УДК 681.3

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ГИСТОГРАММНЫХ ОЦЕНОК В ЗАДАЧАХ РАСПОЗНАВАНИЯ

Котов В.В., к.т.н. (Тула, ТулГУ)

Современные технологии проектирования информационно-измерительных систем (ИИС) различного назначения все больше ориентируются на повышение степени их «интеллектуальности». Это вызвано стремлением разработчиков упростить эксплуатацию подобных систем, повысить эффективность их функционирования, расширить сферы применения. С другой стороны развитие элементной базы позволяет решать в реальном времени все более сложные в вычислительном отношении задачи. Одной из таких задач, с которыми в той или иной степени сталкивается любая интеллектуальная система, является задача распознавания образов. Базовой операцией в этом случае часто является обнаружение в первичных наблюдаемых сигналах некоторых характерных признаков (элементов, событий), последующая интерпретация которых позволит системе оценить состояние наблюдаемого объекта (сцены) и принять решение о дальнейших действиях.

Природа и характер информативных признаков, используемых при решении задач распознавания, могут быть самыми различными – спектральные плотности эталонных сигналов, автокорреляционные функции, средние значения и т.п. В том числе достаточно широко используются гистограммные оценки плотностей распределения вероятностей появления значений сигналов, не требующие значительных вычислительных затрат.

Оценка плотности распределения по гистограмме будет являться случайной величиной, распределение которой должно зависеть от

объема выборки отсчетов сигнала, по которой формируется эта оценка, а также, возможно, от ряда других факторов. Поэтому для принятия решения о целесообразности ее использования как информативного признака, необходимо установить вид этого распределения и его основные параметры.

Пусть $x^*(\eta)$ – сигнал, воспринимаемый ИИС, после дискретизации и квантования. Здесь η – обобщенный аргумент, определяющий положение текущего отсчета в сигнальной области. Каждый отсчет может принимать одно из конечного множества значений $\{x_i\}, i = 0 \ldots (n-1)$, где n – число уровней квантования. Если исходный непрерывный сигнал описывался плотностью распределения $f(x)$, то дискретная последовательность будет описываться рядом распределения $\{p(x_i)\}$.

Для вычисления локальной оценки этого ряда в некоторой точке η_0, выделим в ее окрестности область-апертуру заданных размеров и формы, по которой будет вычисляться гистограмма $H = \{h_i\}$. Пусть мощность множества отсчетов сигнала, ограниченных апертурой, равна N. Перенумеруем последовательно рассматриваемые отсчеты: $\{x(\eta_j)\}, j = 0, \ldots, (N-1)$. Элемент гистограммы h_i по определению представляет собой частоту появления отсчетов со значением, равным x_i. Можно показать, что при рассмотрении некоррелированных сигналов, или использовании достаточно больших апертур распределение h_i является биномиальным.

Рассмотрим процесс формирования величины h_i. Анализ j-го отсчета сигнала является случайным опытом с парой возможных исходов: попадание значения сигнала в i-ый уровень квантования с ве-

роятностью $p_i^1 = p(x_i)$, и непопадание с вероятностью $p_i^0 = 1 - p(x_i)$. Множество $\{x(\eta_j)\}$ можно интерпретировать как серию S, состоящую из N опытов принимающую один из 2^N.

Назовем весом серии S_{ik} число $w(S_{ik})$, равное числу первых исходов в этой серии. Множество возможных исходов серий опытов $\{S_{ik}\}$ можно разбить на $N+1$ подмножество групп серий $\{G_{il}\}, l = 0,\ldots,N$, элементы которых имеют равный вес. Вероятность появления любой серии S_{ik}, принадлежащей группе G_{il}, будет равна $p(S_{ik} \in G_{il}) = \left(p_i^1\right)^l \cdot \left(p_i^0\right)^{N-l}$.

Число серий, относящихся к l-ой группе, равно числу сочетаний C_N^l. Таким образом, суммарная вероятность всех серий, принадлежащих группе G_{il}, описывается выражением:

$$p(G_{il}) = C_N^l \left(p_i^1\right)^l \left(1 - p_i^1\right)^{N-l}.$$

Вес серии, отнесенный к ее длине, имеет размерность частоты появления отсчета x_i, при этом $p(G_{il})$ представляет собой искомый ряд распределения вероятностей:

$$p(h_i = l/N) = \frac{N!}{l!(N-l)!}\left(p_i^1\right)^l \left(1 - p_i^1\right)^{N-l}. \qquad (1)$$

Таким образом, первоначальное утверждение о характере ряда распределения h_i справедливо.

В отличие от схемы Бернулли при анализе гистограмм интерес представляют не абсолютные числа положительных исходов, а их относительные частоты l/N. При этом можно показать, что математическое ожидание найденного ряда распределения будет равно

$$M\left[h_i\right]=\sum_{l=0}^{N}\frac{l}{N}p\left(h_i=l/N\right)=p_i^1, \qquad (2)$$

а дисперсия:

$$D\left[h_i\right]=\sum_{l=0}^{N}\left(\frac{l^2}{N^2}\cdot p\left(h_i=l/N\right)\right)-\left(M\left[h_i\right]\right)^2=\frac{1}{N}p_i^1\left(1-p_i^1\right). \qquad (3)$$

Зависимости (1-3) позволяют определить диапазон, в который будут попадать оценки плотности распределения $f\left(x\right)$ по гистограмме H для заданного объема выборки и априорных вероятностей появления значений сигнала и, таким образом, оценить целесообразность использования гистограммных оценок при решении задачи распознавания.