

Из анализа выражения (10) следует, что ВБР зависит от нижнего предела интеграла. Более высокое значение ВБР можно получить, снижая этот предел. Обозначим отрицательное значение нижнего предела интеграла в формуле (10) через z_0 :

$$z_0 = \frac{M[\sigma] - M_\sigma}{\sqrt{S[\sigma]^2 + S_\sigma^2}} . \quad (11)$$

Соотношение (11) является уравнением связи. Итоговая формула для ВБР тогда примет вид

$$\hat{p} = 1 - \Phi \left(\frac{M[\sigma] - M_\sigma}{\sqrt{S[\sigma]^2 + S_\sigma^2}} \right) , \quad (12)$$

где $\Phi(U)$ — функция нормированного нормального распределения, определяемая по уравнению

$$\Phi(U) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^U \exp \left\{ -t^2 / 2 \right\} dt . \quad (13)$$

Формула (12) справедлива, когда между прочностью и нагрузкой отсутствует корреляционная связь, что чаще всего и бывает в практике инженерных расчетов.

При прочностных вероятностных оценках в качестве нагрузки выступают эквивалентные расчетные деформации либо напряжения в конструкции, а в качестве прочности — предельные деформации и напряжения. С помощью выражения (12) возможна оценка перемещений рассматриваемого элемента конструкции (детали или узла).

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Аликин В.Н., Литвин И.Е., Сесюнин С.Г., Соколовский М.И., Ушин Н.В. Критерии прочности и надежность конструкций./ Под ред.чл.-кор. РАН М.И. Соколовского. - М.: ООО «Недра-Бизнесцентр», 2005. - 164 с.
2. Болотин В.В. Прогнозирование ресурса машин и конструкций. - М.: Машиностроение, 1988. - 240 с.
3. Вентцель Е.С. Исследование операций. - М.: Сов. радио, 1972. - 552 с.

И.В. Косенков, И.П. Тимофеев, Р.С. Юдин

ОЦЕНКА АКУСТИКО-ЭМИССИОННЫХ ПРОЦЕССОВ ПРИ ПОМОЩИ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО U-КРИТЕРИЯ МАННА-УИТНИ

В настоящее время открытым вопросом для органов, эксплуатирующих конструкции ответственного назначения, является поиск методов оценки технического состояния вверенных объектов на этапах жизненного цикла и за пределами гарантийных сроков [1].

Среди методов неразрушающего контроля выделяется метод акустической эмиссии, т.к. этот метод позволяет оценивать опасные (развивающиеся) дефекты в конструкции.

Для возможности постоянного или периодического контроля этим методом актуальным является разработка критериев оценки степени разрушения по информативным параметрам акустических процессов [2].

Акустико-эмиссионный (АЭ) процесс, для которого характерно изменение таких информативных параметров, как амплитуда, длительность импульсов и временных интервалов между ними, в процессе деформирования конструкции является случайным. Поток импульсов АЭ на ранних стадиях разрушения представляет собой в общем случае нестационарный случайный пуассоновский процесс.

Рассмотрим методику оценки прочности характеристик конструкций, находящихся под нагрузкой, которая основана на использовании характерных свойств процессов АЭ [3]. Суть метода заключается в следующем. На ранних стадиях деформирования распределение потока импульсов АЭ во времени остается неизменным. С ростом нагрузки микроисточники объединяются в макродефект, поэтому гипотеза неизменности распределений потока импульсов нарушается.

Проводя исследование параметров распределений временных интервалов τ между актами АЭ, можно получить существенную информацию о кинетике повреждений структуры твердого тела [3,4]. Оценим неизменность распределений τ в процессе деформирования [5]. При испытаниях делаются серии независимых измерений τ . Далее необходимо проверить неизменность распределения вероятностей этих случайных величин, что определяло бы неизменность характера процесса разрушения контролируемого объекта. Установление момента и характера изменения расхождения распределений в оцениваемых выборках может служить критерием предразрушающего состояния конструкций. Оценку расхождения распределений проводим с помощью непараметрического рангового U-критерия Манна-Уитни [6]. Этот критерий предназначен для проверки нулевой гипотезы о том, что совокупности распределены одинаково, или для проверки равенства других характеристик, например средних. Наблюдения должны быть независимыми (непарными).

Применяем U-критерий Манна-Уитни. Вычисления проводятся по формулам

$$U_1 = n_1 \cdot n_2 + n_1(n_1 + 1) / 2 - R_1 ;$$

$$U_2 = n_1 \cdot n_2 + n_2(n_2 + 1) / 2 - R_2 ,$$

где n_1 и n_2 – численности соответствующих выборок;

R_1 и R_2 – суммы рангов выборок.

Правильность вычисления U_1 и U_2 можно проконтролировать по формуле

$$U_1 + U_2 = n_1 \cdot n_2 .$$

Ранжирование R_1 и R_2 выполняется следующим образом. Две независимые выборки объемом n_1 и n_2 ($n_1 \leq n_2$) объединяют в единый вариационный ряд с отметкой принадлежности каждого члена ряда к соответствующей выборке. Экстремальные члены вариационного ряда получают малые ранговые значения, а средние члены – высокие. Ранг 1 приписывается минимальному члену ряда, ранг 2 – максимальному, ранг 3 – предыдущему наибольшему значению ряда, ранг 4 – следующему по малости члену ряда, ранг 5 – третьему по малости и т.д. В случае равных значений членов общего вариационного ряда, принадлежащим разным выборкам, этим членам присваивают одинаковый ранг, равный среднему арифметическому. В случае принадлежности одинаковых значений одной выборке усреднение рангов производить необязательно. Правильность вычислений рангов проверяют по формуле:

$$R_1 + R_2 = \frac{1}{2}(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 + 1) .$$

В качестве статистики при проверке однородности двух выборок принимают максимальное из значений U_1 и U_2 : $U = \max(U_1, U_2)$.

При объеме наименьшей выборки больше трёх и $n_1 + n_2 \geq 20$ статистика U распределена по нормальному закону с числовыми характеристиками:

$$m_u = \frac{1}{2}n_1n_2; \quad \sigma_u^2 = \frac{n_1n_2}{12}(n_1 + n_2 + 1) .$$

Проверка нулевой гипотезы проводится с использованием нормированной величины:

$$Z = \frac{|U - m_u| - \frac{1}{2}}{\sigma_u} .$$

При этом проверяется неравенство

$$Z \leq Z_{1-\frac{\alpha}{2}}, \quad (1)$$

где $Z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ – квантиль нормального распределения, определяемая для выбранного уровня значимости α .

В случае выполнения неравенства (1) нулевую гипотезу не отвергают. В противном случае принимают альтернативную гипотезу $F_1(x) \neq F_2(x)$, т.е. выборки принадлежат различным генеральным совокупностям [7].

Гистограмма распределения τ , характерная для начальных этапов деформирования, представлена на рисунке 1,а. В соответствии с U-критерием гипотеза неизменности распределений τ выполняется. На этом участке происходит зарождение микродефектов, распределенных случайным образом по объему конструкции. Наибольшее значение расхождения распределений потока АЭ соответствует моменту образования макродефекта.

Рис. 1,б иллюстрирует гистограмму распределения τ на стадии образования макротрещины.

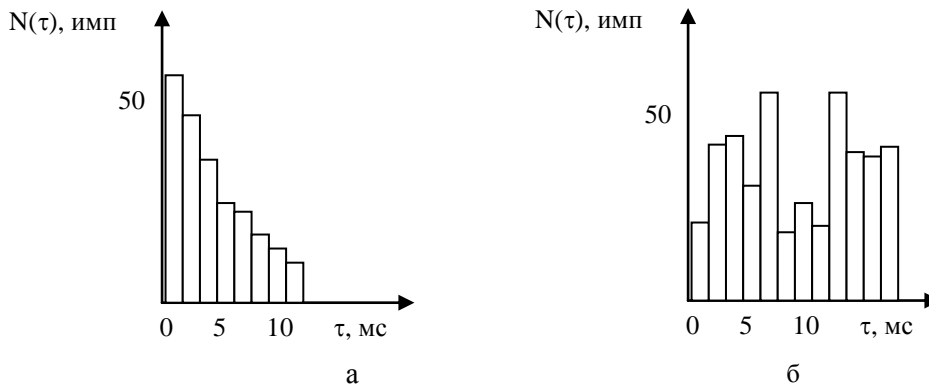


Рис.1 Гистограммы плотности распределения временных интервалов АЭ:

$N(\tau)$ – случайное число временных интервалов τ по каналам гистограммы:

а) – до начала процессов разрушения; б) – при росте трещины

Таким образом, можно сделать вывод, что предлагаемый метод оценки процессов АЭ обладает следующими преимуществами:

- позволяет вести постоянный и периодический контроль;
- повышает достоверность оценки ТС конструкции по сигналам АЭ.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. *Ермолов И.Н., Останин Ю.Я.* Методы и средства неразрушающего контроля качества. – М.: Высшая школа 1988. – 367 с.
2. *Муравин Г.Б., Лезвинская В.В., Шип В.В.* Акустическая эмиссия и критерии разрушения (Обзор) // Дефектоскопия. – 1993. - № 8. – С. 5-16.
3. *Расщепляев Ю.С., Попов А.В.* Оценка степени опасности дефектов на основе инвариантов при акустико-эмиссионном неразрушающем контроле. - Контроль. Диагностика, 2001, № 2. –С.29-32.
4. *Попов А.В.* Способ оценки процессов разрушения конструкций при акустико-эмиссионном контроле. Патент РФ № 2233444. Приоритет от 15.01.03.
5. *Вентцель Е.С., Овчаров Л.А.* Теория случайных процессов и ее инженерные приложения. – М.: Наука, 1991. –380 с.
6. *Гайдышев И.* Анализ и обработка данных: Питер, 2001. – 752 с.: ил.
7. *Карасев А.И.* Теория вероятностей и математическая статистика. – М.: Статистика, 1970. – 343 с.

С.И. Клевцов

МОДЕЛИ И МЕТОДЫ ПОСТРОЕНИЯ ПРЕЦИЗИОННЫХ ГРАДУИРОВОЧНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫХ ДАТЧИКОВ ДАВЛЕНИЯ

Несомненным преимуществом интеллектуальных датчиков физических величин является возможность реализации в них эффективных алгоритмов цифровой обработки данных. Цифровая обработка направлена на обеспечение высокой точности вычислений текущих значений одной или нескольких измеряемых переменных, учет влияния комплекса внешних факторов, расширение динамического диапазона измерений датчика за счет нелинейной части функции преобразования с сохранением высоких точностных характеристик.

Достижение низкой погрешности измерения физической величины в интеллектуальных датчиках давления базируется на использовании прецизионных моделей, их градуировочных характеристик, адаптированных к особенностям поведения функций преобразования чувствительных элементов (ЧЭ).

С одной стороны, для интеллектуального датчика давления необходимо построение линейной или нелинейной модели реальной градуировочной характеристики, которая бы повторяла ее пространственную форму в той степени, которая соответствует предъявляемым датчику требованиям к точности измерения физической величины.

С другой стороны, обеспечивающая необходимую точность модель градуировочной характеристики в случае отсутствия ограничений может быть достаточно ресурсоемкой, алгоритм ее реализации может быть громоздким с позиции сложности вычислений и, следовательно, трудно выполнимым аппаратными средствами интеллектуального датчика, который должен вести измерения физической величины в реальном времени.

Таким образом, в процессе формирования пространственной аппроксимации градуировочной характеристики интеллектуального датчика давления необходимо каждый раз выбирать компромиссное решение, обеспечивающее паритет между