strain crack toughness testing of high strength metallic materials”, STP 410, ASTM, Philadelphia, 77-79, 1966.

پیوست

جدول پ-۱: متن کد مدل‌سازی حالت پیش‌بینی رشد ترک متغیر همراه با بازرسی دوره‌ای غیرمخرب، سیستم پایش سلامت و بروزسانی.

```

a0=9 ## initial crack length in mm
w=152.4 ## plate width length in mm
ds=48.28 ## Stress range in Mpa
mpr=2.874 ## m prior
lncmpr=-26.155 ## lnC mean prior
lncspr=0.969 ## lnC standard deviation prior
mt=2.874 ## m true
lncmt=-26.395 ## lnc true mean
lncst=0.156 ## lnc true standard deviation
NDTI=100000 ##NDT intervals
NDTN=10 ## Max NDT numbers
msrnndt=3 ## number of each NDT measurements
msrnshm=5 ## number of each SHM measurements
NDTS=0.2 ## NDT measurement standard deviation (Precision^-1)
SHMI=2000 ## SHM intervals
SHMN=200 ## Max SHM numbers
SHMEM=2 ## SHM error mean
SHMES=0.5 ## SHM error standard deviation
ac=40 ## final crack size
dn=100
a=a0
at=a0
ae=0
ntot=0
ntott=0
ntote=0
g=matrix(c(0,a0),ncol = 2)
gt=matrix(c(0,a0),ncol = 2)
up=matrix(c(lncmpr,lncspr),ncol = 2)
lncmposhm=lncmpr
lncmpondt=lncmpr
estc=c()
shmb=c()

## true data generation
repeat{
  dat=exp(lncmt) * (ds*(1/sqrt(cos(pi*at/w))) * sqrt(pi*at))^mt*dn
  at=at+dat
  ntott=ntott+dn
  pt=matrix(c(ntott,at),ncol = 2)
  gt=rbind(gt,pt)
  if(at>=ac) break
}

## growth of crack

for(i in 1:NDTN){
  estc=c()
  for(l in 1:(NDTI/SHMI)){

    for(j in 1:(SHMI/dn)){
      da=exp(lncmposhm) * (ds*(1/sqrt(cos(pi*a/w))) * sqrt(pi*a))^mpr*dn
      a=a+da
      ntot=ntot+dn
      pg=matrix(c(ntot,a),ncol = 2)
      g=rbind(g,pg)
      if(a>=ac) break
    }

    ## SHM measurement
    msra=mean(rnorm(msrnshm,SHMEM,SHMES)) + gt[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + (1 * (SHMI/dn)) + 1, 2]

    ## Find measured lnc SHM
    est1=lncmposhm
    est2=log(abs(msra-g[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + ((1-1) * (SHMI/dn)) + 1, 2]) / ((ds*(1/sqrt(cos(pi* ((abs(msra-g[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + ((1-1) * (SHMI/dn)) + 1, 2]) / 2 + g[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + ((1-1) * (SHMI/dn)) + 1, 2]) / w))) * sqrt(pi* ((abs(msra-g[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + ((1-1) * (SHMI/dn)) + 1, 2]) / 2 + g[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + ((1-1) * (SHMI/dn)) + 1, 2])]))^mpr*SHMI))
    ae=g[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + ((1-1) * (SHMI/dn)) + 1, 2]
    ae1=g[ ((i-1) * (NDTI/dn)) + ((1) * (SHMI/dn)) + 1, 2]
    ae3=msra
  }
}

```

```

for(k in 1:(SHMI/dn)) {
  dae=exp(est2) * (ds*(1/sqrt(cos(pi*ae/w))) *sqrt(pi*ae))^mpr*dn
  ae=ae+dae
}
ae2=ae
est3=est2-((ae2-ae3)/(ae2-ae1))*(est2-est1)

estc=c(estc,est3)
## updating

msrm=mean(estc)
lncmposhm=((lncspr^2)/((lncspr^2)+(SHMES^2/1)))*msrm+((SHMES^2/1)/((lncspr^2)+(SHMES^2/1)))*lncmpr
lncsposhm=sqrt(((lncspr^2)*(SHMES^2/1))/((lncspr^2)+(SHMES^2/1)))
pu=matrix(c(lncmposhm,lncsposhm),ncol = 2)
up=rbind(up,pu)
if(a>=ac) break
g[(i-1)*(NDTI/dn)+(1)*(SHMI/dn)+1,2]=msra
a=msra
}

## NDT measurement
msra=mean(rnorm(msrndt,gt[(i*(NDTI/dn))+1,2],NDTS))

##Find measured lnc NDT
est1=lncmpndt
est2=log(abs(gt[(i*(NDTI/dn))+1,2]-g[(i-1)*(NDTI/dn)+1,2]))/(ds*(1/sqrt(cos(pi*(abs(gt[(i*(NDTI/dn))+1,2]-g[(i-1)*(NDTI/dn))+1,2]))/2+g[(i-1)*(NDTI/dn)+1,2]))*sqrt(pi*(abs(gt[(i*(NDTI/dn))+1,2]-g[(i-1)*(NDTI/dn))+1,2]))/2+g[(i-1)*(NDTI/dn)+1,2]))^mpr*NDTI)
ae=g[(i-1)*(NDTI/dn)+1,2]
ae1=g[(i)*(NDTI/dn)+1,2]
ae3=msra
repeat{
  for(k in 1:(NDTI/dn)){
    dae=exp(est2) * (ds*(1/sqrt(cos(pi*ae/w))) *sqrt(pi*ae))^mpr*dn
    ae=ae+dae
  }
  ae2=ae
  est3=est2-((ae2-ae3)/(ae2-ae1))*(est2-est1)
  ae1=ae2
  ae=g[(i-1)*(NDTI/dn)+1,2]
  est1=est2
  est2=est3
  if(abs(ae3-ae2)<=0.05) break
}
estc=c(estc,est3)
## updating

msrm=mean(estc)
lncmpndt=((lncspr^2)/((lncspr^2)+(lncst^2/i))*est3+((lncst^2/i)/((lncspr^2)+(lncst^2/i))*lncmpr)
lncspndt=sqrt(((lncspr^2)*(lncst^2/i))/((lncspr^2)+(lncst^2/i)))
lncmposhm=lncmpndt
pu=matrix(c(lncmposhm,lncspndt),ncol = 2)
up=rbind(up,pu)
b=rnorm(msrndt,0,NDTS)
shmb=c(shmb,mean(b))
SHMEM=((SHMES^2)/((SHMES^2)+(NDTS^2/i))*mean(shmb)+((NDTS^2/i)/((SHMES^2)+(NDTS^2/i))*SHMEM)
SHMES=sqrt(((SHMES^2)*(NDTS^2/i))/((SHMES^2)+(NDTS^2/i)))
if(a>=ac) break
g[(i*(NDTI/dn))+1,2]=msra
a=msra
}

write.csv(gt,file = "cracktrue", quote= F, row.names = F)
write.csv(g,file = "crackndt", quote= F, row.names = F)

plot(gt[,1],gt[,2],type="l")
par(new= TRUE)
plot(g[,1],g[,2],type="l",col="red",axes=FALSE)

```