УДК 621.317 (043.2)

АПРОКСИМАЦІЯ ЗАКОНІВ РОЗПОДІЛУ ІНФОРМАТИВНИХ ПАРАМЕТРІВ ПРИ НЕРУЙНІВНОМУ КОНТРОЛІ КОМПОЗИЦІЙНИХ МАТЕРІАЛІВ

В. С. Єременко, канд. техн. наук, проф.; ***Є. Ф. Суслов, С. Р. Сунетчієва***

Національний авіаційний університет

Nau_307@ukr.net

У статті описано методику опрацювання результатів при імпульсному імпедансному контролі виробів з композиційних матеріалів авіаційного призначення. Розглянуто спосіб апроксимації функцій розподілу значень інформативних параметрів контролю, у випадках якщо закон розподілу вихідних даних відрізняється від нормального. Наведено результати експериментальних досліджень та методику обробки вихідних даних.

Ключові слова: неруйнівний контроль, композиційні матеріали, апроксимація законів розподілу.

The article describes the data processing method in impedance non-destructive testing of aerospace oriented composite materials. The way to fitting nonnormal statistical distribution of experimental data is reviewed. Experimental results and data processing method have shown.

Keywords: non-destructive testing, composite materials, fitting statistical distributions.

Постановка проблеми

Вироби з композиційних матеріалів, які широко використовуються в авіабудуванні, на відміну від виробів з металів, формуються з первинної сировини одночасно з формуванням самих матеріалів. Через складність технології та значні фізико-механічні відмінності окремих складових, такі елементи конструкції характеризуються широкою номенклатурою можливих дефектів.

Одним з найбільш поширених методів контролю виробів із композиційних матеріалів є акустичний імпедансний метод. Він ґрунтується на оцінюванні відмінностей значень механічного імпедансу в дефектних та бездефектних зонах контрольованих багатошарових конструкцій, що визначаються з поверхні виробу за допомогою збудження в ньому згинних коливань низьких частот [1]. На сьогодні в авіабудівній галузі імпульсний імпедансний метод займає 90 % при контролі стільникових конструкцій та елементів, виконаних із шаруватих пластиків.

При імпульсному імпедансному контролі рішення про наявність пошкодженої ділянки у контрольованій області приймається у випадку перевищення граничного значення для одного або декількох інформативних параметрів [1], яке, у свою чергу, встановлюється після налаштування дефектоскопа на стандартних зразках з нанесеними моделями дефектів. Стандартні зразки виготовляються із матеріалів, аналогічних тим, що використовуються у контрольованих виробах, вони мають ту саму товщину і шорсткість поверхні.

Найбільш широко уживаним інформативним параметром в дефектоскопах, що реалізують імпульсний метод збудження, є амплітуда сигналу перетворювача. Залежно від наявності дефекту та конструкції перетворювача амплітуда може збільшуватися або, навпаки, зменшуватися. При цьому амплітуду вихідного аналогового сигналу перетворювача, що являє собою послідовність радіоімпульсів, можна умовно записати як

$$A(t) = A_0(t) + \Delta A(t),$$

де $A_0(t)$ — корисна складова сигналу, а $\Delta A(t)$ — випадкова, зумовлена відхиленнями фізико-механічних характеристик контрольованого об’єкта від середніх значень та впливом фрикційних шумів.

Крім того, композиційні матеріали характеризуються значною анізотропією, яка також зумовлює збільшення $\Delta A(t)$.

Хоча фрикційні шуми мають широкий спектр, що залежить від характеристик перетворювача та характеру шорсткості поверхні контрольованого виробу, їх вплив на результати може бути зменшено як конструктивними методами — зміною радіуса кривизни контактної поверхні перетворювача, так і на етапі обробки, тобто застосуванням цифрових чи аналогових фільтрів для пригнічення відповідних ділянок у спектрі сигналу перетворювача.

Вплив випадкових складових на інформативний параметр у випадку, коли вирішальне правило ґрунтується винятково на порівнянні із деяким пороговим значенням, може призвести до ситуацій коли область контролю буде помилково обрана за дефектну, або навпаки, дефект буде пропущено.

Якщо на інформативний параметр, за змінами якого приймається рішення про наявність дефекту, впливає випадкова величина, рішення про наявність дефекту може бути прийняте на основі статистичних критеріїв, що включають у себе інформацію про закони розподілу вибірок результатів оцінки інформативних параметрів, отриманих у апріорно дефектних та бездефектних областях виробу, а також допустимі значення похибок першого та другого роду.

До таких статистичних критеріїв належать метод Неймана — Пірсона, метод максимальної правдоподібності, метод мінімаксу, та ін.

Основні цілі

Основною проблемою під час застосування статистичних критеріїв для прийняття рішення при імпульсному імпедансному методі контролю є припущення, що закон розподілу інформативного параметра відомий та описаний аналітично. Зазвичай вхідні дані мають нормальний розподіл, однак це не завжди підтверджується при експериментальному оцінювані. Зазначена ситуація, у першу чергу, пов'язана з високим ступенем неоднорідності структури композиту, у випадку, якщо об'єкт контролю являє собою панель із стільниковим заповнювачем: ребро стільників матиме порівняно більшу жорсткість, ніж її центр, а при використанні пінопластового заповнювача можливе непрогнозоване виникнення зон із неоднаковими щільностями. Водночас відмінність характеристик законів розподілів інформативних параметрів можна використовувати як показник на основі якого приймається діагностичне рішення щодо проведення неруйнівного контролю

Оскільки форма закону розподілу апріорно невідома постає питання стосовно її апроксимації.

Розв'язання поставленої задачі

Існує кілька підходів до розв'язання задачі апроксимації законів розподілу експериментальних даних.

Перший з них, запропонований Пірсоном, базується на знаходженні сімейства кривих, які дозволяють апроксимувати більшість розподілів, що трапляються на практиці.

Другий підхід, запропонований Брунсом, Грамом, Шарльє і Еджвортом, заснований на представленні вибраної щільності розподілу у вигляді ряду, побудованому на основі похідних нормальної щільності ймовірності.

Третій підхід, запропонований Еджвортом та іншими авторами, полягає у знаходженні такої функції від вихідних, варіант розподілу якої хоча б наближено можна було б виразити через відомий розподіл [2].

Порівняно простий у реалізації та досить точний метод отримання аналітичного запису законів розподілу полягає в їх апроксимації за допомогою кривих Грама — Шарльє, коли розподіл може бути представлений у вигляді ряду

$$f_A(x) = f(x) + a_1 f^{(1)}(x) + a_2 f^{(2)}(x) + \dots, \quad (1)$$

де $f(x)$ являє собою функцію нормального розподілу

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2};$$

$f^{(n)}(x)$ — n-на похідна від $f(x)$ по x:

$$f^{(n)}(x) = \frac{d^n f(x)}{dx^n} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{d^n e^{-x^2/2}}{dx^n}.$$

Коефіцієнти ряду розраховують як

$$a_n = \frac{(-1)^n}{n!} \sum_{h=0}^{n} \frac{n^{[2h]}}{2^h \cdot h!} r_{n-2h},$$

де r_n — відношення центральних моментів відповідних порядків до середньоквадратичних відхилень вихідних вибірок; h — номер ітерації підсумовування.

Вважаючи, що $r_0 = r_2 = 1$, а $r_1 = 0$ та розрахувавши і підставивши a_n у вираз (1), остаточну формулу ряду можна записати як:

$$f_A(x) = f(x) - \frac{r3}{6} f^{(3)}(x) + \frac{r_4 - 3}{24} f^{(4)}(x) - \dots \quad (2)$$

Таким чином, процедура апроксимації емпіричного закону розподілу вихідних даних полягає у визначенні необхідної кількості членів формули (2) та розрахунку відповідних центральних моментів, оскільки для більшості випадків достатньо використовувати лише перші три члени (2), необхідно отримати лише значення коефіцієнта ексцесу $r4$ та $r3$ асиметрії.

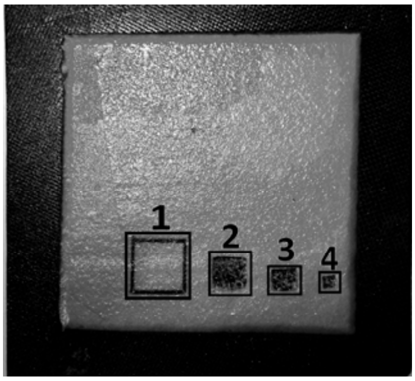
Для оцінювання можливості використання вибраного підходу для апроксимації законів розподілу інформативного параметра було проведено експериментальний контроль зразків композиційних панелей зі штучно нанесеними дефектами.

Панель складається з чотирьох шарів: верхній шар — склотканина Э3-125, вуглепластик С200, заповнювальний пінопласт ПС4-40 та нижній шар склотканини Э3-125. На зразок було нанесено чотири дефекти, які відрізнялися за розміром та способом нанесення:

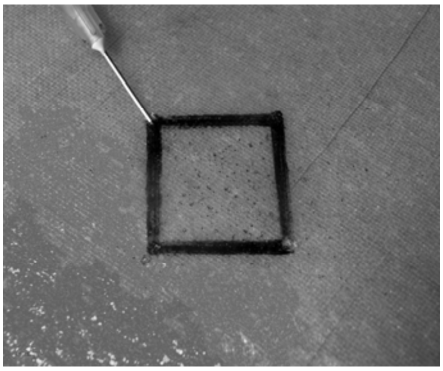
а) повне видалення заповнювального пінопласту (дефекти 2 та 3);

б) руйнування заповнювального пінопласту голкою, без значного пошкодження поверхневого шару, через отвори на межі зони дефекту (дефект 1).

На рис. 1 показано зразок та позначено зони з дефектами.



а



б

Рис. 1. Загальне зображення зразка (*а*) та процес нанесення дефекту (*б*)

За допомогою стандартного перетворювача імпедансного дефектоскопа з дефектної та бездефектної зон була отримана вибірка з 5000 реалізацій інформаційних сигналів, за якими було виміряно пікові значення амплітуд.

Оскільки зібрані дані можуть містити надмірну похибку, постає задача їх попередньої фільтрації. Оскільки не відомо апріорно форму закону розподілу отриманих даних, слід вибрати статистичний критерій для виявлення результатів спостережень з надмірними похибками [3], який не залежить від закону розподілу. Його сутність полягає в тому, що з ряду спостережень вилучаються результати $x_i < x_{r-}$ та $x_i > x_{r+}$. Значення x_{r-}, x_{r+} розраховуються за формулами:

$$x_{r-} = \bar{x} - s \cdot \left(1 + A \cdot \sqrt{\frac{1}{\gamma^2} - 1}\right);$$

$$x_{r+} = \bar{x} + s \cdot \left(1 + A \cdot \sqrt{\frac{1}{\gamma^2} - 1}\right),$$

де $\bar{x}, s$ — вибіркові математичне сподівання та СКВ ряду спостережень; A — коефіцієнт, значення якого вибирається залежно від заданої довірчої імовірності в діапазоні від 0,85 до 1,30 (рекомендовано) $A = 1{,}3$; γ — контрексцес, значення якого залежить від форми закону розподілу,

$$\gamma = \sqrt{s^4 / \mu_4}$$

де μ_4 — четвертий центральний момент

$$\mu_4 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^4.$$

Оскільки форма закону розподілу апріорно не відома, слід попередньо виконати перевірку вибірки на нормальність.

У випадку, якщо гіпотеза про відповідність підтверджена, можна використовувати стандартну формулу нормального закону, а в іншому випадку слід перейти до процедури апроксимації.

Для перевірки існує велика кількість критеріїв, описаних як у нормативних документах, так і у відповідній літературі [4].

Перший — критерій перевірки на асиметрію, який використовую статистику $\left|\sqrt{b_1}\right|$

$$\left|\sqrt{b_1}\right| = \frac{m_3}{m_2^{3/2}}$$

де $m_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2$; $m_3 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^3$.

Другий — критерій перевірки на кривизну з використанням статистики b_2

$$b_2 = \frac{m_4}{m_2^2}$$

де $m_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2$; $m_4 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^4$.

Третій — критерій Фроцині

$$B_n = \frac{1}{\sqrt{n}}\sum_{i=1}^{n}\left|\Phi(z_i) - \frac{i - 0{,}5}{n}\right|,$$

де $z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$; $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i$; $s^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2$;

$\Phi(z_i)$ — функція розподілу N(0,1).

У табл. 1 наведено результати перевірки експериментальних даних за допомогою описаних вище критеріїв при рівні довірчої ймовірності 0,95. Як видно із наведених результатів, закон розподілу жодної з вибірок не може вважатися нормальним, що, у свою чергу, призводить до необхідності використання процедури апроксимації.

У табл. 2 наведено значення перших чотирьох моментів розподілу.

Розраховані значення коефіцієнтів ексцесу та асиметрії можна підставити у вираз (2) і отримати апроксимації емпіричних законів розподілу даних із бездефектної та дефектної зон:

$$f_N(x) = f(x) - \frac{0{,}339}{6} f^{(3)}(x) + \frac{-0{,}056}{24} f^{(4)}(x);$$

$$f_D(x) = f(x) - \frac{-0{,}276}{6} f^{(3)}(x) + \frac{-0{,}853}{24} f^{(4)}(x).$$

Таблиця 1

Результати перевірки гіпотези про нормальність законів розподілу експериментальних даних

Статистика	Без дефекту	Дефект 1	Дефект 2	Дефект 3	Порогове значення (P = 0,95)
$\left\|\sqrt{b_1}\right\|$	0,581	0,424	0,297	0,525	0,06
b_2	2,938	2,207	2,429	2,15	2,89
B_n	1,28591	1,41128	0,85484	2,22887	0,2840

Таблиця 2

Значення моментів законів розподілу

	$r3$	$r4$	СКВ	$\overline{x}$
Бездефектна область	0,339	–0,056	$9{,}438\cdot10^{-4}$	0,021
Дефект 1	0,179	–0,792	$3{,}994\cdot10^{-3}$	0,037
Дефект 2	–0,088	–0,573	$2{,}247\cdot10^{-3}$	0,029
Дефект 3	–0,276	–0,853	$2{,}434\cdot10^{-3}$	0,026

Як видно з рис. 2, закони розподілу амплітуд в області дефектів суттєво відрізняються від нормального, а їх перетин у бездефектній та дефектній областях створює зону невизначеності, у якій порогове значення має визначатися виходячи із імовірностей похибок першого та другого роду.

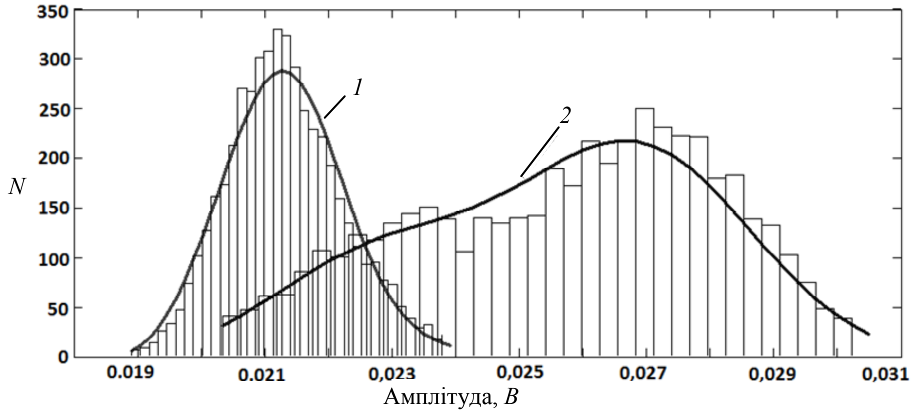


Рис. 2. Емпіричні форми законів розподілу та їх апроксимації:
1 — бездефектна область; *2* — область дефекту

Висновки

Ґрунтуючись на отриманих рівняннях апроксимуючих кривих та заданих значеннях похибок першого та другого роду, порогове значення може бути визначене за допомогою методів чисельного інтегрування з необхідною точністю.

Також, як інформативна характеристика, на основі якої приймається рішення про наявність або відсутність дефекту, може бути використане не лише значення амплітуди сигналу усереднене за деякою кількістю реалізацій, але і статистичні параметри, такі як форма закону розподілу та його основні характеристики — середньоквадратичне відхилення, коефіцієнти ексцесу та асиметрії.

ЛІТЕРАТУРА

1. *Ланге Ю. В.* Акустические низкочастотные методы и средства неразрушающего контроля многослойных конструкций / Ю. В. Ланге. — М. : Машиностроение, 1991. — 272 с.

2. *Кендалл М.* Теория распределений / М. Кендалл, А. Стюарт; пер. с англ. В. В. Сазонова, А. Н. Ширяева; под ред. А. Н. Колмогорова. — М. : Наука, 1966. — 588 с.

3. *Методика* установления вида математической модели распределения погрешности: МИ 199-79. — М. : Изд-во стандартов, 1981 — 31 с.

4. *Кобзарь А. И.* Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников / А. И. Кобзарь. — М. : Физматлит, 2006. — 816 с.

Стаття надійшла до редакції 07.06.2012.