# МЕТОДИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ ИНФОРМАТИВНЫХ ПРИЗНАКОВ ПРИ МНОГОПАРАМЕТРОВОМ НЕРАЗРУШАЮЩЕМ КОНТРОЛЕ

#### Ю. В. ВИТРУК, В. С. ЕРЕМЕНКО, А. М. ОВСЯНКИН

Рассмотрена методика отбора диагностических признаков при многопараметровом контроле композиционных материалов на основе пошагового дискриминантного анализа. Приведены результаты экспериментального исследования данной методики на примере неразрушающего контроля усталостных повреждений углепластиков методом свободных колебаний. Показано, что применение процедуры дискриминантного анализа для отбора параметров позволило уменьшить размерность диагностического пространства со 100 до 7.

Overview method selection diagnostic signs in case polyvalent control composition materials base on step-by-step discriminant analysis. Results experimental research given method present example nondestructive testing fatigue damages free-vibration methods. In result, application procedure discriminant analysis for selection parameters allowed to decrease dimension diagnostic space from 100 to 7.

Методы диагностики композиционных материалов, таких как многослойные пластиковые панели, сотовые панели и т. д., имеют ряд существенных отличий от методов диагностики структурно-однородных материалов. Это обусловлено сложной структурой композитов, разными механизмами разрушения, а также большим количеством типов дефектов, которые невозможно выявлять одним физическим методом. Поэтому для диагностики композитов используются многопараметровые комплексные методы. В работе [1] доказано, что с увеличением количества диагностических параметров повышается точность и надежность контроля, возрастают время обработки данных и аппаратурные затраты, что ведет к увеличению стоимости диагностики. Поэтому актуальной является проблема выделения определенного количества оптимальных с точки зрения информативности диагностических параметров контроля композитов. В работах [2, 3] эта проблема решается посредством метода главных компонент, который основан на преобразовании Карунена-Лоева. Однако этот метод имеет ряд недостатков, в частности, трудности при определении оптимальных значений собственных чисел и собственных векторов корреляционной матрицы, которая характеризует связь между диагностическими параметрами.

В статье проведено исследование возможности использования пошагового дискриминантного анализа [4] для отбора диагностических параметров с наибольшей чувствительностью к дефектности изделия и минимизация их количества.

Дискриминантный анализ основывается на пошаговой процедуре исследования каждого информативного параметра по критерию минимума отношения внутригруппового расстояния к межгрупповому расстоянию. В данном случае группами считаются множества значений информативных признаков, которые отвечают бездефектным зонам изделия и зонам с определенными дефектами.

Критерием информативности каждого отдельного параметра может служить Л-статистика Уилкса:

$$\Lambda(x) = \det W(x) / \det T(x),$$

где W(x), T(x) — соотвественно внутригрупповая и общая матрица взаимных произведений; detW(x), detT(x) — детерминанты соответствующих матриц.

Данная статистика принимает значение от 0 до 1. Большие ее значения свидетельствуют о слабом разделении между группами, малые — достаточном. Кроме  $\Lambda$ -статистики может также использоваться ее аппроксимация, которая базируется на *F*-распределении Фишера.

При пошаговой процедуре дискриминантного анализа выполняются следующие правила:

параметр не исключается, если значение его *F*-статистики исключения больше или равняется установленному порогу:

$$F_{\text{искл}} = \frac{n-q-p+1}{q-1} \cdot \frac{1-\Lambda(ux)}{\Lambda(ux)},$$

где n — общее количество наблюдений; q — количество групп; p — общее количество переменных;

параметр не включается, если значение его *F*-статистики включения ниже установленного уровня:

$$F_{\rm BKJ} = \frac{n-q-p}{q-1} \cdot \frac{1-\Lambda(ux)}{\Lambda(ux)};$$

параметр не включается, если значение его внутригрупповой толерантности ниже установленного порога.

© Ю. В. Витрук, В. С. Еременко, А. М. Овсянкин, 2007

# ТЕХНИЧЕСКАЯ ДИАГНОСТИКА

Толерантность для включения классификационной переменной равняется единице за вычетом квадрата ее внутригрупповой корреляции с текущими включенными переменными. При этом  $\Lambda(ux)$  — мультипликативный прирост, который получается при соответственном включении или исключении исследуемого параметра. Мультипликативный прирост вычисляется следующим об-

разом:  $\Lambda(x_i x) = \frac{\overline{t}_{ii}}{\widetilde{w}_{ii}}$  — для исключения параметра

 $x_i$  и  $\Lambda(x_i x) = \frac{\widetilde{w}_{ii}}{\widetilde{t}_{ii}}$  — соответственно для включения параметра  $x_i$ , где  $\widetilde{t}_{ii}$ ,  $\widetilde{w}_{ii}$  — текущие состояния мат-

риц T(x) и W(x), которые получены путем применения процедуры «выметания» [4] на соответствующих диагональных элементах.

Таким образом, после выполнения пошаговой процедуры диагностические параметры ранжируются по значению их информативности (в данном случае чувствительности к изменению физических свойств исследуемой зоны).

Дискриминантный анализ также дает возможность по отобранным информативным признакам построить дискриминантные функции, которые описывают каждый класс (группу) и позволяют классифицировать исследуемые зоны изделия на принадлежность к определенному эталонному классу (неповрежденные или с определенной степенью повреждения — определенными дефектами).

Дискриминантные функции строятся в виде следующего уравнения:

$$d_g = a_g + b_{gl} x_1 + \dots + b_{gp} x_p, \tag{1}$$

где  $a_g = -\frac{1}{2} \sum_j \overline{x}_{gi} b_{gi}$  и  $b_{gi} = -(n-q) \sum_j w_{ij} \overline{x}_{gi}$  —

коэффициенты дискриминантных функций, которые вычисляются по множествам информативных признаков, отвечающим эталонным зонам (обучающим множествам);  $\bar{x}_{gi}$  — среднее значение *i*-й переменной в эталонной группе g;  $x_1...x_p$  — значение соответствующих информативных признаков для исследуемой зоны.

Классификация изделий осуществляется по следующему правилу: дефект в изделии принадлежит к определенному эталонному классу, если значение соответствующей дискриминантной функции при подстановке в нее измеренных значений диагностических признаков больше, чем значение других дискриминантных функций при тех же значениях признаков. Таким образом, процедура пошагового дискриминантного анализа позволяет уменьшить размерность диагностического пространства и построить дискриминантные функции, по которым проводится классификация информационных сигналов.

Экспериментальные исследования проводили на образцах однонаправленного углепластика КМУ-11Э-0,08 толщиной 2,2 мм и размером 200×20 мм с полусферическим концентратором напряжения радиусом 1,5 мм. Дефектные зоны моделировались циклическим нагружением изгибом при нагрузке  $\sigma = 0.33\sigma_{\rm B}$  ( $\sigma_{\rm B}$  — предел прочности материала) каждого образца по 500 000, 750 000 и 1 000 000 циклов. Хотя усталостная прочность однонаправленных композиционных материалов в 2...3 раза превышает прочность конструкционных металлов, уже на ранней стадии циклического нагружения в композитах возникают разрушения на границе раздела волокно-матрица, появляются растрескивание матрицы и расслоения [5]. Данные типы разрушений приводят к постепенному снижению жесткости в процессе нагружений.

В работе [6] сделана попытка оценки усталостного разрушения углепластика импедансным методом и методом свободных колебаний по амплитуде информационного сигнала. Показано, что чувствительность контроля зависит от многих факторов — метода контроля и типа дефектоскопа, типа первичного преобразователя (раздельный или раздельно-совмещенный). Относительно небольшие изменения амплитуды сигналов для бездефектных и поврежденных образцов требуют повышенной стабильности условий при проведении контроля, а также высокой квалификации оператора. Поэтому в проведенных экспериментальных исследованиях с целью повышения информативности контроля усталостных повреждений в качестве диагностических параметров были использованы спектральные характеристики информационных сигналов свободных колебаний.

Возбуждение свободных колебаний в образцах осуществлялось посредством генератора дефектоскопа АД-60 и стандартного преобразователя ПДУ-3. Приемный микрофон преобразователя соединялся через порт ввода/вывода ЕТ1290 с персональным компьютером. Порт состоит из предварительного усилителя и 12-разрядного аналогоцифрового преобразователя с частотой дискретизации до 10 МГц (выбор необходимой частоты осуществляется программным путем). Сканирование образцов происходило в центральной зоне возле концентратора напряжения.

Пространством диагностических признаков с учетом подхода, описанного в [7], являются векторы действительных и мнимых частей спектра Фурье информативных сигналов. На рис. 1 показаны огибающие амплитудных и фазовых спектров полученных сигналов, осредненные по десяти значениям.

На данных рисунках кривые с отметкой 0 означают соответствующие спектры свободных колебаний, полученные на бездефектном образце, с



Рис. 1. Огибающие амплитудных (а) и фазовых (б) спектров свободных колебаний (обозначения кривых см. в тексте)

отметками 1-3 — спектры свободных колебаний, полученных на образцах, которые были подвержены нагружениям 500 000, 750 000 и 1 000 000 циклов соответственно. Предварительно анализируя рис. 1 можно сказать, что амплитудные спектры, по которым принято классифицировать сигналы свободных колебаний, незначительно отличаются один от другого. Это также хорошо видно из спектров разностей амплитуд (рис. 2), рассчитанных между амплитудными спектрами сигналов, полученных на дефектных образцах, и амплитудным спектром сигнала, полученного на бездефектном образце.

На рис. 2 кривая *1* характеризует разностные амплитудные спектры свободных колебаний между спектром на образце с 500 000 циклов нагружений и спектром на бездефектном образце; *2* — между спектром на образце с 750 000 циклов и спектром на бездефектном образце; *3* — между спектром на образце с 1 000 000 циклов и спектром на бездефектном образце.

Согласно методике, приведенной в [8], по разностным спектрам рассчитывается обобщенный параметр В. Для полученных данных он равняется 0,146 для образца с нагружением 500 000 циклов, 0,142 — 750 000 циклов и 0,141 — 1000 000 циклов. Можно сделать вывод, что сигналы, которые соответствуют различным типам дефектов, мало



Рис. 2. Разностные амплитудные спектры свободных колебаний (обозначения кривых см. в тексте)

различаются между собой по обобщенному параметру B, что не позволяет классифицировать их таким способом.

На рис. 3. изображен спектр метрических расстояний [7] между комплексными компонентами преобразования Фурье сигналов, полученных на образцах, которые подвергались нагружениям, и сигнала, полученного на образце, который не подвергался нагружению.

Обобщенный параметр *B*, рассчитанный по спектру метрических расстояний, для перечисленных выше образцов равняется соответственно 0,259; 0,234; 0,205. Таким образом, учет фазовой информации в спектрах метрических расстояний дает возможность несколько улучшить различимость между сигналами, которые соответствуют свободным колебаниям в образцах с различной нагрузкой. Следовательно, обработку сигналов свободных колебаний по метрическим расстояниям между комплексными спектрами можно про-



Рис. 3. Спектры метрических расстояний между комплексными спектрами, полученными на образце с 500 000 циклами нагружения и бездефектном образце (1); 750 000 циклами нагружения и бездефектном образце (2); образце с 1 000 000 циклов нагружения и бездефектном образце (3)

ТЕХНИЧЕСКАЯ ДИАГНОСТИКА И НЕРАЗРУШАЮЩИЙ КОНТРОЛЬ, №2,2007

## ТЕХНИЧЕСКАЯ ДИАГНОСТИКА -

Таблица	1. Результаты	пошаговой	процедуры	отбора	пере
менных					

Номер шага	Номер включенной переменной	Значение Л-статистики
0		1
1	22 <i>r</i>	0,0920559
2	21 <i>r</i>	0,0207883
3	26 <i>i</i>	0,0075883
4	3i	0,0029715
5	7i	0,0009627
6	14 <i>i</i>	0,0002943
7	17 <i>i</i>	0,0001279
8	36 <i>r</i>	0,0000592
9	23 <i>r</i>	0,0000094
10	13 <i>i</i>	0,0000035
11	19 <i>r</i>	0,0000017
12	11 <i>i</i>	0,0000007
13	10 <i>i</i>	0,0000003
14	43 <i>i</i>	< 0,0000001

Таблица 2. Расстояния Махаланобиса между группами в случае шести отобранных переменных

Образец	Бездефект.	500 000	750 000	1 000 000
Бездефект.	0,0000	553,1716	77,0873	73,0016
500 000	553,1716	0,0000	733,7812	418,4604
750 000	77,0873	733,7812	0,0000	60,9781
1 000 000	73,0016	418,4604	60,9781	0,0000

Таблица 3. Расстояния Махаланобиса между группами в случае семи отобранных переменных

Образец	Бездефект.	500 000	750 000	1 000 000	
Бездефект.	0,0000	1165,497	107,475	74,456	
500 000	1165,497	0,0000	1649,311	972,549	
750 000	107,475	1649,311	0,0000	106,1182	
1 000 000	74,456	972,549	106,1182	0,0000	
Примечание. В табл. 2-4 принято: бездефект. — бездефектный образец; 500 000, 750 000 и 1 000 000 — образцы с нагружением 500 000, 750 000 и 1 000 000 циклов.					

водить предварительно для отбора наиболее информативных гармоник.

В проведенных исследованиях использовалась процедура пошагового дискриминантного анализа, которая представлена в программном пакете обработки статистической информации «STATIS-TICA» (StatSoft). Результаты данной процедуры приведены в табл. 1. Номер шага совпадает в данном случае с количеством включенных переменных. Для дискриминантного анализа было использовано 50 первых комплексных гармоник свободных колебаний исследуемых зон.



Рис. 4. График пошагового изменения А-статистики Уилкса

Номеру переменной соответствует номер гармоники спектра, а индекс r или i означает действительную или мнимую ее часть. График пошагового изменения  $\Lambda$ -статистики приведен на рис. 4.

Было исследовано два случая: в первом отобрано шесть переменных ( $\Lambda = 0,0002943$ ), во втором — 7 ( $\Lambda = 0,0001279$ ). Параметром качества разделения на группы для этих двух случаев может служить значение  $\Lambda$ -статистики, которое для семи отобранных переменных почти в 2 раза меньше, чем для шести. Но для более лучшего сравнения целесообразно найти значение некоторых мер схожести между группами для этих двух случаев. В частности, удобной мерой схожести является расстояние Махаланобиса [9]:

$$D = (x - m)^T C^{-1} (x - m),$$

где m, x — векторы средних значений переменных соответственно одной и второй группы; C — ковариационная групповая матрица; ()<sup>T</sup> — оператор транспонирования;  $C^{-1}$  — оператор обращения матрицы.

Рассчитанные с помощью пакета «Statistica» расстояния Махаланобиса для двух случаев приведены в табл. 2 и 3.

Из анализа данных, приведенных в таблицах, следует, что увеличение множества классификационных переменных ведет к увеличению расстояний между группами. Но особенность данных сигналов такова, что расстояние между сигналом на образце с максимальным количеством циклов нагружений и сигналом на бездефектном образце наименьшая по сравнению с другими и составляет 74,456. Возможно, это вызвано непропорциональными изменениями механических свойств исследуемого материала при нагружениях в определенных диапазонах.

Также были рассчитаны коэффициенты дискриминантных функций для шести и семи отобранных переменных (табл. 4 и 5).

Классификатор, который является системой дискриминантных функций согласно формуле (1)

## ТЕХНИЧЕСКАЯ ДИАГНОСТИКА

#### Таблица 4. Коэффициенты дискриминантных функций для шести отобранных переменных

Номер переменной	Коэффициент	Бездефект. (g = 0)	500 000 (g = 1)	750 000 (g = 2)	1 000 000 (g = 3)
X22r	<i>bg</i> ,0	-26010,7	-6173,6	-24652,1	-19130,0
X21 <i>r</i>	<i>bg</i> ,1	10163,2	3882,4	8368,5	6181,4
X26i	bg,2	40991,9	-12337,1	55426,4	35906,3
X3i	<i>bg</i> ,3	2239,4	7368,3	-989,5	67,7
X47 <i>i</i>	bg,4	13345,3	-5771,6	18283,7	11238,8
X14 <i>i</i>	bg,5	-6306,5	132,7	-8169,8	-4652,7
Const	ag	-291,6	-90,2	-275,6	-169,2

Таблица 5. Коэффициенты дискриминантных функций для семи отобранных переменных

Номер переменной	Коэффициент	Бездефект. $(g = 0)$	$500\ 000\ (g=1)$	750 000 ( <i>g</i> = 2)	$1\ 000\ 000\ (g=3)$
X22r	<i>bg</i> ,0	-31524,3	1810,2	-33172,4	-23985,6
X21 <i>i</i>	<i>bg</i> ,1	9386,2	5007,6	7167,7	5497,1
X26r	bg,2	61015,4	-41331,7	86369,6	53540,6
X3i	<i>bg</i> ,3	-3158,3	15184,2	-9330,7	-4685,9
X47 <i>i</i>	bg,4	22040.8	-18363,0	31721,4	18896,8
X14 <i>i</i>	bg,5	-6765,0	796,7	-8878,4	-5056,6
X17r	bg,6	7140,4	-10339,5	11034,4	6288,4
Const	ag	-332,5	-175,9	-373,2	-200,9

Таблица 6. Результаты работы классификаторов

Верные решения	Решения класси- фикатора с шестью перемен- ными	Решения класси- фикатора с семью перемен- ными
0	0	0
0	0	0
0	0	0
1	1	1
1	1	1
2	0	2
3	3	3
3	0	3
3	0	3
3	3	3
3	3	3
3	3	3
Количество решений, сов- падающих с верными	9	12

и построенный на основе отобранных переменных посредством пошаговой процедуры, представляет собой следующую матричную систему уравнений:

$$D = BX$$
,

где D — матрица [4×4] искомых значений дискриминантных функций для четырех групп; X — матрица [4×(m + 1)] значений отобранных переменных для четырех групп (последний столбик матрицы заполняется единицами); B — матрица [(m + 1)×4] коэффициентов дискриминантных

функций; *т* — количество отобранных переменных.

Для проверки работы классификаторов было проведено 12 измерений на различных образцах. Результаты работы классификаторов для случая шести и семи отобранных переменных представлены в табл. 6, где цифры 0–3 означают соответственно сигналы, полученные на бездефектном образце, на образце с нагружением 500 000, 750 000 и 1 000 000 циклов.

Таким образом, классификация на основе семи отобранных переменных является более достоверной. Очевидно, что в рассмотренном случае использование меньшего количества переменных для классификации нецелесообразно.

#### Выводы

Применение пошагового дискриминантного анализа позволило уменьшить размерность пространства информативных признаков со 100 до 7 переменных.

Полученные дискриминантные функции дают возможность проводить диагностику не только в режиме «годен–не годен», но и осуществлять классификацию дефектных зон.

Вследствие того, что пошаговая процедура выбирает диагностические параметры, наиболее чувствительные к изменению свойств материалов, исследованная методика обеспечивает более высокую достоверность контроля, чем существующие методики на основе расчета обобщенных параметров.

### ТЕХНИЧЕСКАЯ ДИАГНОСТИКА

- 1. Рапопорт Д. А., Фрейдин Б. Г., Шор Л. А. О надежности многопараметрического неразрушающего контроля // Дефектоскопия. 1990. № 8. С. 81–87.
- Ахметиин А. М. Применение метода главных компонент в неразрушающем контроле // Там же. — 1981. — № 12. — С. 23–36.
- Виброакустическая диагностика неметалических элементов конструкций летательных аппаратов с использованием алгоритма множественной классификации сигналов / С. Р. Игнатович, Н. И. Бурау, И. М. Закиев, А. Д. Коган // Материалы 14-й ежегодной междунар. конф. «Современные методы и средства неразрушающего контроля и технической диагностики». — 16–20 окт. 2006 г., Ялта. — С. 48–49.
- Статистические методы для ЭВМ / Под ред. К. Энслейна, Э.Релстона, Г. С. Уилфа. — М.: Наука, 1986. — 464 с.

Нац. авиац. ун-т, Киев

- Фудзи Т., Язако М. Механика разрушения композиционных материалов: Пер. с япон. М.: Мир, 1982. 232 с.
  Овсянкін А. М., Дереча В. Я., Луб'яний В. В. Контроль
- Овсянкін А. М., Дереча В. Я., Луб'яний В. В. Контроль втомних пошкоджень конструкцій з ПКМ // Техн. диагностика и неразруш. контроль. — 2007. — № 1. — С. 39–44.
- 7. Витрук Ю. В., Еременко В. С. Особенности применения преобразования Фурье для диагностики композиционных материалов методом свободных колебаний // Там же. 2006. № 3. С. 24–26.
- Применение спектрального анализа в низкочастотных акустических дефектоскопах / Ю. В. Ланге, С. И. Воропаев, В. Ф. Мужицкий и др. // Дефектоскопия. — 1995. — № 10. — С. 74–83.
- 9. Ту Дж., Гонсалес Р. Принципы распознавания образов. — М.: Мир, 1978. — 412 с.

Поступила в редакцию 25.12.2006



При виникненні у Вас пропозицій щодо неруйнівного та руйнівного контролю, технічного діагностування, технічного огляду (опосвідчення) вищеназваних об'єктів — ми готові до співпраці.