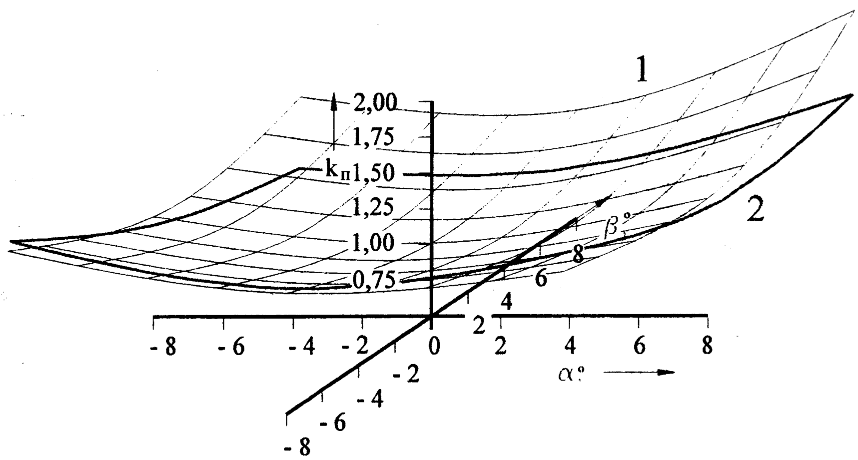
На рис. 3 представлен план распределения пассажиров внутри салона автобуса МАЗ-101, а на рис. 4 – график изменения нагрузок на оси в зависимости от продольного и поперечного углов наклона профиля дороги.

Рис. 3. Изменение нагрузок на оси автобуса.



В значительной степени увеличивается перераспределение вертикальных сил между колесами ведущего моста при увеличении продольного и поперечного угла наклона дороги.

На рис. 3 угол α соответствует продольному наклону профиля дороги, угол β - поперечному. Коэффициент перераспределения $k_n=R_{z1п}/R_{z1л}$, где $R_{z1п}$ – вертикальная нагрузка на правое колесо ведущего моста, $R_{z1л}$ – вертикальная нагрузка на левое колесо ведущего моста.

Выравнивание нагрузок по бортам можно достичь, располагая пассажирские места более или менее рационально в пределах пространства салона автобуса. Поверхность 2 соответствует более оптимальному распределению пассажиров. Для данного случая получен коэффициент перераспределения k_n^{max}=1,3.

УДК 621.396.6

Кавриго И.П., Дюбков В.К., Шостак С.А.

ОЦЕНКА ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ НЕВОССТАНАВЛИВАЕМЫХ СИСТЕМ ОДНОКРАТНОГО ПРИМЕНЕНИЯ

Военная Академия Республики Беларусь,
Минск, Беларуси

Особенностью сложных невосстанавливаемых систем однократного применения является то, что в течение всей эксплуатации они находятся в режиме ожидания к применению. Одной из наиболее важных задач, решаемых при эксплуатации таких систем, является задача поддержания требуемого уровня безотказности. Сложные системы однократного применения подвергаются периодическому регламентному контролю с последующим анализом статистической информации об их безотказности. Сложившаяся система сбора и обработки статистической информации обуславливает ряд особенностей, затрудняющих оценку технического состояния рассматриваемых объектов. К числу таких особенностей можно отнести малый объем выборок, цензурирование данных, нерегулярность поступления информации и неравноточность оценок. Как следствие, логичным является решение задачи учета вышеуказанных особенностей при оценке технического состояния сложных систем однократного применения. Одним из путей решения данной проблемы является совершенствование математического аппарата, являющегося основой методики оценки технического состояния.

1. Выбор оцениваемого показателя безотказности

В контексте решаемой задачи проанализированы показатели безотказности типа "вероятность". В качестве основного оцениваемого показателя безотказности выбран коэффициент технической готовности ($К_{ТГ}$).

Коэффициент технической готовности системы есть вероятность того, что в системе в течение межрегламентного периода и завершающей его проверки не выявятся отказы, требующие замены узлов и блоков.

Данный показатель достаточно информативен, что позволяет выбрать $К_{ТГ}$ в качестве анализируемого показателя безотказности. Для оценки динамики изменения показателя безотказности выбран взвешенный метод наименьших квадратов (МНК), позволяющий придать больший вес тем оценкам, которые определены с большей точностью. Учет точности осуществляется путем присвоения каждой оценке веса, определяемого по формуле:

$$W_i=1/\sigma_i^2,$$

где σ_i-дисперсия i-й оценки коэффициента технической готовности.

Задача использования МНК для анализа показателя безотказности системы подразумевает выбор степени аппроксимирующего полинома. В работе [1] для определения оптимальной степени полинома предложено использовать разбиение данных на обучающую и проверочную последовательности, что позволяет задавать критерий выбора числа членов ряда, в виде

$$S^*(k)=\min_{1\le k\le k_Д} S(k)=\frac{\sum\limits_{i=1}^{m}\left[y_i-\hat{y}_i(k)\right]^2}{\sum\limits_{j=1}^{m1}\left[y_j-\hat{y}_j(k)\right]^2+\sum\limits_{l=1}^{m2}\left[y_l-\hat{y}_l(k)\right]^2},$$

где $\hat{y}_i(k)$ – оценка значения процесса y_i в i-й точке по всем m наблюдениям;

$\hat{y}_j(k)$, $\hat{y}_l(k)$ – оценка, восстановленная по обучающей и проверочной последовательности;

k – степень полинома;

$m1, m2$ – количество точек в обучающей и проверочной последовательности;

$m = m1+m2$ – общее количество точек наблюдения.

Для оптимального значения k ряд $S^*(k)$ будет стремиться к единице.

2. Применение нормализующих преобразований к исходным данным

Применение метода наименьших квадратов предполагает нормальный закон распределения данных, что возможно только при достаточно большом объеме выборки. В сложившихся условиях эксплуатации оценки $К_{тг}$, как правило, не являются нормальными, что требует их искусственной нормализации. В работе [2] проанализирована оценка области применимости нормализующих преобразований. На основании анализа выбран вид используемого нормализующего преобразования:

$$Q = 2\arcsin\sqrt{(r+0.375)/(n+0.75)},$$

где n – объем выборки, r – число исправных систем из данной выборки.

Приближенная выборочная дисперсия для этой модификации преобразования равняется 1/(4n+2).

Задача сглаживания оценок показателя безотказности систем однократного применения решена для частных случаев 1-й и 2-й степени полинома. Решение же задачи в общем виде (для произвольной степени полинома) вызывает трудности. Прежде всего, в вопросах интервального оценивания и практического (машинного) решения. Математически использование МНК предполагает обращение матриц. В то же время на практике нередки ситуации, когда матрица (в силу случайного характера ее элементов и других причин) оказывается вырожденной, вследствие чего получение обратной матрицы затруднено. В такой ситуации в работе [3] предлагается использовать, так называемое, сингулярное разложение матриц:

$$A=U\Sigma V^T,$$

где $A\in M_{k,n}$ - матрица размерностью $k+1\times n$;

U,V – ортогональные матрицы $k+1\times k+1$ и $n\times n$ соответственно;

Σ - диагональная матрица $k+1\times n$, у которой $\sigma_{ij}=0$, если $i\neq j$, и $\sigma_{ii}=\sigma_i\geq 0$;

σ_i - сингулярные числа матрицы A

Если матрица A – квадратная невырожденная матрица либо прямоугольная и имеет полный ранг, то вычисление обратной матрицы не представляет большой сложности. Если A имеет неполный ранг, то такого представления просто нет, и вычисляют псевдообратную матрицу A^+:

$$A^+=V\Sigma^+U^T.$$

Для вычисления элементов матрицы справедлива формула:

$$a_{ij}=\sum_{\sigma_k\neq 0}\frac{v_{ik}*u_{jk}}{\sigma_k},$$

где u_i и v_j – столбцы матриц U и V соответственно.

Характеризация псевдообратной матрицы посредством сингулярного разложения позволяет учесть неточность входных данных и приближенность вычислений.

3. Объединение однородных статистических данных

Еще одна проблема заключается в том, что область применимости нормализующего преобразования типа arcsin ограничена. Исследования области применимости arcsin-преобразований разных видов показали, что при весьма малых объемах испытаний (порядка нескольких единиц) нормализующий эффект этого преобразования прекращается. В то же время существуют подходы, позволяющие "увеличить" объем исходной информации путем объединения однородных статистических данных.

Одним из подходов к решению задач объединения однородной информации является применение статистического классификатора, в котором в качестве меры близости используются статистики критерия значимости. Для биномиального распределения такими критериями являются точный критерий Фишера [4] и, в случае нормальной аппроксимации, - Z-критерий [4], а также некоторые другие. Точный критерий Фишера предполагает использовать для проверки однородности двух биномиальных оценок $\hat{q}1=\frac{d1}{n1}$ и $\hat{q}2=\frac{d2}{n2}$ соотношение вида

$$\rho_i=\frac{(d_1+s_1)!(d_2+s_2)!(d_1+d_2)!(s_1+s_2)!}{(d_i-1+1)!(s_1+)!(d_2)!(s_2)!(n_1+n_2)!},$$

где d_1, d_2 – число отказавших систем из выборок объемом n_1 и n_2 соответственно $s_1=n_1-d_1$ и $s_2=n_2-d_2$

Нулевая гипотеза H_0: $q_1=q_2$ принимается, если

$$\frac{\alpha}{2} \le \sum_{j=1}^{d_1+1} \rho_i \le 1 - \frac{\alpha}{2},$$

где α - заданный уровень значимости.

Вычисление точного критерия Фишера весьма трудоемкая процедура, вследствие чего он рекомендуется при малых значениях n_1 и n_2.

Другим широко используемым критерием является Z-критерий, основанный на вычислении соотношения

$$Z_{набл} = \frac{\frac{d_1}{n_1} - \frac{d_2}{n_2}}{\sqrt{\frac{d_1+d_2}{n_1+n_2}(1 - \frac{d_1+d_2}{n_1+n_2})(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2})}},$$

Нулевая гипотеза H_0 принимается, если

$$|Z_{набл}| < Z_{кр},$$

где $Z_{КР}$ – критическое значение критерия, равное квантили нормального распределения с уровнем значимости α.

Существует, однако, ряд предостережений против необоснованного объединения информации, например в работе[5], которое может ухудшить реальную картину. При крайне малом объеме информации велика вероятность необоснованного включения этой информации в однородную группу в силу чисто случайных причин. Такая ситуация характерна для последних лет эксплуатации систем однократного применения, когда в силу малого числа регламентных проверок отказов практически не наблюдается, вследствие чего существует возможность объединения этой информации со статистической информацией начального периода эксплуатации систем, когда показатель безотказности действительно высок. Итогом такого объединения может стать необоснованное поднятие оценки показателя безотказности на последних годах.

Для исключения этого явления необходимо исследовать область применимости объединения однородной информации. Одним из подходов к исследованию данной области является имитационное моделирование. Применение моделирования позволит не только оценить правомочность объединения информации, но и провести анализ возможностей группировки данных (определить граничные значения объемов выборок и др.).

Заключение

Таким образом, предложен следующий подход совершенствования математического аппарата оценки показателя безотказности:

-выбран метод оценки динамики изменения показателя безотказности, позволяющий учитывать неравноточность оценок (ВМНК);

-обосновано применение и выбрано нормализующее нелинейное преобразование исходных данных (arcsin-преобразование);

-обосновано применение сингулярного обращения матриц при нахождении обратной матрицы;

-в целях увеличения объема статистической информации рассмотрены критерии объединения однородной информации.

Таким образом, предлагаемый подход позволяет учесть существующие особенности поступающей статистической информации о безотказности систем и, как следствие, принять более корректное решение о порядке их дальнейшего использования. Это особенно важно, так как у большинства рассматриваемых объектов истекают гарантийные сроки эксплуатации.

Литература. 1.Спирков С.Н., Скрипник В.М., Зайчик В.С. Метод уменьшения сложности модели для описания экспериментальных данных.//-В сб. Разработка и внедрение КСУК на предприятия радиоэлектроники и связи и увеличение на этой основе выпуска продукции высшей категории качества. –Мн.: 1978. 2.Поллард Дж. Справочник по вычислительным методам статистики. –М.: Финансы и статистика, 1982. 3.Форсайт Дж., Малкольм М., Моулер К. Машинные методы математических вычислений. –М.: Мир, 1988. 4.Браунли К.А. Статистическая теория и методология в науке и технике: Пер. с англ. – М.: Наука, 1969. 5.Беляев Ю.К. Вероятностные методы выборочного контроля. –М.: Наука, 1975.

УДК 621.185.532

Ф.Ф. Царук, С.Е. Бельский, А.В. Блохин

ВЫСОКОЧАСТОТНОЕ СОПРОТИВЛЕНИЕ УСТАЛОСТИ МЕТАЛЛОВ ПРИ НОРМАЛЬНЫХ И ПОВЫШЕННЫХ ТЕМПЕРАТУРАХ

Белорусский государственный технологический университет
Минск, Беларусь

Высокочастотное нагружение позволяет значительно снизить трудоемкость и временные затраты при проведении усталостных испытаний [1]. Однако различие в процессе накопления усталостных повреждений на высоких и низких частотах вынуждает проводить исследования по выявлению природы этих отличий [2].

В данной работе приведены некоторые результаты по исследованию модельного материала меди М1 и алюминиевого сплава Д16 в условиях знакопеременного циклического изгиба при нормальных и повышенных температурах.

Нагружение образцов производилось с помощью специально разработанных магнитострикционных (резонансная частота f=2.8, 8.8, и 18.0 кГц) стендов. Испытательные стенды работали в автоколебательном режиме с автоматическим поддержанием амплитуды колебаний образцов, которые представляли собой балочки прямоугольного сечения (1.8х6 мм), вырезанные вдоль направления проката, подвергнутые шлифовке, электрополировке и вакуумному отжигу. Нагрев образцов в электропечи сопротивления производился с выдержкой образца при заданной температуре (макс. откл. ±2°К) до нагружения в течение часа. Для построения кривых усталости испытания продолжались до появления в образце усталостной трещины заданного размера, что фиксировалось по падению резонансной частоты установки. Кинетику протекания процесса усталостного повреждения отслеживали с помощью микротвердости, как наиболее удобной для применения в экспериментальной практике и чувствительной к факторам нагружения характеристики

Статистическая обработка результатов усталостных испытаний, осуществленная на основании гипотезы нормального закона распределения, позволила установить, что нагрев практически не влияет на характеристики рассеяния усталостной долговечности исследованных материалов, лишь несколько увеличивая вероятность разрушения образцов с ростом температуры. Увеличение температуры практически не сказывается на форме усталостных кривых исследованных материалов, но приводит к монотонному снижению усталостной долговечности для всех баз испытаний (медь М1 - рис. 1, f=8.8 кГц). Можно отметить интенсивное снижение долговечности с ростом числа циклов нагружения. Повышение температуры испытаний более ощутимо влияет на протекание