УДК 621.391:519.28

ПАРАМЕТРИЧЕСКОЕ ОБУЧЕНИЕ МНОГОАЛЬТЕРНАТИВНЫХ АЛГОРИТМОВ РАСПОЗНАВАНИЯ РАДИОИЗЛУЧЕНИЙ И ИХ ИСТОЧНИКОВ, ЗАДАННЫХ СЛОЖНЫМИ ЭТАЛОННЫМИ ОПИСАНИЯМИ

д.т.н. Г.В. Певцов, В.А. Лупандин, Д.А. Колисниченко

Разработан метод синтеза параметрических алгоритмов многоальтернативного распознавания (с обучением) образов, заданных сложными эталонными описаниями в виде совокупностей эталонных интервалов и дискретных значений параметров радиоизмерений.

Постановка проблемы. При реализации алгоритмов распознавания радиоизлучений и их источников по выборочным значениям их параметров (признаков) часто возникают ситуации, при которых каждому распознаваемому состоянию априори могут соответствовать один или несколько интервалов эталонных значений и (или) один или несколько дискретных эталонных значений параметров радиосигналов, используемых в качестве признаков. В терминах теории распознавания образов L состояний процесса являются распознаваемыми образами Ψ_i, заданными на множестве $\Psi = \{\psi_{in}\}$ объектов распознавания, $i \in \{1, 2, \dots, L\}$, $n \in \{1, 2, \dots, \nu_i\}$, где ν_i – количество объектов распознавания в образе Ψ_i. Каждый эталонный интервал или эталонное дискретное значение признака определяет объект распознавания в метрике этого признака. Совокупность объектов распознавания, входящих в один образ и заданных в пространстве признаков, составляют сложное эталонное описание образа.

Анализ литературы. В [1, 2] на основе методов проверки сложных гипотез были синтезированы статистические алгоритмы распознавания образов, заданных сложными эталонными описаниями. Они предполагают вычисление и сравнение с порогом отношений $\Lambda_i(x)$ усредненных функций правдоподобия i-го, i=2, 3,…, L, и *1*-го (i = *1*) образов вида

$$\Lambda_i(x) = p_i \int\limits_{S_i} W\left(x|s\right) \prod_{j=1}^{\Im} \left[\sum_{r=1}^{R_{ij}} p_{ijr} w_{ijr}\left(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}\right) + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} \delta\left(s_j - s_{ijd}\right) \right] \mathbf{ds} \times \qquad (1)$$

$$\times \left\langle p_1 \int\limits_{S_1} W\left(x|s\right) \prod_{j=1}^{\Im} \left[\sum_{r=1}^{R_{1j}} p_{1jr} w_{1jr}\left(s_j, s'_{1jr}, s''_{1jr}\right) + \sum_{d=1}^{D_{1j}} p_{1jd}\left(s_j - s_{1jd}\right) \right] \mathbf{ds} \right\rangle^{-1},$$

$i = 2, 3, \ldots, L$, в котором каждый из L образов задан своим эталонным описанием в области S_i $\Im$-мерного евклидового пространства эталонов S с координатными осями $s_1, \ldots, s_j, \ldots, s_\Im$. Эталонное описание образа Ψ_i, $i \in \{1, 2, \ldots, L\}$, в метрике j-го признака, $j \in \{1, 2, \ldots, \Im\}$, представляет собой совокупность R_{ij} интервалов $[s'_{ijr}, s''_{ijr}]$ возможных значений и D_{ij} дискретных эталонных значений параметра s_j. Один объект распознавания в одном образе задается не более чем одним эталонным интервалом или одним эталонным значением признака s_j в соответствующем образе, т.е. $R_{ij}+D_{ij} = \nu_{ij} \le \nu_i$. Проводится ζ наблюдений признаков. На выборочном пространстве X, представляющем собой $\zeta\times\Im$-мерное евклидово пространство, заданы функции правдоподобия $W(x|s) = W(\mathbf{x} | s_1, s_2, \ldots, s_\Im)$, являющиеся функциями вектора $s = \{s_j\}$. В (1) p_i и p_l – вероятности наблюдения i-го и *l*-го образа; $w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr})$ – априорные плотности вероятности случайного параметра s_j на заданных эталонных интервалах $[s'_{ijr}, s''_{ijr}]$; $\delta(s_j - s_{ijd})$ – функции Дирака, как плотности вероятности постоянной величины – априорной оценки дискретных значений s_{ijd} признака s_j; p_{ijr} и p_{ijd} – априорные условные вероятности наблюдения r-го интервала, $r \in \{1, 2, \ldots, R_i\}$, и d-го значения, $d \in \{1, 2, \ldots, D_i\}$, при наблюдении образа Ψ_i, $\sum_{r=1}^{R_{ij}} p_{ijr} + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} = 1$, $\forall j \in \{1, 2, \ldots, \Im\}$, $i \in \{1, 2, \ldots, L\}$.

Полученные решения основаны на предположении о том, что эталонные описания образов априори известны. Однако на практике чаще встречаются случаи, при которых априорные распределения признаков полностью либо частично неизвестны.

Целью статьи является развитие методов синтеза алгоритмов распознавания образов, заданных сложными эталонными описаниями, на случай известных видов и неизвестных параметров распределений, составляющих усредненные функции правдоподобия.

В большинстве практически важных случаев можно положить, что функции правдоподобия $W(x|s)$ подчиняются гауссовскому закону, а функции $w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr})$ представляют собой плотности вероятности случайных величин s_j, распределенных равномерно на интервалах $[s'_{ijr}, s''_{ijr}]$, средние квадратические отклонения измерений не зависят от значений измеряемых параметров. При этом, переходя от истинных параметров к их оценкам, из (1) имеем

$$\hat{\Lambda}_i(x) = \left\langle \hat{p}_i \prod_{j=1}^{\Im} \left\{ \sum_{d=1}^{D_{ij}} \frac{\hat{p}_{ijd}}{\left(\sqrt{2\pi}\cdot\hat{\sigma}_j\right)^{\zeta}} \cdot \prod_{z=1}^{\zeta} \exp\left[\frac{\left(x_{jz} - \hat{s}_{ijd}\right)^2}{-2\cdot\hat{\sigma}_j^{\,2}} \right] + \right.\right.$$

$$+\sum_{r=1}^{R_{ij}}\frac{\hat{p}_{ijr}}{\hat{s}''_{ijr}-\hat{s}'_{ijr}}\cdot\prod_{z=1}^{\zeta}\left[F\left(\frac{\hat{s}''_{ijr}-x_{jz}}{\hat{\sigma}_j}\right)-F\left(\frac{\hat{s}'_{ijr}-x_{jz}}{\hat{\sigma}_j}\right)\right]\Bigg\}\Bigg\rangle\times \tag{2}$$

$$\times\Bigg\langle\hat{p}_1\prod_{j=1}^{\Im}\left\{\sum_{d=1}^{D_{1j}}\frac{\hat{p}_{1jd}}{\left(\sqrt{2\pi}\cdot\hat{\sigma}_j\right)^{\zeta}}\cdot\prod_{z=1}^{\zeta}\exp\left[\frac{\left(x_{jz}-\hat{s}_{1jd}\right)^2}{-2\cdot\hat{\sigma}_j^{\,2}}\right]+\right.$$

$$\left.+\sum_{r=1}^{R_{1j}}\frac{\hat{p}_{1jr}}{\hat{s}''_{1jr}-\hat{s}'_{1jr}}\cdot\prod_{z=1}^{\zeta}\left[F\left(\frac{\hat{s}''_{1jr}-x_{jz}}{\hat{\sigma}_j}\right)-F\left(\frac{\hat{s}'_{1jr}-x_{jz}}{\hat{\sigma}_j}\right)\right]\right\}\Bigg\rangle^{-1},$$

где $F(z)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{z}e^{-\frac{t^2}{2}}dt$ – функция Лапласа; $\hat{\sigma}_j$ – оценка среднего квадратического отклонения выборочных значений j-го признака; вторые слагаемые в числителе и знаменателе представляют собой суммы композиций равномерной и нормальной плотностей вероятности (суммы «равнонормальных» плотностей вероятности).

Источником информации о распознаваемых образах является совокупность результатов независимых наблюдений (выборочных значений), составляющих обучающую X_j^0 выборку. Положим, что обучающая выборка состоит из элементов (групп выборочных значений). Каждая группа соответствует одному эталонному интервалу или одному эталонному значению в метрике одного признака. Известны количество интервалов и дискретных значений, составляющих эталонные описания каждого образа.

Задача обучения сводится к нахождению по обучающей выборке X_j^0 оценок следующих величин: вероятности $\hat{p}_i$ наблюдения i-го образа; условной вероятности $\hat{p}_{ijd}$ наблюдения d-го значения $d\in\{1, 2, \ldots, D_i\}$ в метрике j-го признака при условии наблюдения i-го образа; условной вероятности $\hat{p}_{ijr}$, наблюдения r-го интервала $r\in\{1, 2, \ldots, R_i\}$ в метрике j-го признака при условии наблюдения i-го образа, дискретных значений $\hat{s}_{ijd}$, нижних и верхних границ эталонных интервалов $[s'_{ijr}, s''_{ijr}]$ признаков s_j.

Вероятность p_i наблюдения i-го образа определим как отношение количества опытов N_i, в которых наблюдался i-й образ, к общему количеству опытов N:

$$\hat{p}_i = N_i/N\,. \tag{3}$$

Условные вероятности p_{ijr} и p_{ijd} определим в виде:

$$\hat{p}_{ijr} = \frac{N_{ijr}}{N_i}\,;\ \hat{p}_{ijd} = \frac{N_{ijd}}{N_i}\,, \tag{4}$$

где N_{ijr}, N_{ijd} – число наблюдений, в которых при наблюдении i-го образа оценка признака s_j попала в интервалы [s'_{ijr}, s''_{ijr}], или приняла значение s_{ijd} соответственно.

Оценки $\hat{s}_{ijd}$ определим как математическое ожидание группы выборочных значений x^o_{ijd} признака s_j, принадлежащему d-му значению i-го образа:

$$\hat{s}_{ijd} = \frac{1}{N_{ijd}} \sum_{n=1}^{N_{ijd}} x^o{}_{ijd}\,. \tag{5}$$

Среднеквадратическое отклонение σ_j выборочных значений j-го признака обусловлено особенностями приема сигналов и измерения j-го параметра. Имея группу выборочных значений, принадлежащих d-му эталонному значению i-го образа в метрике j-го признака, $m_{ijr} = \frac{s''_{ijr} + s'_{ijr}}{2}$ можно определить в виде

$$\hat{\sigma}_j = \sqrt{\frac{1}{N_{ijd}-1} \sum_{n=1}^{N_{ijd}} \left(x^o{}_{ijd} - \frac{1}{N_{ijd}} \sum_{n=1}^{N_{ijd}} x^o{}_{ijd} \right)^2}\,. \tag{6}$$

Для оценивания параметров интервалов значений j-го признака воспользуемся свойствами моментов. Известно [3], что для равнонормального распределения:

$$m_{ijr} = \frac{s''_{ijr} + s'_{ijr}}{2}\,; \tag{7}$$

$$\sigma_r^2 = \sigma_j^2 + \frac{\left(s''_{ijr} - s'_{ijr}\right)^2}{12}\,, \tag{8}$$

где σ_r – среднеквадратическое отклонение выборочных значений j-го признака на интервале [s'_{ijr}, s''_{ijr}]; m_{ijr} – среднее выборочных значений *j*-го признака на интервале [s'_{ijr}, s''_{ijr}].

Решив систему уравнений (7), (8) относительно неизвестных параметров получим:

$$\hat{s}'_{ijr} = m_{ijr} - \sqrt{3}\sqrt{\sigma_r^2 - \sigma_j^2}\,; \tag{9}$$

$$\hat{s}''_{ijr} = m_{ijr} + \sqrt{3}\sqrt{\sigma_r^2 - \sigma_j^2}\,. \tag{10}$$

Заменив в (9), (10) σ_r и m_{ijr} их оценками, имеем:

$$\hat{s}'_{ijr} = \frac{1}{N_{ijr}} \sum_{n=1}^{N_{ijr}} x^o_{ijr} - \sqrt{3} \sqrt{\frac{1}{N_{ijr}-1} \sum_{n=1}^{N_{ijr}} \left(x^o{}_{ijr} - \frac{1}{N_{ijr}} \sum_{n=1}^{N_{ijr}} x^o{}_{ijr} \right)^2 - \sigma_j^2} \; ; \qquad (11)$$

$$\hat{s}''_{ijr} = \frac{1}{N_{ijr}} \sum_{n=1}^{N_{ijr}} x^o_{ijr} + \sqrt{3} \sqrt{\frac{1}{N_{ijr}-1} \sum_{n=1}^{N_{ijr}} \left(x^o{}_{ijr} - \frac{1}{N_{ijr}} \sum_{n=1}^{N_{ijr}} x^o{}_{ijr} \right)^2 - \sigma_j^2} \; , \qquad (12)$$

где $x^o{}_{ijr}$ – выборочные значения признака s_j, попавшие в r-й интервал при наблюдении i-го образа, σ_j^2 определяется в соответствии с (6).

Выводы. Таким образом, искомый алгоритм распознавания радиоизлучений и их источников реализует сравнение с порогом оценок отношений правдоподобия (2) с параметрами (3) – (6), (11), (12). Значения порога определяются используемым критерием эффективности в соответствии с [1, 2].

Полученный алгоритм может быть использован при распознавании не только радиоизлучений, но и при распознавании химических, биологических и других процессов.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Певцов Г.В., Лупандин В.А. Синтез алгоритмов многоальтернативного распознавания образов на основе проверки сложных статистических гипотез по критерию максимума апостериорной вероятности // Радиоэлектроника. – 2001. – № 11. – С. 77 – 80. (Изв. высш. учеб. заведений. Радиоэлектроника).*
2. *Певцов Г.В. Синтез байесовских алгоритмов многоальтернативного распознавания образов, заданных сложными эталонными описаниями // Радиоэлектроника. – 2003. – № 1. – С. 58 – 63. (Изв. высш. учеб. заведений. Радиоэлектроника).*
3. *Шор Я.Б. Статистические методы анализа и контроля качества надежности. – М.: Сов. радио, 1962. – 552 с.*

Поступила 20.01.2003

***ПЕВЦОВ Геннадий Владимирович**, доктор техн. наук, ст. научн. сотр., зам. начальника по научной работе научного центра при ХВУ. В 1978 году окончил Киевское ВИРТУ. Область научных интересов – обработка радиотехнических сигналов и информации.*

***ЛУПАНДИН Владимир Анатольевич**, адъюнкт ХВУ. В 1992 году окончил Харьковское ВВКИУРВ. Область научных интересов – обработка радиотехнических сигналов и информации.*

***КОЛИСНИЧЕНКО Дмитрий Анатольевич**, адъюнкт ХВУ. В 1998 году окончил ХВУ. Область научных интересов – обработка радиотехнических сигналов и информации.*