### УДК 620.179.16:629.76/.78

# А. Э. КАШАНОВ<sup>1</sup>, В. П. МАЛАЙЧУК<sup>2</sup>, И. И. ДЕРЕВЯНКО<sup>2</sup>

# <sup>1</sup> Государственное предприятие «Конструкторское бюро «Южное» им. М. К. Янгеля», Украина

<sup>2</sup> Днепропетровский национальный университет им. Олеся Гончара, Украина

# ВИЗУАЛЬНО-АНАЛИТИЧЕСКИЙ МЕТОД УЛЬТРАЗВУКОВОЙ ДЕФЕКТОСКОПИИ В ЗАДАЧАХ КОНТРОЛЯ ЛИНЕЙНО-ПРОТЯЖЕННЫХ ОБЪЕКТОВ РАКЕТНО-КОСМИЧЕСКОЙ ТЕХНИКИ

Рассмотрены задачи дефектоскопии линейно-протяженных объектов ракетно-космической техники путем математической обработки выборок ультразвуковых измерений, искаженных контактной помехой и измерительным шумом с неизвестными статистическими закономерностями, и формирования визуально-аналитических данных для поддержки принятия решений об их дефектности и дефектометрических параметрах (координатах дефектов, их размерах и интенсивности). Для решения этих задач двухмерная выборка случайных величин путем вычисления отношения измерений дефектного и донного ультразвуковых сигналов и последующего многократного суммирования для дальнейшей обработки преобразуются в одномерную выборку независимых случайных величин с неизвестными статистическими параметрами.

**Ключевые слова:** ракетно-космическая техника, неразрушающий ультразвуковой контроль, дефектоскопия, аномальный участок, вычислительные эксперименты, суммарные преобразования.

#### Цель статьи

Предлагается в задачах неразрушающего ультразвукового контроля линейно-протяженных объектов использовать визуально-аналитический метод обработки экспериментальных измерений и подготовку данных для поддержки принятия решений о дефектности ракетно-космической техники.

### Постановка задачи

В ГП «КБ «Южное» функционирует система менеджмента качества создания, совершенствования и модернизации ракетно-космических комплексов. Это задача управления процессами проектирования ракетно-космической техники, разработкой конструкторской и эксплуатационной документации, ее экспериментальной отработкой, оценкой характеристик и показателей качества объектов менеджмента и управления мониторингом его результатов. Эффективность управления зависит от методов и средств получения информации о состоянии и качестве исследуемых объектов ракетно-космической техники, содержащейся в качественных оценках и количественных измерениях различной физической природы и их математической обработки [1-2].

Одним из таких методов является ультразвуковой метод неразрушающего контроля [3]. Он занимает первое место в задачах дефектоскопии линейно-протяженных объектов ракетно-космической техники [4]. Механические колебания, возбуждаемые ультразвуковыми импульсами, распространяясь

© А. Э. Кашанов, В. П. Малайчук, И. И. Деревянко

в материале, отражаются и переотражаются структурными неоднородностями, аномальными образованиями, дефектами, принимаются приемником и фиксируются в виде двух измерений сигналов: 1) донного, отраженного от противоположной плоскости –  $x_2(k)$ ; 2) максимальные значения структурного шума или отражений от аномальных участков, или дефектов (трещины, раковины, непроклеи и т.д.) –  $x_1(k)$ . Математические модели их измерений записываются в виде

$$\begin{aligned} x_1(k) &= m(k) \big[ S_{01}(k) + \Delta S_1(k) + A_1(k) \big] + n_1(k) , \quad (1) \\ x_2(k) &= m(k) \big[ S_{02}(k) + \Delta S_2(k) - A_2(k) \big] + n_2(k) . \end{aligned}$$

Здесь m(k) – контактная (модулирующая) помеха; n(k) – измерительный шум;  $S_{0i}(k)$  – постоянные или медленно изменяющиеся стохастические составляющие, характеризующие интенсивность механических колебаний в различных точках контролируемого объекта;  $\Delta S(k)$  – автокоррелированная составляющая, порождаемая случайными неоднородностями напряженно-деформированного состояния материала;  $A_1(k)$ ,  $A_2(k)$  – составляющие, порождаемые дефектами.

Обнаружение дефектов и оценка их параметров существенно зависит от влияния помех m(k) и n(k) и неизвестной случайной автокоррелированной последовательности  $\Delta S(k)$ . Известно решение этой задачи для одномерного случая: по выборке x(k) обнаружить и оценить  $A^*(k)$  [5]. Алгоритм

обработки выборки сравнительно простой. Если  $x(k) = S_0 + A(k) + n(k)$ , то определяются среднее значение  $\bar{x}$  и выборочная дисперсия  $D^*$  и оценивается порог дефектности  $x_0$  по критерию Неймана-Пирсона из условия, что вероятность ложного обнаружения дефекта не должна превышать заданное значение, например, 0,05. Тогда, если измерения выборки x(k) независимые гауссовы случайные величины, то  $x_0 = \bar{x} + 2\sqrt{D^*}$  и формируется функция решений  $R(k) = \text{sgn}(x(k) - x_0)$ , где sgn(y) - функция единичного скачка, равная нулю, если <math>y < 0 и 1, если  $y \ge 0$ .

Функция решений принимает значения 0 и 1, так что x(k)R(k) – оценка предполагаемого дефектного сигнала  $A^*(k)$  в точке измерения k. От точечного дефекта (дефекта малого размера) отражается несколько импульсов. Их минимальное число зависит от скорости сканирования, размеров датчика и частоты зондирования. Если длина датчика L, частота зондирования F и V – скорость сканирования, то минимальное число импульсов, отражаемых от точечного дефекта равно  $n_m = LFV^{-1}$ . Обычно их не менее десяти, так что возникает задача выбора второго порога дефектности – числа превышений подряд  $R(k)x(k) > x_0$ , которые должны считаться дефектными.

Рассмотрим решение задачи обработки ультразвуковых измерений  $x_1(k)$  и  $x_2(k)$ , цель которой – обнаружение дефектных участков, их координат, размеров, интенсивностей и представление результатов обработки для визуально-аналитического анализа и принятия решений о состоянии линейнопротяженного объекта при единственном условии: контроль состоялся, измерения получены и хранятся в памяти компьютера.

#### Математические модели измерений

Информация о дефектности контролируемых линейно-протяженных объектов содержится в изменениях интенсивности возбуждаемых механических колебаний, преобразуемых датчиками в электрические сигналы. Измерения их запоминаются в виде двух выборок измерений  $x_1(k)$  и  $x_2(k)$ . Это сложная последовательность автокоррелированных случайных величин с различными и неизвестными видами их статистических закономерностей.

Модулирующая помеха m(k) – это автокоррелированная последовательность случайных величин с законом бета-распределения вероятностей и параметрами  $\alpha$  и  $\beta$ , изменяющаяся от нуля до единицы.

$$W(m) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} m^{\alpha - 1} (1 - m)^{\beta - 1}, \qquad (2)$$

где  $\Gamma(\alpha)$  – гамма-функция.

Функция  $S_0(k)$  характеризирует медленные изменения интенсивности механических колебаний в различных точках их возбуждения ультразвуком. Их причина – интегральные изменения структуры материала на различных участках контролируемых объектов. Автокоррелированная последовательность  $\Delta S(k)$  является отражением влияния напряженнодеформированного состояния материала на механические колебания, порождаемые ультразвуком.

Для математического описания положительных стохастических последовательностей  $S_0(k)$  и  $\Delta S(k)$  используются разностные уравнения, как аналоги моделей марковских и юловских последовательностей, отличающихся от них видом закона распределения – это гамма-распределение вместо распределения Гаусса

$$\begin{split} S_0(k) &= \alpha S_0(k-1) + \beta U_1(k) , \qquad (3) \\ \Delta S(k) &= \alpha_1 \Delta S(k-1) - \alpha_2 \Delta S(k-2) + \beta U_2(k) , \end{split}$$

где U<sub>1</sub>(k) и U<sub>2</sub>(k) – формирующие последовательности экспоненциально-распределенных независимых случайных величин с единичным математическим ожиданием и единичной дисперсией [6].

Модели дефектных составляющих

$$A_{1}(k) = A_{01} + \Delta A_{1}(k), \qquad (4)$$
$$A_{2}(k) = A_{02} + \Delta A_{2}(k),$$

где  $\Delta A(k)$  описывается такой же моделью, как и  $\Delta S(k)$  в выражении (3). Наличие дефекта оказывает влияние не только на измерения  $x_1(k)$ , которые увеличиваются, но и на  $x_2(k)$ , значения которых уменьшаются, так что  $A_{02} = aA_{01}$ , где  $a \leq 1$  и его значение при контроле неизвестно. Это связано с влиянием дефектов на интенсивность донного сигнала.

Измерительный шум n(k) - последовательность независимых нормальных случайных величин, как правило, с неизвестной интенсивностью.

# Задача обнаружения аномальных элементарных участков

Обработка выборок измерений  $x_1(k)$  и  $x_2(k)$ имеет своей целью обнаружение аномальных участков, их анализ, определение дефектов, их координат и размеров, оценку интенсивности как величину превышения относительного среднего значения измерений. Для уменьшения влияния модулирующей (контактной) помехи m(k) преобразуем двухмерные измерения в одномерные

$$Z(k) = \frac{x_1(k)}{x_2(k)} =$$
$$= \frac{m(k)(S_{01}(k) + \Delta S_1(k) + A_1(k)) + n_1(k)}{m(k)(S_{02}(k) + \Delta S_2(k) + A_2(k)) + n_2(k)}.$$
 (5)

На рисунке 1 представлены графики выборок  $x_1(k)$ ,  $x_2(k)$  и Z(k), длинной 6400 измерений, содержащих дефектные участки разных размеров и интенсивностей.

Задачу обнаружения аномальных участков, в пределах которых интенсивность измерений превышает интенсивность на других участках, можно решить следующим образом [2]. Предположим, что минимальный размер аномального участка n = 64 и что в выборке N = 6400 измерений. Разделим выборки  $x_1(k)$  и Z(k) на элементарные участки и определим средние значения измерений на каждом і-том участке

$$\overline{\mathbf{x}_{1}}(i) = \frac{1}{n} \sum_{k=(i-1)n+1}^{ni} \mathbf{x}_{1}(k) , \qquad (6)$$

$$\overline{Z}(i) = \frac{1}{n} \sum_{k=(i-1)n+1}^{ni} Z(k), \quad i = 1, 2, ..., t$$

где n – число измерений сигнала, отраженного от точечного (малого) дефекта при контакте пьезопреобразователя с этим дефектом, t – количество элементарных участков. Если длина выборок  $x_1(k)$  и Z(k) составляет N = 6400, то количество элементарных участков t = 100.

На рисунке 2 представлены выборки средних  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{Z}(i)$ .

Участок с номером і считается аномальным, если средние значения  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{Z}(i)$  будут больше порога оценки аномальности  $\overline{x_0}$  и  $\overline{Z_0}$ , и может быть обнаружен, если пороги аномальности известны. Рассмотрим эту задачу на примере выборки  $\overline{x_1}(i)$  (для  $\overline{Z}(i)$  задача решается аналогично).



Выберем порог  $\overline{x_0}$ , и, если на участке будет выполняться неравенство  $\overline{x_1}(i) > \overline{x_0}$ , то этот участок следует считать аномальным. При этом возможны две ошибки: 1) ложное обнаружение, когда дефекта нет, а неравенство имеет место (ошибка 1го рода с вероятностью P(d/H)); 2) дефект есть, а неравенство противоположное, это пропуск дефекта, (ошибка 2-го рода с вероятностью P(H/d)). Ошибки второго рода зависят от знания интенсивностей и размеров дефектов, которые при контроле неизвестны.

Для измерений с нормальным законом распределения вероятностей обычно определяют порог из условия Неймана-Пирсона: число ложных решений должно быть ограничено, то есть вероятность принятия ложного решения 1-го рода P(д/н) не должна превышать заданное значение, например, 0,05 (допускается 5 ошибок из 100).

Последовательности средних  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{Z}(i)$  – это выборки случайных величин. На рисунке 3 (а, в) представлены гистограммы выборок  $x_1(k)$ ,  $\overline{Z}(k)$ ,  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{Z}(i)$ . Из рисунка видно, что при усреднении измерений на элементарных участках закон распределения изменяется от гамма-распределения до почти нормального, и при этом упрощается задача выбора порога аномальности и определения числа решений при таком выборе.

Пороги аномальности выбираются из условия: если участок  $\overline{x_1}(i)$  бездефектный, то оценка вероятности того, что будет иметь место неравенство  $\overline{x_1}(i) > \overline{x_0}$ , не должна превышать допустимого значения вероятности ошибки 1-го рода. Участки, удовлетворяющие этому неравенству, будут считаться условно аномальными, но не дефектными.

На обнаружение существенное влияние оказывает выбор порогов  $\overline{x_0}$ , и  $\overline{Z_0}$ . Если измерения  $\overline{x_1}(i)$  – нормальные случайные величины и P(g/h) = 0,05, то по теории Неймана-Пирсона порог выбирается из известного условия  $x_0 = M^* + 2\sqrt{D^*}$ . Так как нормальность средних сомнительна, а M и D неизвестны, то

$$\overline{x_0} = M_x^* + K_a \sqrt{D_x^*}, \quad \overline{Z_0} = M_Z^* + K_a \sqrt{D_Z^*}, \quad (7)$$

где  $M_x^* = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t \overline{x_1}(i)$  – среднее значение  $\overline{x_1}(i)$ , а

$$D_x^* = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^{t} (\overline{x_1}(i) - M^*)^2$$
 – их выборочная дисперсия.

Аналогично оцениваются  $M_Z^*$  и  $D_Z^*$ . Коэффициент дефектности  $K_a$  можно менять и оценивать  $P^*(\pi/\mu)$  по выборкам  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{Z}(i)$ , решая, таким образом, обратную задачу Неймана-Пирсона.

К сожалению, у метода усреднения значений на элементарном участке есть недостаток: если дефектные измерения точечных объектов попадают на два соседние участки, то они меньше числа измерений участка и могут быть не обнаружены.



Рис. 3. Гистограммы выборок  $x_1(k)$ , Z(k),  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{Z}(i)$ 

Предлагается другой способ решения этой задачи.

# Формирование участков оценки аномальности путем последовательного суммарного преобразования выборки измерений

Рассмотрим выборку на первом элементарном участке с 64 измерениями Z(1),  $Z(2) \dots Z(k) \dots Z(63)$ , Z(64) и преобразуем ее следующим образом (аналогичные преобразования проведем для выборки  $x_1(k)$ )

$$\overline{Z}_{1}(j) = \frac{1}{2}(Z(2j) + Z(2j-1)).$$
(8)

В результате получим выборку из 32 измерений  $\overline{Z}_1(j)$  как средние значения пар измерений из начальной последовательности.

Проведем такое же преобразование выборки  $\overline{Z}_l(j)$ 

$$\overline{Z}_2(j) = \frac{1}{2}(\overline{Z}_1(2j) + \overline{Z}_1(2j-1)).$$
(9)

Таких измерений будет 16. При следующем преобразовании их будет 8

$$\overline{Z}_{3}(j) = \frac{1}{2}(\overline{Z}_{2}(2j) + \overline{Z}_{2}(2j-1)).$$
(10)

Потом будем иметь выборки из 4 значений, а затем и из 2 значений

$$\overline{Z}_{4}(j) = \frac{1}{2}(\overline{Z}_{3}(2j) + \overline{Z}_{3}(2j-1)), \qquad (11)$$
$$\overline{Z}_{5}(j) = \frac{1}{2}(\overline{Z}_{4}(2j) + \overline{Z}_{4}(2j-1)).$$

Прекратим процесс преобразования, если на элементарном участке останется только два измерения  $\overline{Z}_{51}(2j)$  и  $\overline{Z}_{52}(2j-1)$ . Легко убедится, что средние значения левой и правой части равны

$$\overline{Z}_{51} = \frac{1}{32} \sum_{k=1}^{32} Z(k) , \quad \overline{Z}_{52} = \frac{1}{32} \sum_{k=33}^{64} Z(k) .$$
 (12)

При следующем суммарном преобразовании получим выборку, которая равна обычному среднему на элементарном участке

$$\overline{Z}_{6}(j) = \frac{1}{2} (\overline{Z}_{51}(2j) + \overline{Z}_{52}(2j-1)) =$$

$$= \frac{1}{64} \sum_{k=1}^{64} Z(k) = \overline{Z}(i) .$$
(13)

Таким образом, в результате пятикратного суммарного преобразования выборки Z(k) получим на каждом i-ом участке два измерения  $\overline{Z}_1(j)$  и  $\overline{Z}_2(j)$ . Выборка из 6400 измерений преобразуется в выборку 200 средних значений, по два значения на каждом участке. Выборки измерений средних после пятикратного суммирования представлены на рисунке 4, а гистограмма на рисунке 3 (б).

Выборки средних  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{Z}(i)$ , i = 1, 2, ..., 100 и выборки  $\overline{x_{1_5}}(j)$  и  $\overline{Z_5}(j)$ , j = 1, 2, ..., 200 содержат информацию об аномальных участках. Для их выделения и оценки воспользуемся методом сравнения измерений с переменным порогом (7) с различными значениями коэффициента аномальности. В результате получим решение обратной задачи Неймана-Пирсона: частоты обнаружения аномальных участков как функции значений порогов  $x_0$  и  $Z_0$ .

# Факторный анализ влияния порогов аномальности на обнаружение аномальных участков

Выберем пороги аномальности  $\overline{x_0}$  и  $\overline{Z_0}$ , полагая, что коэффициенты  $K_a = 1; 1,5; 2; 2,5; 3$  и оценим частоты превышения порогов выборок  $\overline{x_1}(i)$ и  $\overline{Z}(i)$  и выборок  $\overline{x_{1_5}}(j)$  и  $\overline{Z_5}(j)$  по формулам



47

$$P^{*}(\overline{x_{1}}) = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} \operatorname{sgn}(\overline{x_{1}}(i) - \overline{x_{0}}), \quad (14)$$

$$P^{*}(\overline{Z}) = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} \operatorname{sgn}(\overline{Z}(i) - \overline{Z_{0}}), \quad (14)$$

$$P^{*}(\overline{x_{1_{5}}}) = \frac{1}{200} \sum_{j=1}^{200} \operatorname{sgn}(\overline{x_{1_{5}}}(j) - \overline{\overline{x_{0_{5}}}}), \quad (14)$$

$$P^{*}(\overline{Z_{5}}) = \frac{1}{200} \sum_{j=1}^{200} \operatorname{sgn}(\overline{Z_{5}}(j) - \overline{\overline{Z_{0_{5}}}}), \quad (14)$$

где  $\overline{x_{0_5}}$  и  $\overline{Z_{0_5}}$  – пороги аномальности при пятикратном суммарном преобразовании.

Результаты представлены в таблице 1.

Если бы объект контроля был бездефектным, а оценки средних независимые и гауссовы, то при  $\overline{Z_0} = M^* + 3\sqrt{D^*}$  частота их превышения порога была бы 0,015 и меньше. По результатам факторного анализа исследуемых выборок это имеет место, но так как нет уверенности в их нормальности, то, полагая  $K_a = 1,5$  и  $K_a = 2$ , выделим и визуально рассмотрим их аномальные участки.

Таблица 1

Оценки частот превышения порогов различной величины Р\*

pussiii inon buin innisi i								
K <sub>a</sub>	1	1,5	2	2,5	3			
$\overline{\mathbf{x}_0}$	1,785	1,975	2,166	2,357	2,548			
$P^*(\overline{x_1})$	0,12	0,1	0,07	0,04	0,01			
$\overline{Z_0}$	0,296	0,33	0,364	0,397	0,431			
$P^*(\overline{Z})$	0,09	0,07	0,07	0,05	0,02			
$\overline{\mathbf{x}_{0_5}}$	1,857	2,083	2,31	2,537	2,763			
$P^*(\overline{x_{1_5}})$	0,14	0,08	0,045	0,02	0,01			
$\overline{\overline{Z_{0_5}}}$	0,306	0,344	0,383	0,422	0,46			
$P^*(\overline{Z_5})$	0,115	0,075	0,065	0,035	0,01			

## Визуальное представление аномальных участков и оценка их дефектности

Рассмотрим четыре выборки  $\overline{x_1}(i)$ ,  $\overline{Z}(i)$ ,  $\overline{x_{1_5}}(j)$ ,  $\overline{Z_5}(j)$  и выделим их аномальные измерения для двух значений порогов аномальности  $K_a = 1,5$  и  $K_a = 2$  по формулам

$$A_{i}(\overline{x_{1}}/K_{a}) = \overline{x_{1}}(i) \operatorname{sgn}(\overline{x_{1}}(i) - \overline{x_{0}}), \quad (15)$$

$$A_{j}(\overline{x_{1_{5}}}/K_{a}) = \overline{x_{1_{5}}}(j) \operatorname{sgn}(\overline{x_{1_{5}}}(j) - \overline{\overline{x_{0}}}), \quad A_{i}(\overline{Z}/K_{a}) = \overline{Z}(i) \operatorname{sgn}(\overline{Z}(i) - \overline{Z_{0}}),$$

$$A_j(\overline{Z_5}/K_a) = \overline{Z_5}(j)sgn(\overline{Z_5}(j) - \overline{\overline{Z_0}})$$

Выборки аномальных участков для двух значений коэффициентов аномальности представлены на рисунке 5 и 6.

Проведем визуальный сравнительный факторный анализ влияния на аномальные выборки видов усредненных измерений  $\overline{x_1}(i)$ ,  $\overline{Z}(i)$ ,  $\overline{x_{1_5}}(j)$ ,  $\overline{Z_5}(j)$  и двух коэффициентов аномальности  $K_a = 1,5$  и  $K_a = 2$ . Из рассмотрения аномальных выборок можно сделать следующие выводы.

1. Число одномерных аномальных участков меньше в выборках  $\overline{Z}(i)$  и  $\overline{Z_5}(j)$ , чем в выборках  $\overline{x_1}(i)$  и  $\overline{x_{1_5}}(j)$ , и меньше, чем больше коэффициент аномальности  $K_a$ .

2. Число многомерных аномалий почти не зависит от видов измерений и коэффициентов аномальности и может служить признаком для распознавания их дефектности.

3. Для выявления дефектных участков используем выборки  $\overline{x_{1_5}}(j)$  и  $\overline{Z_5}(j)$  и решающее правило: *i*-ый участок считается дефектным, если на этом участке, содержащем два измерения, оба измерения превышают порог сравнения.

Функции решений  $R_x(i/D)$  и  $R_Z(i/D)$  дефектности *i*-го участка записываются в виде

$$R_{Z}(i/D) = \operatorname{sgn}[\operatorname{sgn}(\overline{Z_{5}}(2i) - \overline{Z_{0}}) + (16) + \operatorname{sgn}(\overline{Z_{5}}(2i) - \overline{\overline{Z_{0}}}) - 1, 5],$$

$$R_{x}(i/D) = \operatorname{sgn}[\operatorname{sgn}(\overline{x_{1_{5}}}(2i) - \overline{x_{0}}) + \operatorname{sgn}(\overline{x_{1_{5}}}(2i) - \overline{x_{0}}) - 1, 5].$$

Для формирования выборок дефектности  $D_x(i)$  и  $D_7(i)$  используем формулы

I

$$D_x(i) = \overline{x_{1_5}}(i)R_x(i/D), \ D_Z(i) = \overline{Z_5}(i)R_Z(i/D).$$
 (17)

Выборки дефектных участков  $D_x(i/K_a)$  и  $D_Z(i/K_a)$  для двух значений коэффициентов аномальности 1,5 и 2 представлены на рисунке 7.

Из анализа выборок дефектных участков следует, что у проконтролированного объекта имеет место три дефекта разных размеров: 1) один дефект размером в один участок (i = 10), 2) второй дефект размером в два участка (i = 25 и 26), 3) третий – размерами в три элементарных участка (i = 40, 41 и 42).

#### Исследование дефектных участков

Известны координаты дефектов с точностью до номеров элементарных участков. Поэтому можно



провести их визуальный анализ, используя графики  $D_x(k)$  и  $D_Z(k)$  этих участков (рисунок 8).

Обнаруженные дефекты характеризуется следующими параметрами: 1) координаты начала и конца дефекта  $k_1$  и  $k_2$ ; 2) размеры в единицах зондирования  $\Delta k = k_2 - k_1$ ; 3) средние значения измерений на дефектных участках; 4) разбросы измерений в дефектных участках (корни квадратные из выборочных дисперсий). Они были оценены и представлены в таблице 2, причем, вверху средние значения и разбросы в естественных единицах, внизу – значения, полученные путем сравнения их со средними значениями и разбросами по всей выборке (6400 измерений).

Таблица 2

Оценки дефектометрических параметров

Дефект		Х	1	Z				
№	Начало, конец	среднее	разброс	среднее	разброс			
1	640-704	2,308	0,923	0,430	0,138			
	64	1,651	1,136	1,884	1,049			
2	1600-1728	2,326	0,847	0,427	0,132			
	128	1,663	1,042	1,873	1,006			
3	2560-2752	2,499	0,874	0,445	0,147			
	192	1,787	1,076	1,952	1,119			

Из анализа этих оценок следует, что дефекты, независимо от размеров, примерно одной интенсивности и почти с одинаковыми разбросами. Их интенсивности превышают среднее ее значение по объекту контроля в 1,6-1,8 раза при почти неизменном разбросе. Можно предположить, что дефекты – это следствие одной и той же причины, очевидно, трещины различной длины.

#### Выводы

 Предложен и исследован визуально-аналитический метод принятия решений в задаче оценки дефектности линейно-протяженных объектов путем преобразования и обработки двухмерных выборок экспериментальных измерений ультразвуковых сигналов со случайными автокоррелированными параметрами, неизвестными статистическими закономерностями, искаженных контактной (модулирующей) помехой и аддитивным измерительным шумом.

2. Для уменьшения влияния контактной и случайной помехи и измерительного шума двухмерная выборка случайных величин путем вычисления отношения измерений дефектного и донного ультразвуковых сигналов и последующего многократного суммирования для дальнейшей обработки преобра-



зуются в одномерную выборку независимых случайных величин с неизвестными статистическими параметрами.

3. Предложены алгоритмы и компьютерная программа обработки экспериментальных выборок измерений для визуального рассмотрения и проведения факторного аналитического анализа, оценки влияния числа суммарных преобразований и выбора порога дефектности путем решения обратной задачи Неймана-Пирсона, обнаружения дефектных участков и определения их дефектометрических характеристик.

#### Литература

1. Бондарь, М. А. Математическое обеспечение системы менеджмента качества ракетнокосмической продукции [Текст] / М. А. Бондарь, А. Э. Кашанов, В. П. Малайчук // Авиационно-космическая техника и технология. – 2015. – №3 (120). – С. 94-101.

2. Менеджмент качества при выполнении ГП «КБ «Южное» проектов в космической области [Текст] / М. А. Бондарь, А. Э. Кашанов, А. А. Колоколов, Л. Н. Лахно, А. Л. Макаров, О. Д. Морозов, В. Д. Потий, Ю. А. Шовкопляс // Космическая техника. Ракетное вооружение. – 2013. – Вып 1 (103). – С. 86-92.

3. Chen, C. H. Ultrasonic and Advanced Methods for Nondestructive Testing and Material [Text] / C. H. Chen. – University of Massachusetts Dartmouth, USA, 2007. – 684 p.

4. Потапов, И.А. Акустические методы и средства неразрушающего контроля и дистанционной диагностики трубопроводов [Текст] : дис. ... канд. техн. наук : 05.02.11 / Потапов Иван Анатольевич. – Санкт-Петербург, 2007. – 229 с.

5. Малайчук, В. П. Математическая дефектоскопия [Текст] : моногр. / В. П. Малайчук, А. В. Мозговой. – Днепропетровск : Системные технологи, 2005. – 180 с.

6. Малайчук, В. П. Математическое моделирование марковских гамма-последовательностей [Текст] / В. П. Малайчук, А. И. Федорович // Системні технології. Регіональний міжвузівський збірник наукових праць. – Вип. 6 (77). – Дніпропетровськ : "Системні технології", 2011. – С. 12-19.

Поступила в редакцию 14.09.2015, рассмотрена на редколлегии 18.11.2015

# ВІЗУАЛЬНО-АНАЛІТИЧНИЙ МЕТОД УЛЬТРАЗВУКОВОЇ ДЕФЕКТОСКОПІЇ У ЗАДАЧАХ КОНТРОЛЮ ЛІНІЙНО-ПРОТЯЖНИХ ОБ'ЄКТІВ РАКЕТНО-КОСМІЧНОЇ ТЕХНІКИ

## О. Е. Кашанов, В. П. Малайчук, І. І. Деревянко

Розглянуто задачі дефектоскопії лінійно-протяжних об'єктів ракетно-космічної техніки шляхом математичної обробки вибірок ультразвукових вимірювань, спотворених контактною перешкодою і вимірювальним шумом з невідомими статистичними закономірностями, і формування візуальноаналітичних даних для підтримки прийняття рішень про їх дефектність та дефектометричні параметри (координати дефектів, їх розміри й інтенсивність). Для вирішення цих завдань двомірна вибірка випадкових величин шляхом обчислення відношення вимірювань дефектного та донного ультразвукових сигналів і наступного багаторазового підсумовування для подальшої обробки перетворяться в одновимірну вибірку незалежних випадкових величин з невідомими статистичними параметрами.

**Ключові слова:** ракетно-космічна техніка, неруйнівний ультразвуковий контроль, дефектоскопія, аномальна ділянка, обчислювальні експерименти, сумарні перетворення.

### VISUAL-ANALITYCAL METHOD OF ULTRASONIC FLAW DETECTION IN LINEAR EXTENDED OBJECTS OF SPACE ROCKETRY MONITORING TASKS

### O. E. Kashanov, V. P. Malaychuk, I. I. Derevyanko

Linear-extended space rocketry objects flaw detection tasks were reviewed by means of ultrasonic measurement seriesmathematictreatment distorted by contact disturbance and measuring noise with unknown statistic regularities and visual-analytical data generation to support decision taking as to its defectiveness and defect metric parameters (defect coordinates, their size and intension). In order to solve these tasks the two dimensional series of random value are transformed to one dimentional series of independent random values with unknown statistic parameters by means of computing the measured ratio of defected and back wall ultrasonic signals and follow-on multiple summing up for further treatment.

**Key words:** space rocketry, non-destructive ultrasonic control, flaw detection, anomalous place, calculating tests, summing up reformations.

Кашанов Александр Эрикович – канд. техн. наук, заместитель Генерального конструктора по научной и учебной работе, Государственное предприятие «Конструкторское бюро «Южное» им. М. К. Янгеля», Днепропетровск, Украина, e-mail:info@yuzhnoye.com.

Малайчук Валентин Павлович – д-р техн. наук, проф., зав. каф. радиоэлектронной автоматики физико-технического факультета, Днепропетровский национальный университет им. Олеся Гончара, Днепропетровск, Украина, e-mail: rea.ftf@dnu.dp.ua.

Деревянко Игорь Игоревич – асп. каф. радиоэлектронной автоматики физико-технического факультета, Днепропетровский национальный университет им. Олеся Гончара, Днепропетровск, Украина, e-mail: Igoreshke@mail.ru.