

$$p \rightarrow \min, [\Theta(p)/(p-3)!!] \int_{-\pi/2}^{\pi/2} \cos^{p-2} \varphi D_p(\sqrt{\delta p/2} \sin \varphi) F\left(\sqrt{\frac{\delta p}{6}} \sin \varphi\right) d\varphi \leq \alpha_0. \quad (5)$$

Оптимальное решение этой задачи  $p^*$  дает минимальное число независимых признаков с различающим свойством  $\delta$ , обеспечивающее достоверность  $1 - \alpha_0 = 1 - \beta_0$  распознавания двух классов.

Зависимость  $p^*$  от  $\delta$  для различных величин  $1 - \alpha_0$ , полученная численными методами решения задачи (5), приведена на рисунке. Как видно из рисунка, с уменьшением межклассового расстояния  $\delta$  для обеспечения заданной достоверности  $1 - \alpha_0 = 1 - \beta_0$  число независимых признаков  $p^*$  резко возрастает, достигая значения  $p^* = 32$  ( $\delta = 1$ ),  $p^* = 52$  ( $\delta = 0,75$ ) и  $p^* = 104$  ( $\delta = 0,5$ ) при требуемой достоверности распознавания  $1 - \alpha_0 = 1 - \beta_0 = 0,9$ .

Если о  $\delta_i$ ,  $i = \overline{1, p}$ , известно только то, что  $\delta_i \geq \delta^*$  для всех  $i = \overline{1, p}$ , то, решая задачу оптимизации (5), при  $\delta = \delta^*$  находим квазиоптимальное решение  $p^*$ , гарантирующее заданную достоверность распознавания  $1 - \alpha_0 = 1 - \beta_0$  для любых  $\delta_i \geq \delta^*$ ,  $i = \overline{1, p}$ , и являющееся оптимальным в наихудшем случае  $\delta_i = \delta^*$  для всех  $i = \overline{1, p}$ . Это вполне согласуется с физическими представлениями, поскольку увеличение числа признаков в определенной степени компенсирует дефицит информации, возникающий при обучении и принятии решений вследствие малости объемов обучающих и контрольной выборок и проявляющийся особенно остро при малых межклассовых расстояниях  $d_p^2$  и высоких требованиях к достоверности распознавания.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Фомин Я. А., Тарловский Г. Р. Статистическая теория распознавания образов.— М.: Радио и связь, 1986.
2. Арне Х., Лейтер Ю. Многомерный дисперсионный анализ.— М.: Статистика, 1985.
3. Деев А. Д. Асимптотические разложения распределения статистик  $W$ ,  $M$ ,  $W^*$  дискриминантного анализа // Статистические методы классификации.— М.: Изд-во Моск. ун-та, 1972.
4. Okamoto M. An asymptotic expansion for the distribution of the linear discriminant function // Ann. Math. Stat.— 1963.— 34, N 3.
5. Фомин Я. А., Савич А. В. Оптимизация системы распознавания многомерных нормальных совокупностей // Радиотехника.— 1985.— 40, № 12.
6. Верхаген К., Деин Р., Грун Ф. и др. Распознавание образов: состояние и перспективы.— М.: Радио и связь, 1985.

Поступило в редакцию 27 января 1988 г.

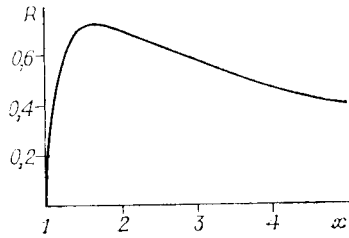
УДК 620.179.15

Ф. М. ЗАВЬЯЛКИН, В. А. УДОД  
(Томск)

#### ДВУХАПЕРТУРНОЕ КОДИРОВАНИЕ ПРОЕКЦИЙ

Хорошо известно [1, 2], что при радиационном томографическом контроле изделий измерение проекций сопровождается апертурными и статистическими искажениями. В результате чего измеряемая (точная)  $p(r)$  и измеренная  $\widehat{p}(r)$  проекции оказываются связанными между собой соотношением вида

$$\widehat{p}(r) = p(r) * h(r) + \psi(r),$$



Разрешающая способность в измеренной проекции в зависимости от длины апертуры детектора:

$$x = b/c; R = \pi \nu c;$$

$$c = M_{\text{пор}}^2 / [N_0 \exp(-\mu H) \varepsilon g T]$$

где символ «\*» означает свертку;  $h(r) = (1/b) \text{rect}(r/b)$  — импульсный отклик апертуры детектора в плоскости контролируемого слоя;  $b$  — длина апертуры;  $\psi(r)$  — шум с нулевым средним значением и относительным среднеквадратическим отклонением  $\delta = 1/\sqrt{N}$ ;  $N = N_0 \exp(-\mu H) \varepsilon b g T$  — среднее число квантов излучения, регистрируемых детектором за время  $T$  измерения одного отсчета;  $N_0$  — плотность потока квантов излучения;  $\mu$  — линейный коэффициент ослабления излучения;  $H$  — максимальный лучевой размер слоя для выбранного направления просвечивания;  $\varepsilon$  — эффективность регистрации детектора;  $g$  — ширина апертуры детектора. Здесь для простоты изложения эффект дискретизации проекции опущен.

Оценим теперь разрешающую способность (РС) в измеренной проекции. Для этого согласно [1, 3] необходимо найти минимальную неотрицательную пространственную частоту  $\nu$ , удовлетворяющую уравнению

$$\left| \frac{\sin \pi \nu b}{\pi \nu b} \right| = M_{\text{пор}} \delta, \quad (1)$$

где  $\sin \pi \nu b / \pi \nu b$  — передаточная функция апертуры детектора;  $M_{\text{пор}}$  — пороговое отношение сигнал/шум, характеризующее надежность разрешения.

Полученная численным путем зависимость РС в измеренной проекции от длины апертуры представлена на рисунке. Как видно из рисунка, до точки экстремума РС резко возрастает, а переход через нее плавно убывает. Таким образом, если для измерения проекции использовать апертуры длиной  $b_{\text{опт}}$  и  $b_{\text{опт}} + \Delta$ , то при достаточно малом  $\Delta$  РС измеренных проекций будут отличаться между собой незначительно и близки к максимальной при заданных условиях контроля (плотность потока квантов излучения, время измерения отсчетов и т. д.). Между тем, если в вычислительном томографе предусмотреть возможность варьирования временем измерения отсчетов, то использование разноразмерных апертур позволит при соответствующей обработке получать проекции с потенциально высокой РС. Суть указанной обработки заключается в вычитании сдвинутых измеренных проекций, полученных с разными апертурами. Ниже приводятся выкладки, поясняющие данную идею.

Пусть точная проекция  $p(r)$  последовательно сканируется двумя апертурами длиной  $b_{\text{опт}}$  и  $b_{\text{опт}} + \Delta$  соответственно. Результатами сканирования являются две измеренные (кодированные) проекции:

$$p_1(r) = p(r) * \frac{1}{b_{\text{опт}}} \text{rect} \left( \frac{r}{b_{\text{опт}}} - \frac{1}{2} \right) + \psi_1(r);$$

$$p_2(r) = p(r) * \frac{1}{b_{\text{опт}} + \Delta} \text{rect} \left( \frac{r}{b_{\text{опт}} + \Delta} + \frac{1}{2} \right) + \psi_2(r).$$

При этом

$$\overline{\psi_1(r)} = \overline{\psi_2(r)} = 0; \quad \overline{\psi_1(r) \psi_2(z)} = 0;$$

$$\overline{\psi_1(r) \psi_1(z)} = \overline{\psi_2(r) \psi_2(z)} = \overline{\psi(r) \psi(z)}.$$

По измеренным проекциям строится скорректированная (декодированная) проекция

$$\begin{aligned} \widehat{p}_k(r) = & \frac{1}{2\Delta} \left\{ (b_{\text{opt}} + \Delta) \left[ \widehat{p}_2 \left( r - \frac{\Delta}{2} \right) + \widehat{p}_2 \left( r - b_{\text{opt}} - \frac{\Delta}{2} \right) \right] - \right. \\ & \left. - b \left[ \widehat{p}_1 \left( r + b_{\text{opt}} + \frac{\Delta}{2} \right) + \widehat{p}_1 \left( r - \frac{\Delta}{2} \right) \right] \right\} = p(r) * \frac{1}{\Delta} \text{rect} \left( \frac{r}{\Delta} \right) + \\ & + \frac{\sqrt{2b_{\text{opt}}(2b_{\text{opt}} + \Delta)}}{2\Delta} \psi(r). \end{aligned}$$

РС в скорректированной проекции будет определяться из уравнения

$$\left| \frac{\sin \pi v \Delta}{\pi v \Delta} \right| = M_{\text{нор}} \frac{\sqrt{2b_{\text{opt}}(2b_{\text{opt}} + \Delta)}}{2\Delta} \delta. \quad (2)$$

Если время измерения отсчетов остается неизменным, то РС в скорректированной проекции, очевидно, будет ниже, чем в каждой из измеренных проекций. Однако если данное время повысить, например, до величины  $(2b_{\text{opt}}(2b_{\text{opt}} + \Delta)/4\Delta^2)T$  (из условия равенства правых частей в (1), (2)), то процедура коррекции приводит к увеличению РС.

Практическое приложение рассмотренной здесь процедуры измерения и обработки проекций наиболее перспективно, на наш взгляд, при необходимости проведения повторной реконструкции изображения слоя с более высоким качеством.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Приборы** для неразрушающего контроля материалов и изделий. Кн. 1/Под ред. В. В. Ключева.— М.: Машиностроение, 1986.
2. **Henkelman R. M., Preiss B. R.** A nonuniform detector aperture for CT-IN // J. Comput. Assist. Tomogr.— 1981.— 5, N 3.— P. 401.
3. **Фивенский Ю. И.** Методы повышения качества аэрокосмических фотоснимков.— М.: Изд-во Моск. ун-та, 1977.

*Поступило в редакцию 4 октября 1988 г.*

УДК 621.396 : 512

**В. А. ГОРОХОВАТСКИЙ, О. В. СЫТНИК**

(Харьков)

#### КОМБИНИРОВАННЫЕ АЛГОРИТМЫ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ ОБЪЕКТОВ НА ИЗОБРАЖЕНИИ

В большинстве практических задач анализа изображений сигнал от исследуемого объекта является случайной функцией, т. е. информация об объектах сосредоточена в статистических характеристиках случайного ансамбля, которому принадлежит принимаемый сигнал. Решение таких задач основано на применении статистических методов. В частности, задача измерения пространственных координат объекта произвольной формы на изображении может рассматриваться как статистическая задача оценивания параметров функции яркости изображения на фоне аддитивного шума. При этом наблюдаемый сигнал представляется в виде

$$B^*(x, y, \lambda(t)) = B(x, y, \lambda(t)) + \xi(x, y), \quad (1)$$

где  $B(x, y, \lambda(t))$  — функция яркости изображения;  $B^*(\cdot)$  — измеряемая