



# БЕЗЭТАЛОННАЯ ОБРАБОТКА ИЗМЕРЕНИЙ В ЗАДАЧАХ УЛЬТРАЗВУКОВОГО ДИНАМИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ ТРУБ

В. П. МАЛАЙЧУК, А. В. МОЗГОВОЙ, С. М. КЛИМЕНКО

*Рассмотрены вопросы оптимальной обработки измерений при использовании критерия минимума среднего риска и критерия Нейман–Пирсона. Определены оптимальные решающие правила обнаружения дефектных участков труб, приведены вероятностные характеристики ультразвуковой динамической дефектоскопии. Предложена адаптивная обработка измерений ультразвукового контроля труб.*

*Issues of optimum treatment of measurements when using the criteria of minimum of average risk and Neumann-Pearson criterion are considered. Optimum decision rules for detection of the defective sections of pipes are defined, probabilistic characteristics of ultrasonic dynamic flaw detection are given. Adaptive treatment of UT measurements of pipes is proposed.*

**Постановка задачи.** При динамическом ультразвуковом контроле труб измерения  $x(k)$  представляют собой последовательность случайных величин, формируемых эхо-сигналами  $s(k)$ , модулирующей помехой  $m(k)$  и измерительным шумом  $n(k)$ :

$$x(k) = m(k)s(k) + n(k). \quad (1)$$

Модулирующие помехи порождаются неконтролируемыми изменениями ультразвукового контакта сканирующих пьезодатчиков цифровых дефектоскопов. Измерения  $x(k)$  могут запоминаться и обрабатываться после контроля каждой трубы. Целью обработки измерений является обнаружение и оценка эхо-сигналов, содержащих информацию о дефектных участках трубы [1].

Обработка должна удовлетворять двум противоречивым требованиям: необходимо по ее результатам как можно чаще принимать правильные решения, т. е. не пропускать дефектные участки труб; необходимо также как можно реже принимать неправильные (ложные) решения при контроле бездефектных труб. В задачах контроля решения — это случайные события. На контроль могут поступать трубы, находящиеся в одном из двух состояний: при отсутствии дефектных участков (состояние норма  $H$ ); при наличии хотя бы одного дефектного участка (состояние брак  $B$ ). Эти состояния — случайные события. Их вероятности  $P_T(H)P_T(B)$  характеризуют качество технологии производства труб.

Эхо-сигналы, отраженные от минимального по размерам дефектного участка трубы, содержат  $n$  измерений. Их количество зависит от частоты зондирующих импульсов, размеров пьезодатчиков и скорости сканирования. Разделим все измерения на  $M$  участков по  $n$  измерений. Каждый из участков может находиться в двух состояниях: сос-

тоянии  $D$  при наличии дефекта; состоянии  $H$  (отсутствие дефекта). По результатам обработки измерений должно приниматься решение о состоянии каждого участка. Эти решения — тоже случайные события. Обозначим эти события  $D^*$  (дефектный участок) или  $H^*$  (норма, бездефектный участок).

Показателем эффективности (качества) неразрушающего контроля может служить среднее количество ошибочных решений  $N_0$  при контроле некоторого достаточно большого количества труб  $N$ . Если вероятности принятия ошибочных решений  $BH^*$  и  $HB^*$  равны  $P_T(BH^*)$  и  $P_T(HB^*)$ , то среднее значение (математическое ожидание) можно определить по формуле  $N_0 = NP_T(BH^*) + NP_T(HB^*)$ . Однако последствия ошибочных решений могут отличаться: ожидаемые потери при принятии решений о бездефектности труб, содержащих дефекты, могут быть значительно больше, чем потери за счет перебраковки труб в норме. Если ввести стоимость потерь за ошибочные решения  $C_{BH}$  и  $C_{HB}$ , то ожидаемая стоимость (плата за ошибки контроля) будет равна

$$\bar{C} = C_{BH}P_T(BH^*) + C_{HB}P_T(HB^*). \quad (2)$$

При обработке измерений динамического контроля решение о состоянии трубы принимается по состоянию ее участков: если хотя бы один участок считается дефектным, то труба должна быть отнесена к классу аномальных (условно дефектных). Если контролируется труба в норме, то вероятность принятия ошибочного решения равна

$$P_T(HB^*) = P_T(H)[1 - P^M(H^*/H)]. \quad (3)$$

Если труба содержит один дефектный участок, то

$$P_T(BH^*) = P_T(B)P^{M-1}(H^*/H)P(H^*/D), \quad (4)$$



где  $M$  — количество участков контроля;  $P(H^*/H)$  и  $P(H^*/D)$  — условные вероятности принятия правильных решений на участках нормы и ошибочных решений на дефектных участках. Поставив (3) и (4) в формулу (2), получим выражение для оценки стоимости ошибочных решений при контроле труб

$$\bar{C} = P_T(B)C_{БН}P^{M-1}(H^*/H)P(H^*/D) + P_T(H)C_{НБ}[1 - P^M(H^*/H)]. \quad (5)$$

Преобразуем (5) к виду, удобному для анализа. Обозначив условные вероятности принятия правильных решений на дефектных участках  $P(D^*/D)$  и ошибочных решений на участках нормы  $P(D^*/H)$  и учитывая, что

$$P(H^*/D) = 1 - P(D^*/D), P(H^*/H) = 1 - P(D^*/H),$$

получим

$$\bar{C} = P_T(H)C_{НБ}[1 - P^{M-1}(H^*/H)] + P_T(B)C_{БН}P^{M-1}(H^*/H) - P_T(B)C_{БН}P^{M-1}(H^*/H) \times [P(D^*/D) - l_0P(D^*/H)], \quad (6)$$

где постоянная  $l_0$  зависит от априорных данных

$$l_0 = \frac{P_T(H)C_{НБ}}{P_T(B)C_{БН}}. \quad (7)$$

Оптимальное решающее правило, при использовании которого будет минимальной ожидаемая стоимость ошибочных решений, т. е. минимальный средний риск, следует из выражения (6) — решения должны приниматься таким образом, чтобы разность

$$\Delta P = P_0(D^*/D) - l_0P_0(D^*/H)$$

была максимальной и больше нуля.

Предположим, что известны условные вероятности правильных и ошибочных решений для оптимального решающего правила. Тогда имеет место неравенство

$$P_0(D^*/D) - l_0P_0(D^*/H) \geq P(D^*/D) - l_0P(D^*/H), \quad (8)$$

где  $P(D^*/D)$  и  $P(D^*/H)$  — условные вероятности для любого другого решающего правила. Из (8) следует равносильное неравенство

$$P_0(D^*/D) \geq P(D^*/D) + l_0[P_0(D^*/H) - P(D^*/H)]. \quad (9)$$

Если вероятности ошибочного (ложного) обнаружения равны, то всегда

$$P_0(D^*/D) \geq P(D^*/D). \quad (10)$$

Неравенство (10) остается справедливым, если  $P_0(D^*/H) \geq P(D^*/H)$ , т. е. при использовании оптимального решающего правила вероятность обнаружения дефектных участков трубы будет на-

ибольшей из всех возможных решающих правил, у которых вероятность ложного обнаружения не больше, чем для оптимального решающего правила. Следовательно, решающее правило Неймана–Пирсона, формируемое из условия, чтобы вероятность ложного обнаружения не превышала некоторое допустимое значение, является частным случаем оптимального правила принятия решений по критерию минимума среднего риска: при заданной вероятности ложного обнаружения вероятность правильного обнаружения будет наибольшей. Если вероятность правильного обнаружения должна быть не меньше заданной, то вероятность ложного обнаружения будет минимальной (модифицированный критерий Неймана–Пирсона).

Оптимальная обработка измерений на каждом из участков трубы по критерию минимума среднего риска следует из условия оптимальности

$$P(D^*/D) - l_0P(D^*/H) = \max. \quad (11)$$

**Оптимальные решающие правила обнаружения дефектных участков.** Выделим выборку измерений одного из участков трубы  $x_1, x_2, \dots, x_n$  и определим ее среднее значение

$$z = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x(k). \text{ При больших значениях } n \text{ сред-$$

нее значение этих измерений — случайная величина, плотность распределения которой можно аппроксимировать законом Гаусса. Если условные математические ожидания измерений и их дисперсии обозначить  $a_1$  и  $\sigma_1^2$  на дефектных участках трубы и  $a_2$  и  $\sigma_2^2$  на бездефектных, то математические ожидания и дисперсии средних запишутся в виде

$$M[z/D] = a_1, M[z/H] = a_2,$$

$$D[z/D] = \sigma_1^2/n, D[z/H] = \sigma_2^2/n.$$

Математические ожидания и дисперсии средних в соответствии с (1) зависят от интенсивности модулирующей помехи и мощности измерительного шума. Определим условные вероятности  $P(D^*/D)$  и  $P(D^*/H)$ . Для гауссовых моделей законов распределения средних значений условные вероятности равны

$$P(D^*/D) = \Phi\left(\frac{(a_1 - z_0)\sqrt{n}}{\sigma_1}\right),$$

$$P(D^*/H) = \Phi\left(\frac{(a_2 - z_0)\sqrt{n}}{\sigma_2}\right), \quad (12)$$

где  $z_0$  — порог сравнения выборочного среднего;  $\Phi(x)$  — интеграл вероятности Гаусса.



Оптимальное значение порога сравнения получим из условия максимума выражения (11). Подставив (12) в (11) и приравняв производную полученного выражения нулю, после несложных преобразований получим уравнение

$$\left(\frac{(z_0 - a_2)}{\sigma_{z_2}}\right)^2 - \left(\frac{(z_0 - a_1)}{\sigma_{z_1}}\right)^2 = \ln \left(\frac{\sigma_{z_1}^2 l_0^2}{\sigma_{z_2}^2}\right), \quad (13)$$

где  $\sigma_{z_1}^2 = \sigma_1^2/n$ ,  $\sigma_{z_2}^2 = \sigma_2^2/n$ .

Из (13) следует формула для определения оптимального порога сравнения

$$z_0 = a_1 - \frac{\Delta a \sigma_1}{\sigma_1^2 - \sigma_2^2} \left( \sigma_1 - \sigma_2 \sqrt{1 + \frac{L_0(\sigma_1^2 - \sigma_2^2)}{n\Delta a^2}} \right), \quad (14)$$

где  $L_0 = \ln \left(\frac{\sigma_1^2 l_0^2}{\sigma_2^2}\right)$ ,  $\Delta a = a_1 - a_2$ .

Рассмотрим некоторые частные случаи:

1) если  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ , то

$$z_0 = \frac{a_1 + a_2}{2} + \frac{\sigma^2 \ln l_0}{n\Delta a}, \quad (15)$$

2) если  $L_0 = 0$ , то  $\sigma_2 = \sigma_1 l_0$  и

$$z_0 = \frac{a_1 \sigma_2 + a_2 \sigma_1}{\sigma_1 + \sigma_2}, \quad (16)$$

3) если  $n\Delta a^2 \gg L_0(\sigma_1^2 - \sigma_2^2)$ , то

$$z_0 = \frac{a_1 \sigma_2 + a_2 \sigma_1}{\sigma_1 + \sigma_2} + \frac{\sigma_1 \sigma_2}{2n\Delta a} \ln \left(\frac{\sigma_1^2 l_0^2}{\sigma_2^2}\right). \quad (17)$$

Из анализа полученных аналитических соотношений между значением порога сравнения  $z_0$ , параметрами измерений ( $a_1, a_2, \sigma_1, \sigma_2, n$ ) и показателями эффективности контроля ( $P(D^*/D)$  и  $P(D^*/H)$ ) следует, что для реализации оптимального решающего правила обнаружения дефектных участков необходимо знать параметры законов распределения вероятностей измерений, показатели качества технологии производства труб (вероятности  $P_T(B)$  и  $P_T(H)$  и стоимости принятия ошибочных решений ( $C_{БН}$  и  $C_{НБ}$ ).

Если качество контроля оценивать показателем Неймана–Пирсона исходя из неравенств  $P_T(B^*/H) \leq P_{ЛТ}$  или  $P_T(B^*/B) \geq P_{ББ}$ , то пороговые значения  $z_0$  должны определяться из условий  $P(D^*/H) \leq P_{ЛД}$  по критерию Неймана–Пирсона или  $P(D^*/D) \geq P_{ДД}$  по модифицированному критерию Неймана–Пирсона. Так как труба считается аномальной (условный брак), если из  $M$  проконтролированных участков хотя бы один содержит

дефект, то условная вероятность  $P_T(B^*/H)$  принять трубу в норму за бракованную будет равна

$$P_T(B^*/H) = 1 - P^M(H^*/H) = 1 - (1 - P(D^*/H))^M. \quad (18)$$

Из (18) следует, что если пороговое значение вероятности  $P_{ЛТ}$  задано, то при использовании критерия Неймана–Пирсона пороговое значение вероятности ложного обнаружения дефекта  $P_{ЛД}$  на нормированном участке трубы и порог сравнения  $z_0$  можно определить по формулам

$$P_{ЛД} = 1 - (1 - P_{ЛТ})^{1/M},$$

$$z_0 = a_2 + \sigma_{z_2} \psi[(1 - P_{ЛТ})^{1/M}], \quad (19)$$

где  $\psi(A)$  — функция, обратная интегралу вероятности Гаусса.

При использовании модифицированного критерия Неймана–Пирсона, учитывая, что

$$P_T(H^*/B) = P^{M-1}(H^*/H)P(H^*/D),$$

пороговое значение вероятности  $P_{ДД}$  и порог  $z_0$  должны определяться из уравнений

$$1 - P_{ББ} = (1 - P_{ДД})(1 - P(D^*/H))^M, \quad (20)$$

$$1 - P_{ББ} = \Phi \left[ \frac{\sqrt{n}(z_0 - a_1)}{\sigma_1} \right] \Phi^{M-1} \left[ \frac{\sqrt{n}(z_0 - a_2)}{\sigma_2} \right]. \quad (21)$$

**Оценка вероятностных характеристик ультразвуковой дефектоскопии труб.** Основными показателями, количественно характеризующими потенциальные возможности ультразвуковой дефектоскопии труб, являются условные вероятности принятия правильных  $P_T(B^*/B)$  и ошибочных  $P_T(B^*/H)$  решений о их состоянии по результатам обработки измерений. При использовании критерия среднего риска (минимума ожидаемых потерь) эти вероятности можно определить по формулам

$$P_T(B^*/B) = 1 - P^{M-1}(H^*/H)P(H^*/D) = 1 - P^{M-1}(H^*/H)[1 - P(D^*/D)], \quad (22)$$

$$P_T(B^*/H) = 1 - P^M(H^*/H) = 1 - P^{M-1}(H^*/H)[1 - P(D^*/H)]. \quad (23)$$

Из (22) и (23) следует, что между вероятностями пропуска дефектных труб и дефектных участков и вероятностями правильной классификации бездефектных труб и бездефектных участков имеет место соотношение

$$\frac{P_T(H^*/B)}{P_T(H^*/H)} = \frac{P(H^*/D)}{P(H^*/H)}. \quad (24)$$

В свою очередь имеет место связь и между условными вероятностями правильного  $P(D^*/D)$  и ложного  $P(D^*/H)$  обнаружения дефектных участ-



ков. Исследуем эту связь при использовании критерия минимума среднего риска при равенстве дисперсий измерений  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ . Используя (12) и (15), получаем

$$P_0(D^*/D) = \Phi\left(\frac{\Delta a \sqrt{n}}{2\sigma} - \frac{\sigma \ln l_0}{\Delta a \sqrt{n}}\right), \quad (25)$$

$$P_0(D^*/H) = 1 - \Phi\left(\frac{\Delta a \sqrt{n}}{2\sigma} - \frac{\sigma \ln l_0}{\Delta a \sqrt{n}}\right). \quad (26)$$

Определив из (26)  $\frac{\sigma \ln l_0}{\Delta a \sqrt{n}}$ , выражение (25) запишем в виде

$$P_0(D^*/D) = \Phi\left(\frac{\Delta a \sqrt{n}}{2\sigma} - \psi(1 - P_0(D^*/H))\right). \quad (27)$$

Если использовать критерий Неймана–Пирсона, то с учетом (18)

$$P_{\text{НП}}(D^*/D) = \Phi\left(\frac{\Delta a \sqrt{n}}{2\sigma} - \psi(1 - P_{\text{ЛД}})\right). \quad (28)$$

Если  $P_0(D^*/H) = P_{\text{ЛД}}$ , то  $P_0(D^*/D) = P_{\text{НП}}(D^*/D)$  и, следовательно, показатель Неймана–Пирсона — это частный случай критерия минимума среднего риска.

При использовании модифицированного критерия Неймана–Пирсона постоянной является условная вероятность обнаружения дефектного участка  $P(D^*/D) = P_{\text{ДД}}$ . Вероятность ложного обнаружения определим по формуле

$$P(D^*/H) = 1 - \Phi\left(\frac{\Delta a \sqrt{n}}{\sigma} - \psi(P_{\text{ДД}})\right). \quad (29)$$

На рис. 1, а, б представлены зависимости условных вероятностей правильного и ложного обнаружения дефектных участков трубы при различных значениях априорных данных ( $q = \frac{\Delta a \sqrt{n}}{\sigma}$  — отношение сигнал/шум;  $l_0 = 0,5; 0,75; 1,0; 1,5; 2,0$ ), рассчитанные по формулам (25) и (26) соответственно.

На рис. 2, а, б представлены зависимости условных вероятностей правильного и ложного обнаружения по критериям Неймана–Пирсона, рас-

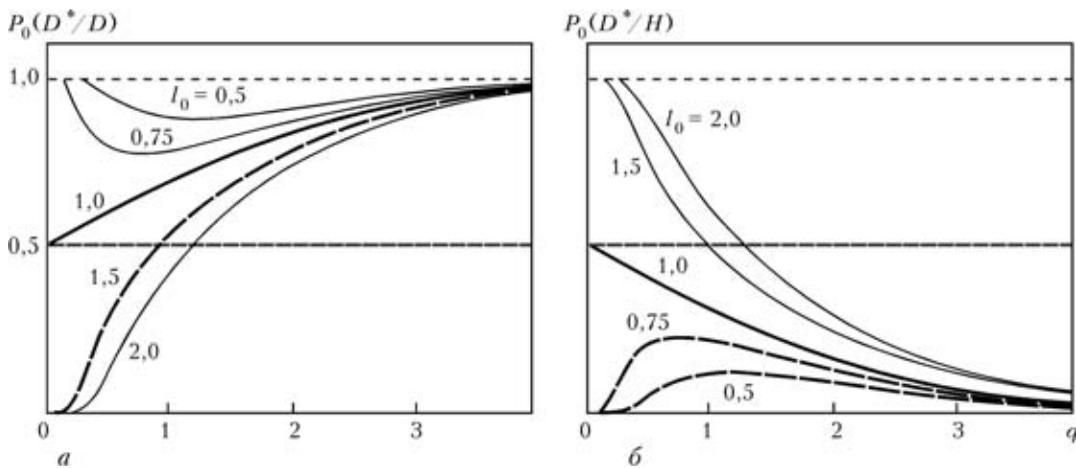


Рис. 1. Вероятностные характеристики оптимального обнаружения дефектных участков по критерию минимума среднего риска, рассчитанные по формулам (25) и (26) соответственно а и б

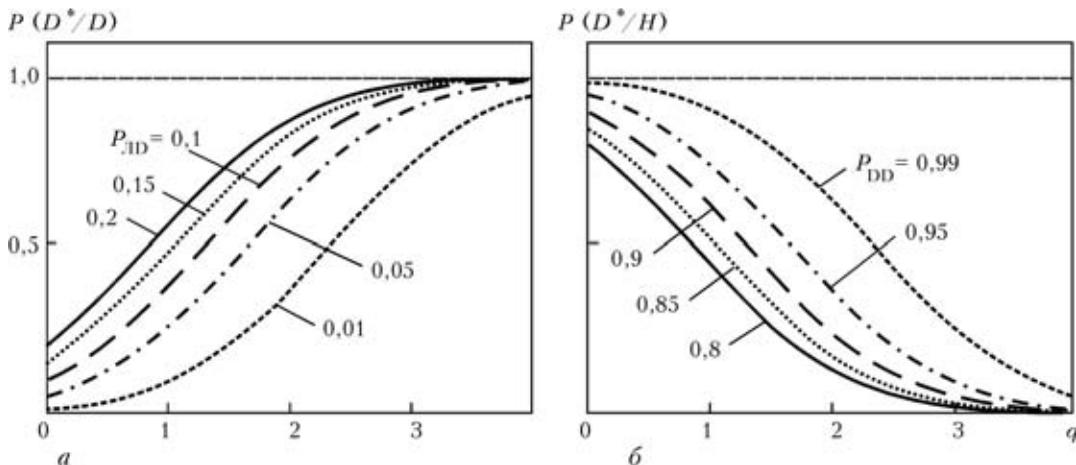


Рис. 2. Вероятностные характеристики обнаружения дефектных участков по критерию Неймана–Пирсона, рассчитанные по формулам (28) и (29) соответственно а и б



считанные по формулам (28) и (29) соответственно.

Из анализа аналитических формул для определения порогов сравнения  $z_0$  и графиков на рис. 1 и рис. 2 следует: для реализации контроля по критерию минимума среднего риска необходимы знания параметров законов распределения  $a_1, a_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$  (т. е. наличие эталонов брака и нормы), а при использовании критерия Неймана–Пирсона — только знания параметров нормы, которые можно оценивать по выборке измерений.

**Адаптивная обработка измерений ультразвукового контроля труб.** Обработка выборки измерений  $x_1, x_2, \dots, x_k, \dots, x_n$  имеет целью формирование функции решения  $R(k)$  путем сравнения текущего среднего  $\bar{x}(k)$  с порогом  $z_0$

$$R(k) = \text{sgn}[\bar{x}(k), -z_0],$$

где  $\text{sgn}(x)$  — функция единичного скачка, равная 1, если  $\bar{x}(k) \geq z_0$  или 0, если  $\bar{x}(k) < z_0$ .

Функция решений содержит информацию о дефектных участках: если  $R(k) = 1$ , то с большой уверенностью можно считать, что в измерениях  $x(k)$  содержатся составляющие эхо-сигнала от дефекта. Обработав затем совместно измерения  $x(k)$  и функцию решений  $R(k)$ , получим показатели, количественно характеризующие состояние трубы (количество и координаты дефектных участков, интенсивность сигналов на дефектных и бездефектных участках, их средние значения и выборочные дисперсии).

Текущие средние и выборочные дисперсии среднего определяются по формулам

$$\bar{x}(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x(k-i), \quad \bar{D}(k) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n (x(k-i) - \bar{x}(k))^2.$$

Начальное значение порога сравнения  $z_{01}$  оценим по критерию Неймана–Пирсона, используя выражение (19). Разделим все измерения на участки по  $n$  измерений в каждом и оценим их средние значения

$$\bar{x}(i) = \frac{1}{n} \sum_{k=n(i-1)+1}^{ni} x(k).$$

Учитывая, что количество измерений, в которых содержатся дефектные составляющие эхо-сигналов, значительно меньше, чем количество измерений структурных шумов, в качестве начальных оценок параметров  $a_2$  и  $\sigma_2^2$ , необходимых для формирования порога  $z_0$ , используем среднее значение и выборочную дисперсию всех расчетных значений  $x(i)$ . В результате получим

$$z_{01}^* = a_{21}^* + \psi(1 - P_{\text{ЛД}}) \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M (\bar{x}(i) - a_{21}^*)^2},$$

где  $a_{21}^* = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \bar{x}(i)$ .

Сформируем первую оценку функции решений и выделим шумовые составляющие из выборки средних

$$R_1^*(i) = \text{sng} \lfloor \bar{x}(i) - z_{01}^* \rfloor, \quad \bar{x}_1(i) = \bar{x}(i)(1 - R_1^*(i)).$$

Используя их, уточним оценки параметров  $a_2$  и  $\sigma_2^2$  и порога  $z_{02}^*$

$$a_{22}^* = \frac{1}{M_1} \sum_{i=1}^M \bar{x}_1(i), \quad M_1 = \sum_{i=1}^M (1 - R_1^*(i)),$$

$$z_{02}^* = a_{22}^* + \psi(1 - P_{\text{ЛД}}) \sqrt{\frac{1}{M_1} \sum_{i=1}^M (\bar{x}_1(i) - a_{22}^*)^2 (1 - R_1^*(i))}.$$

Вычисления прекращаются, если на  $j$ -м шаге

$$\delta_j = \frac{2 | a_2^*(j-1) - a_2^*(j) |}{a_2^*(j-1) + a_2^*(j)} \leq 0,05$$

и порог сравнения выбирается равным  $z_0^* = z_{0j}^*$ . Чтобы выделить измерения, содержащие эхо-сигналы на дефектных участках, сформируем текущую функцию решений

$$R_1^*(k) = \text{sng} \left[ \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x(k-j) - z_0^* \right] \quad (30)$$

и функцию  $R_2^*(k) = 1 - R_1^*(k)$  для выделения измерений, содержащих только шумовые сигналы.

**Анализ текущего среднего и функций решений.** Формирование текущего среднего  $\bar{x}(k)$  представляет собой преобразование последовательности  $x(k)$  цифровым нерекурсивным фильтром с прямоугольной импульсной характеристикой. Реакция такого фильтра на скачкообразное изменение амплитуды входного сигнала представляет собой линейно изменяющийся сигнал длительностью  $nT$ , где  $T$  — период повторения зондирующих импульсов. Если дефектный сигнал — прямоугольный импульс длительностью  $nT$ , то сигнал на выходе фильтра имеет вид равнобедренного треугольника длительностью  $2nT$  (при больших отношениях сигнал/шум). Если длительность входного дефектного сигнала  $n_d > n$  и  $n_d = n + m$ , то выходной сигнал фильтра имеет вид равнобедренной трапеции с основаниями  $2n + m$  и  $m$  и высотой  $h$ , которая равна среднему значению эхо-импуль-



сов в пределах подвижного окна. Последовательность средних — это коррелированные случайные величины [2]. Их коэффициент корреляции зависит от размеров подвижного окна и имеет вид равнобедренного треугольника

$$r(i) = \frac{n - |i|}{n}, \quad -n \leq i \leq n.$$

На дефектных участках трубы количество подвижных средних, превышающих порог  $z_0^*$ , будет не меньше, чем размер подвижного окна. Сформируем функцию обнаружения дефектных участков в виде

$$R_D^*(k) = \text{sgn} \left[ \sum_{i=1}^{2n} R_1^*(k-i) - n \right]. \quad (31)$$

Если труба в норме, то относительное количество обнаруженных дефектных участков является оценкой условной вероятности принятия ошибочных решений

$$P^*(D^*/H) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N R_D^*(k). \quad (32)$$

Если имеет место неравенство

$$P^*(D^*/H) \leq P_{\text{ЛД}}, \quad (33)$$

то это дополнительный признак того, что проконтролированная труба бездефектная. Предположение можно проверить, если оценить  $a_2$  и  $\sigma_2^2$  по всей выборке измерений

$$a_2^* = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N x(k), \quad \sigma_x^* = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (x(k) - a_2^*)^2}.$$

Учитывая, что в этом случае  $M[x] = a_2$ ,  $D[x] = \sigma_x^2/n$ , уточним порог сравнения средних

$$z_0 = a_2^* + \psi(1 - P_{\text{ЛД}}) \sqrt{\frac{1}{nN} \sum_{k=1}^N (x(k) - a_2^*)^2},$$

сформируем новые функции решений  $R_1^*(k)$  и  $R_D^*(k)$  и снова проверим неравенство (33). Если оно подтверждается, то с вероятностью  $(1 - P_{\text{ЛД}})$  можно утверждать, что труба бездефектная. В противном случае проконтролированная труба считается условно дефектной (аномальной).

Для описания аномальной трубы используем следующие количественные характеристики:

— интегральный показатель дефектности как отношение количества обнаруженных дефектных

участков к общему количеству проконтролированных участков

$$d = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^N R_D^*(k);$$

— относительную разность средних значений измерений на дефектных и бездефектных участках трубы

$$\delta_x = \frac{\bar{x}_D - \bar{x}_H}{\bar{x}_D + \bar{x}_H} \approx \frac{a_1^* - a_2^*}{a_1^* + a_2^*},$$

где

$$\bar{x}_D = \frac{\sum_{k=1}^N x(k) R_1^*(k)}{\sum_{k=1}^N R_1^*(k)}, \quad \bar{x}_H = \frac{\sum_{k=1}^N x(k) R_2^*(k)}{\sum_{k=1}^N R_2^*(k)};$$

— коэффициенты вариации измерений на дефектных и бездефектных участках как показатели качества измерителей

$$w_D = \frac{\bar{\sigma}_D}{\bar{x}_D}, \quad w_H = \frac{\bar{\sigma}_H}{\bar{x}_H},$$

где

$$\bar{\sigma}_D^2 = \frac{\sum_{k=1}^N x(k) - (\bar{x}_D)^2 R_1^*(k)}{\sum_{k=1}^N R_1^*(k)}, \quad \bar{\sigma}_H^2 = \frac{\sum_{k=1}^N x(k) - \bar{x}_H R_2^*(k)}{\sum_{k=1}^N R_2^*(k)};$$

— количество, размеры и координаты дефектных участков трубы, средние значения измерений на этих участках;

— графики измерений и результатов их обработки.

### Выводы

Оптимальная обработка измерений при ультразвуковом контроле по критерию минимума среднего риска (стоимость ошибочных решений) не может быть реализована из-за недостатка исходных данных, необходимых для формирования порога обнаружения и выделения измерений, содержащих составляющие эхо-сигналов, отраженных от дефектных участков труб.

Безэталонная дефектоскопия и дефектометрия труб может быть реализована, если обрабатывать запомненные выборки измерений проконтролированных труб и использовать правило Неймана-Пирсона.



Правило Неймана–Пирсона относится к классу оптимальных: при заданной вероятности ложного обнаружения дефектов вероятность их правильного обнаружения будет максимальной; если вероятность правильного обнаружения будет задана не менее допустимой, то вероятность ложного обнаружения дефектов в этом случае будет минимальной (модифицированный критерий Неймана–Пирсона).

Порог сравнения средних измерений по критерию Неймана–Пирсона определяется путем последовательного формирования функции решений на основе оценок математических ожиданий и выборочных дисперсий на бездефектных участках трубы. Уточнение порога прекращается, если относительное изменение оценок не превышает 5 % их полусуммы (среднего значения).

Функция обнаружения дефектных участков трубы формируется путем подсчета количества текущих средних, превышающих порог сравне-

ния, и если их количество больше размера подвижного окна, то принимается решение об обнаружении дефектного участка трубы.

По результатам обработки измерений формируются статистические данные контроля (статистические портреты), содержащие количественные показатели, характеризующие состояние трубы (относительное количество измерений на дефектных и бездефектных участках, количество дефектов, их координаты, средние значения измерений и их вариации на дефектных и бездефектных участках) и графики выборок измерений и функций решений, несущих визуальную информацию о контролируемых объектах.

1. Малайчук В. П., Мозговой А. В. Математическая дефектоскопия. — Днепропетровск: Системные технологии, 2005. — 180 с.
2. Малайчук В. П., Солонцов А. А. Основы теории обнаружения измерений параметров дискретных сигналов. — Киев: Интегр. системы инфор. обеспечения, 1995.

*Днепропетров. нац. ун-т*

*Поступила в редакцию  
27.03.2007*

## **МЕЖДУНАРОДНЫЙ СЕМИНАР-ТРЕНИНГ ДЛЯ ЭКЗАМЕНАТОРОВ ПО ПРОЦЕДУРЕ ПРОВЕДЕНИЯ КВАЛИФИКАЦИОННОГО ЭКЗАМЕНА В СООТВЕТСТВИИ С ТРЕБОВАНИЯМИ СТАНДАРТА EN473-2000**

*16–17 апреля 2007 г. на базе ООО «Приднепровский АЦНК ТД» состоялся Международный семинар-тренинг для экзаменаторов и кандидатов в экзаменаторы по процедуре проведения квалификационных экзаменов в соответствии с требованиями стандарта EN 473-2000.*

*Семинар-тренинг проводили ОСП «Промбезопасность», ООО «Приднепровский АЦНК ТД» при участии эксперта TGA д-ра Гансгеорга Тиле (Германия). В семинаре приняли участие 35 ведущих специалистов неразрушающего контроля из четырех стран ближнего и дальнего зарубежья, среди которых были представители ОСП «СертиНК» (НУЦ «Сварка и контроль» при МГТУ им. Н. Э. Баумана, г. Москва), ОСП «Профсертико» (Беларусь, г. Минск) и представители крупнейших аттестационных центров Украины.*

*16 апреля в ходе тренинга впервые был смоделирован экзамен по радиографическому методу НК согласно требованиям стандарта EN 473-200. Участники тренинга высказали благодарность д-ру Тилле за предоставленную возможность увидеть как в Европе проводится экзамен по радиографическому контролю. Также была обсуждена и согласована программа подготовки и проведения аудита TGA в сентябре–октябре 2007 г.*

*17 апреля 2007 г. состоялся семинар, на котором участники имели возможность обменяться опытом, рассказать о проблемах в области сертификации персонала и неразрушающего контроля. Были затронуты такие до сих пор нерешенные вопросы, как взаимопризнание сертификатов на территории стран СНГ различных органов сертификации.*

*На семинаре начальник научно-исследовательского отдела НК ГП «Днепропетровский региональный государственный научно-исследовательский центр стандартизации, метрологии и сертификации» Сунцов М. М. доложил об итогах проведения заседания рабочих групп по неразрушающему контролю научно-технической комиссии межгосударственного совета по стандартизации. Доклад вызвал большой интерес участников семинара, так как среди них присутствовали и разработчики некоторых стандартов, которые обсуждались на данном заседании.*

*Представители ОСП «Профсертико» поделились опытом работы со Словацким промышленным институтом сварки и Органом по сертификации персонала NDT, с которыми они успешно сотрудничают в области сертификации персонала согласно EN 473-2000.*

*Хочется надеяться, что подобные мероприятия будут проводиться регулярно с привлечением ведущих специалистов Украины и других стран.*

*Сообщение подготовлено директором экзаменационного центра Приднепровского АЦНК и ТД  
Ушаковой О. В.*