УДК 621.391:519.28

Г.В. Пєвцов

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

МЕТОДИКА РОЗПІЗНАВАННЯ ГРУП РАДІОВИПРОМІНЮВАНЬ НА ОСНОВІ НЕПАРАМЕТРИЧНОГО ПІДХОДУ ДО ОЦІНЮВАННЯ УСЕРЕДНЕНИХ ФУНКЦІЙ ПРАВДОПОДІБНОСТІ

Запропонована методика розпізнавання груп радіовипромінювань у разі непараметричного навчання. Розроблені методи синтезу, аналізу і оптимізації основних параметрів алгоритмів розпізнавання груп радіовипромінювань із навчанням шляхом побудови гістограм. Отримані результати розвинуті на випадок непараметричного навчання. Запропоновані підходи до синтезу алгоритмів розпізнавання образів, заданих складними еталонними описами у вигляді сукупностей і інтервалів еталонних значень ознак радіовипромінювань.

Ключові слова: *радіовипромінювання, непараметричне навчання, еталонні значення, розпізнавання.*

Вступ

Постановка проблеми. При рішенні задач контролю правильності використання спектру радіочастот або дослідженні різних випромінюючих об'єктів виникає завдання розпізнавання джерел радіовипромінювань і станів (фаз) їх роботи. При цьому кожному розпізнаваємому джерелу або його стану (образу) апріорі можуть відповідати групи радіовипромінювань. Наприклад, розпізнаваний об'єкт може мати в своєму складі декілька радіотехнічних засобів, кожен з яких, у свою чергу, може функціонувати в декількох режимах і застосовувати при цьому декілька видів сигналів. У просторі ознак (параметрів сигналів та їх джерел) такий образ може описуватися одним або декількома інтервалами еталонних значень і (або) одним або декількома дискретними еталонними значеннями ознак.

Аналіз літератури. Для побудови автоматизованих апаратно-програмних комплексів розпізнавання джерел радіовипромінювань в [1] запропонована і розвинена в [2 – 4] методика синтезу алгоритмів розпізнавання груп радіовипромінювань, що реалізовують перевірку складних статистичних гіпотез. Методика базується на введеному складному еталонному описі образів у вигляді $\Im$-мірних сумісних апріорних умовних щільностей ймовірності змішаного типу еталонних векторів s незалежних ознак s_j, $j \in \{1, 2 .., \Im\}$, для кожного з L образів U_i, $i \in \{1, 2 .., L\}$:

$$w_i(\mathbf{s}) = W(\mathbf{s}|U_i) = \prod_{j=1}^{\Im}\left[\sum_{r=1}^{R_{ij}} I_{ijr}p_{ijr}w_{ijr}\ s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}\ + \right.$$
$$\left. +\sum_{d=1}^{D_{ij}} I_{ijd}p_{ijd}\delta\ s_j - s_{ijd}\ \right]; \quad \sum_{r=1}^{R_{ij}} p_{ijr} + \sum_{d=1}^{D_{ij}} p_{ijd} = 1, \tag{1}$$

де $w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s'_{ijr})$ – апріорна щільність розподілу ознаки s_j на кожному з R_{ij} еталонних інтервалів $[s'_{ijr}, s'_{ijr}]$, $r \in \{1, 2 ..., R_{ij}\}$; $\delta(s_j - s_{ijd})$ – функція Дірака, як щільність ймовірності математичних сподівань s_{ijd} кожного з D_{ij} можливих дискретних еталонних значень ознаки s_j, $d \in \{1, 2 ..., D_{ij}\}$; p_{ijr} і p_{ijd} – апріорна умовна ймовірність спостереження r-го інтервалу або d-го значення при спостереженні образу U_i в метриці ознаки s_j; $I_{ijr}(d) \in [0, 1]$ – коефіцієнти, які характеризують відносний ступінь інформативності r-го інтервалу або d-го значення ознаки s_j при розпізнаванні образу U_i. Для прикладу показана геометрична інтерпретація еталонного опису (1) образу U_i в метриці єдиної ознаки s_j ($\Im = 1$) при $R_{i1} = 3$, $D_{i1} = 1$.

Вирішальні правила, що отримуються в результаті синтезу за розробленою методикою, припускають порівняння з порогом статистик відносин $\wedge_i(x) = w_i(x)/w_q(x)$ усереднених функцій правдоподібності вигляду [5]

$$w_i(\mathbf{x}) = W(\mathbf{x}|U_i) = \int_{\mathbf{S}_i} w_i(\mathbf{s})W(\mathbf{x} \mid \mathbf{s})\ \mathbf{ds}, \tag{2}$$

де $w_i(x)$ – усереднена по еталонному опису $w_i(s)$ функція правдоподібності; $W(\mathbf{x} \mid \mathbf{s})$ – залежна від значень вектора параметрів **s** функція правдоподібності спостережуваної вибірки **x**; $\mathbf{S_i}$ – область визначення образу U_i в просторі ознак **S**.

Еталонний опис (1), побудований в припущенні, що види і параметри апріорних розподілів відомі. Проте в практиці створення систем розпізнавання радіовипромінювань такий випадок зустрічається порівняно рідко. Частіше виникає необхідність в алгоритмах, які повинні навчатися до або в процесі ведення розпізнавання. При цьому, якщо еталонний опис є сукупністю невідомих апріорних розподілів ознак, невідомі функції правдоподібності $W(\mathbf{x} \mid \mathbf{s})$, простіше застосувати непараметричний підхід до оцінювання усереднених функцій правдоподібності $w_i(x)$.

Метою статті є розвиток методики синтезу алгоритмів розпізнавання груп радіовипромінювань на випадок непараметричного навчання шляхом побудови усереднених статистичних функцій правдоподібності $w_i^*(x)$ методом гістограм.

Результати досліджень

Нехай на множині **U** об'єктів розпізнавання спостерігаються образи $\mathbf{U_i} \subset \mathbf{U}$, які є множиною об’єктів розпізнавання (видів радіовипромінювань): $\mathbf{U_i} = \{u_{in}\}$, $i \in \{1, 2 .., L\}$, $n \in \{1, 2 ..., \nu_i\}$, де L – кількість розпізнаваних образів; ν_i – число видів радіовипромінювань в i-й групі. Кожний з образів виявляється в метриці $\Im$-мірного евклідового простору ознак **S**. У метриці однієї ознаки кожному об'єкту розпізнавання апріорі відповідає одне еталонне значення або один інтервал еталонних значень ознаки. Невідомий апріорний розподіл вектора ознак $\mathbf{s} = \{s_1, s_2 ..., s_j ..., s_{\Im}\}$ для кожного i-го образу є $\Im$-мірна сумісна щільність ймовірності змішаного типу $W(\mathbf{s} \mid \mathbf{U_i}) = w_i(s)$ вигляду (1) вектора **s** на множині U_i. За результатами Ξ випробувань для кожного з образів в метриці кожної ознаки s_j, $j \in \{1, ..., \Im\}$, отримана первинна статистична сукупність, з якої через групований статистичний ряд сформована гістограма – одновимірна емпірична диференціальна функція розподілу $w_{ij}^*(x_j)$. Вважатимемо, що функції $w_{ij}^*(x_j)$ визначені на інтервалі $\left[S'_j, S''_j\right]$. Висувається L гіпотез $H_1, H_2 ..., H_L$ про те, що спостережувана вибірка ς-кратно зміряних значень $\Im$ ознак належить одному з образів U_i. Завдання полягає у встановленні до спостереження дискретно-аналогового нерандомізірованого статистично оптимального правила δ, що реалізує розділення $\varsigma \times \Im$-мірного евклідового простору виборок **X** на L непересічних областей $X_q^*, q = 1, 2, ..., L$, $\bigcup X_q^* = x$ і що приписує кожній з областей одного з L рішень γ_q про ухвалення гіпотези H_q.Для вирішення завдання область $\left[S'_j, S''_j\right]$ значень кожної ознаки s_j, $j \in \{1, 2 .., \Im\}$, у вибірковому просторі розіб'ємо на K_j непересічних інтервалів, $K_j = K''_j, -K'_j$; $K'_j = \mathrm{end}(S'_j / \Delta s_j)$; $K''_j = t\ S''_j / \Delta s_j$.

Опишемо аналітично гістограму, відповідну n-му елементу i-ої групи, як ступінчасту функцію:

$$w_{ijn}^*(x_j) = \sum_{k=K'_j}^{K''_j} w_{ijnk}^* \mathrm{rect}\left[\ x_j - k\Delta s_j + 0,5\Delta s_j\ /\Delta s_j\right];$$
$$w_{ijnk}^* = \Xi_{ijnk} \big/\ \Delta s_j \Xi_{ijn}\ , \quad k = \mathrm{ent}\ x_j / \Delta s_j\ , \tag{3}$$

де w^{*}_{ijnk} – щільність частоти попадання випадкової величини x_j в k-й інтервал j-ої ознаки при спостереженні n-го радіовипромінювання i-ої групи; Ξ_{ijnk} – кількість вибіркових значень j-ої ознаки, що потрапила в k-й інтервал при відповідному випробуванні; Ξ_{ijn} – кількість спостережень n-го радіовипромінювання i-ої групи в метриці j-ої ознаки; $\mathrm{rect}\left[\, x_j - s_{jk} \,/\Delta s_j \right]$ одинична прямокутна функція шириною Δs_j з центром в точці $x_j = s_{jk} \equiv k\Delta s_j - 0,5\Delta s_j,\ \ k = K'_j, K'_j + 1, ..., K''_j - 1, K''_j$.

Відповідно до [1 – 3] визначимо статистики i-го елементу вектора оцінок відносин $\Lambda^{*}_{i}(x)$ усереднених статистичних функцій правдоподібності у вигляді

$$\Lambda^{*}_{i}(\mathbf{x}) = w^{*}_{i}(\mathbf{x}) / w^{*}_{1}(\mathbf{x}) . \qquad (4)$$

Для цього, вважаючи ознаки і спостережувані вибірки незалежними, застосовуючи фільтруючу властивість функції Дірака, з (1), (2) маємо:

$$\begin{gathered} w_i(\mathbf{x}) = \prod_{j=1}^{\Im} \left[\sum_{r=1}^{R_{ij}} I_{ijr} p_{ijr} \int\limits_{\mathbf{S}_{ij}} w_{ijr}(s_j, s'_{ijr}, s''_{ijr}) \times \right. \\ \left. \times W(\mathbf{x} \mid s_j) ds_j + \sum_{d=1}^{D_{ij}} I_{ijd} p_{ijd} W(\mathbf{x} \mid s_{ijd}) \right]. \end{gathered} \qquad (5)$$

Для отримання w*i(x) в (5) підставимо оцінки, отримані з навчальної вибірки. Перші два елементи можна отримати з (3) заміною індексів n на r і d відповідно. Визначимо апріорну ймовірність p_{ijr} і p_{ijd}:

$$p^{*}_{ijr} = \Xi_{ijr} / \Xi_i \ ; \quad p^{*}_{ijd} = \Xi_{ijd} / \Xi_i \ ,$$

де Ξ_{ijr}, Ξ_{ijd} – кількість проявів відповідно r-го інтервалу і d-го значення i-го образу у метриці j-ої ознаки; Ξ_i – кількість спостережень i-го образу. Ґрунтуючись на (3), (5), запишемо:

$$\begin{gathered} w^{*}_{i}(\mathbf{x}) = \frac{1}{\Xi_i \Im} \prod_{j=1}^{\Im} \left[\sum_{r=1}^{R_{ij}} I_{ijr} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{ijrk}}{\Delta s_j} \mathrm{rect} \times \right. \\ \times \left[\, x_j - k\Delta s_j + 0,5\Delta s_j \ / \Delta s_j \right] + \\ \left. + \sum_{d=1}^{D_{ij}} I_{ijd} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{ijdk}}{\Delta s_j} \mathrm{rect}\left[\, x_j - k\,\Delta s_j + 0,5\Delta s_j \ /\Delta s_j \right] \right\}. \end{gathered} \qquad (6)$$

На основі (4), (6) можуть бути отримані алгоритми, найбільш часто вживаних в практиці розпізнавання образів критеріїв оптимальності. Для цього необхідно відповідно до вживаного критерію визначити оцінку відношення правдоподібності (4) і порівняти його з порогом. Зокрема, байєсовський (Б) алгоритм багатоальтернативного розпізнавання образів, заданих складеними еталонними описами, має вигляд:

$$\delta_{Б} : \sum_{i=2}^{L} \ \Pi_{it} - \Pi_{iq} \ \ \frac{p^{*}_{i}}{p^{*}_{1}} \Lambda^{*}_{i}(\mathbf{x}) \overset{\gamma_q}{\geq} \Pi_{1q} - \Pi_{1t}, \qquad (7)$$

де $\Pi_{iq} \geq 0$ – елементи матриці втрат **П** розміром $L \times L$; γ_q – рішення прийняти гіпотезу H_q; p^{*}_{i} – оцінки апріорної ймовірності спостереження образів $\mathbf{U}_i$ $p^{*}_{i} = \Xi_i / \Xi$, $\sum_{i=1}^{L} p^{*}_{i} = 1$. До області X^{*}_{q}, q ∈ {2, 3 , ..., ℑ}, відносяться точки вибіркового простору X, що задовольняють системі нерівностей (7). При застосуванні критерію максимуму апостеріорної ймовірності (МА) ухвалюється рішення γ_q, якщо

$$\delta_{MAB} : p^{*}_{q} \Lambda^{*}_{q}(x)^{\gamma_q} = \max_{2 \leq i \leq L} p^{*}_{q} \Lambda^{*}_{q}(x); \ \ p^{*}_{i} / p^{*}_{i} \ \ \Lambda^{*}_{i}(x) \geq 1, \quad (8)$$

та рішення γ_1, $\ p^{*}_{i} / p^{*}_{1} \ \ \Lambda^{*}_{i}(x) < 1, \ \ \forall i \in \ 2, 3, ..., L$.

Для реалізації стратегії максимальної правдоподібності (МП) в (6) необхідно покласти апріорну равну ймовірність спостереження образів, їх компонентів, будь-якого з еталонних інтервалів або дискретних значень ознак, однаковий відносний ступінь їх інформативності:

$$\begin{gathered} p_i = 1/L, \ \forall \ i \in \{1, 2 \ ., L\}; \\ p_{ijr} = p_{ijd} = 1/(R_{ij} + D_{ij}),\ I_{ijr}(d) = 1, \\ \forall \ i \in \{1, 2 \ ., L\},\ \forall \ j \in \{1, 2 \ ..., \Im\}; \\ \forall \ r \in \{1, 2 \ ..., R_{ij}\};\ \forall \ d \in \{1, 2 \ ..., D_{ij}\}, \end{gathered}$$

тобто

$$\begin{gathered} w^{*}_{i}(\mathbf{x}) = \prod_{j=1}^{\Im} \left\{ \frac{1}{R_{ij} + D_{ij}} \sum_{r=1}^{R_{ij}} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{ijrk}}{\Delta s_j \Xi_{ijr}} \times \right. \\ \times \mathrm{rect}\left[\, x_j - k\,\Delta s_j + 0,5\Delta s_j \ /\Delta s_j \right] + \\ + \frac{D_{ij}}{D_{ij} + R_{ij}} \sum_{d=1}^{D_{ij}} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{ijdk}}{\Delta s_j \Xi_{ijd}} \times \\ \times \mathrm{rect}\left[\, x_j - k\,\Delta s_j + 0,5\Delta s_j \ /\Delta s_j \right] . \end{gathered} \qquad (9)$$

Ухвалюється рішення γ_q, q = 2, 3 ..., L, якщо

$$\delta_{МП} : \Lambda^{*}_{q}(\mathbf{x}) \overset{\gamma_q}{=} \max_{2 \leq i \leq L} \Lambda^{*}_{i}(\mathbf{x}); \ \Lambda^{*}_{i}(x) \geq 1, \qquad (10)$$

при $\Lambda_i(x) < 1, \ \ \forall_i = 2, 3, ..., L$.

При аналізі отриманих вирішальних правил слід виділити два основні завдання: прогнозування достовірності схвалюваних рішень і оцінювання адекватності отриманих непараметричних алгоритмів потенційним вирішальним правилам, заснованим на статистиках вигляду (2).

Рішення першої задачі зазвичай зв'язується з пошуком повної ймовірності помилки $p_{ош}$ вигляду

$$p_{ош} = \sum_{i=1}^{L} p_{ош\,i} = \sum_{i=1}^{L} p_i \sum_{q=1,\, q \neq i}^{L} P\{\gamma_q \left| \mathbf{U}_i \right.\}; \quad \bigcap_{i=1}^{L} \mathbf{X}_i = \varnothing. \ (11)$$

У ідеальному випадку повністю відомих компонентів усереднених функцій правдоподібності $w_i(x)$ що входять в (11) повну ймовірність $P \ \gamma_q \left| U_i \right.$ ухвалення помилкових рішень γ_q при спостереженні образу U_i визначають як середню за еталонними описами образів [3, 4]:

$$P\left(\gamma_q | U_i\right) = \int_{\mathbf{S}_i} w_i(\mathbf{s}) \int_{\mathbf{X}_q} W(\mathbf{x} | \mathbf{s} \in \mathbf{S}_i)\, \mathbf{dx}\, \mathbf{ds}, \quad (12)$$

або
$$P\left(\gamma_q | U_i\right) = \int_{\mathbf{X}_q} w_i(\mathbf{x})\, \mathbf{dx}. \quad (13)$$

З (6), (11) і (13) для $w_i^*(x)$ і областей X_q^* маємо асимптотичну оцінку повної ймовірності помилки:

$$p_{\text{ош}}^* = \frac{1}{\Xi}\sum_{i=1}^{L}\frac{1}{\Xi_i^{\Im-1}} \times \sum_{\substack{q=1\\ q\neq i}}^{L} \int_{\mathbf{X}^*_q} \prod_{j=1}^{\Im}\left\{\sum_{r=1}^{R_{ij}} I_{ijr} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{ijrk}}{\Delta s_j} \times\right.$$
$$\times \operatorname{rect}\left[\left(x_j - k\Delta s_j + 0{,}5\Delta s_j\right)/\Delta s_j\right] + \sum_{d=1}^{D_{ij}} I_{ijd} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{ijdk}}{\Delta s_j} \times \quad (14)$$
$$\left.\times \operatorname{rect}\left[\left(x_j - k\Delta s_j + 0{,}5\Delta s_j\right)/\Delta s_j\right]\right\} \mathbf{dx}.$$

Через дискретний характер отриманих статистичних функцій правдоподібності від інтегрування в (14) за багатовимірною областю X_q^* можна перейти до сум в дискретних точках вибіркового простору:

$$p_{\text{ош}}^* = \frac{1}{\Xi}\sum_{i=1}^{L}\frac{1}{\Xi_i^{\Im-1}} \sum_{\substack{q=1\\ q\neq i}}^{L} \sum_{m\in \mathbf{X}^*_q} \times$$
$$\times \prod_{j=1}^{\Im}\left\{\sum_{r=1}^{R_{ij}} I_{ijr} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \Xi_{ijrk}\delta_{mk} + \sum_{d=1}^{D_{ij}} I_{ijd} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \Xi_{ijdk}\delta_{mk}\right\}, \quad (15)$$

де δ_{mk} – символ Кронекера, а $\sum_{m\in \mathbf{X}_q} (\cdot)$ є аналогом кратного інтеграла, що зазвичай утрудняє знаходження ймовірності помилок вигляду (12) – (14). І хоча для вирішення (15) не потрібне інтегрування, проте підсумовування по областях X_q^* обумовлює необхідність визначення приналежності до одного з L розпізнаваних образів кожного з $\prod_{j=1}^{\Im} K_j$ дискретних елементів вибіркового простору X. При цьому кожного разу повинна вирішуватися одна з систем рівнянь (7), (8), (10) (залежно від типу аналізованого алгоритму). Якщо при цьому використовується критерій МА, то оцінка відношення усереднених статистичних функцій правдоподібності

$$\Lambda^*(x) = \sum_{k=K'}^{K''} \frac{\Xi_{2k}}{\Xi_{1k}} \operatorname{rect}\left[\left(x - k\Delta s + 0{,}5\Delta s\right)/\Delta s\right],$$
$$k = \operatorname{ent}\left(x/\Delta s\right), \quad (16)$$

порівнюється з порогом $c^* = p_1^*/p_2^* = \Xi_1/\Xi_2$; $p_1^* + p_2^* = 1$, $\Xi_1 + \Xi_2 = \Xi$. Якщо, наприклад, $s_1' < s_2'$ та $s_1'' < s_2''$, то повна ймовірність помилки алгоритму знаходиться з (14)

$$p^*_{\text{ош}} = \frac{1}{\Xi}\int_{x^*_{\text{п}}}^{\infty} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{1k}}{\Delta s} \times \operatorname{rect}\left[\left(x - k\Delta s + 0{,}5\Delta s\right)/\Delta s\right] dx +$$
$$+ \frac{1}{\Xi}\int_{-\infty}^{x^*_{\text{п}}} \sum_{k=K'_j}^{K''_j} \frac{\Xi_{2k}}{\Delta s} \times \operatorname{rect}\left[\left(x - k\Delta s + 0{,}5\Delta s\right)/\Delta s\right] dx, \quad (17)$$

де оцінка порогового значення визначається як

$$x_{\text{п}}^* = \arg_x\left(\Lambda^*(x) \cong p_1^*/p_2^*\right) \quad (18)$$

або з (15)
$$p_{\text{ош}}^* = \frac{1}{\Xi}\left(\sum_{k=k^*_{\text{п}}}^{K''_j} \Xi_{1k} + \sum_{k=K'_j}^{k^*_{\text{п}}} \Xi_{2k}\right), \quad (19)$$

де $k_{\text{п}}^*$ елементів Ξ_{ik} визначається з умови

$$k_{\text{п}}^* = \arg_k\left(\Lambda^*(x) \cong \Xi_1/\Xi_2, \quad k = \operatorname{ent}\left(x/\Delta s\right)\right). \quad (20)$$

Вирази (14), (15), (17) не дозволяють врахувати неточність розділення простору X на області X_q^*, яка викликана дискретністю статистичних функцій правдоподібності (6) (9). Більш строгі оцінки робочих характеристик можна отримати при тестуванні алгоритмів у випадку, якщо є деяка контрольна вибірка для образів із свідомо відомими видами і параметрами апріорних розподілів $w_i\left(s, s_i', s_i''\right)$ при відомій функції правдоподібності вибірки W(x | s).

В цьому випадку алгоритми навчаються за контрольною вибіркою. Разом з тим, відповідно до (5), [3], [4] знаходяться вектори усереднених функцій правдоподібності $w_i\left(x\right)$ і їх відносин $\Lambda_i(x)$. Повна ймовірність $p_{\text{ош}}^{**}$ помилки синтезованого непараметричного алгоритму оцінюється відповідно до (11) (12). Проте інтеграли обчислюються за областями X_q^*, а не X_q.Для розглянутого прикладу це означає, що робоча характеристика $p_{\text{ош}}^{**}$ алгоритму (16) визначається з (11), (12) у вигляді

$$p_{\text{ош}}^{**} = p_1\alpha + p_2\beta = p_1 - \frac{p_1}{s''_1 - s'_1}\int_{s'_1}^{s''_1} F\left(\frac{x^*_{\text{п}} - s}{\sigma}\right) ds +$$
$$+ \frac{p_2}{s''_2 - s'_2}\int_{s'_2}^{s''_2} F\left(\frac{x^*_{\text{п}} - s}{\sigma}\right) ds, \quad (21)$$

де α, β – ймовірності помилок першого і другого роду, відповідно; $F\left(z\right)$ – функція Лапласа.

Маючи результати контрольного навчання, можна порівняти синтезований непараметричний алгоритм з відповідним йому потенційним вирішальним правилом. При цьому за (11), (12) оцінюється показник $p_{\text{ош}}^{**}$ непараметричного алгоритму для областей X_q^* і ймовірність $p_{\text{ош}}$ для областей X_q потенційного алгоритму. Потім визначається $\Delta p_{\text{ош}} = \left|p_{\text{ош}}^{**} - p_{\text{ош}}\right|$, яка повинна бути не більш заданої величини η:

$$\Delta p_{ош} = \left| p^{**}_{ош} - p_1 - \frac{p_2}{s''_2 - s'_2} \int\limits_{s'_2}^{s''_2} F\left(\frac{x_п - s}{\sigma}\right) ds + \right.$$

$$\left. + \frac{p_1}{s''_1 - s'_1} \int\limits_{s'_1}^{s''_1} F\left(\frac{x_п - s}{\sigma}\right) ds \right| \le \eta ,$$

де $p^{**}_{ош}$ визначається (21), а порогове значення $x_п$ відшукується з умови, де

$$\Lambda(x) = \frac{\int\limits_{s_2} w_2(s, s'_2, s''_2) W(x \mid s)\, ds}{\int\limits_{s_1} w_1(s, s'_1, s''_1) W(x \mid s)\, ds} .$$

Якщо, наприклад, при контрольному навчанні функції $w_i\ s, s'_i, s''_i$ є щільністю ймовірності випадкових величин s, розподілених рівномірно в інтервалах s'_i, s''_i , а функція правдоподібності спостережуваної вибірки $W(x \mid s)$ підкоряється закону гауса з математичним сподіванням s і середнім квадратичним відхиленням σ , то

$$\Lambda\ x = \frac{s''_1 - s'_1 \left[F\ \ s''_2 - x\ /\sigma\ - F\ \ s_2 - x\ /\sigma\ \right]}{s''_2 - s'_2 \left[F\ \ s''_1 - x\ /\sigma\ - F\ \ s'_1 - x\ /\sigma\ \right]} . \quad (22)$$

З викладеного виходить метод оптимізації синтезованих непараметричних алгоритмів: відшукується $\Delta p_{ош}$ як функція від $\Delta s_j, \Xi$ і вирішується завдання мінімізацією $\Delta p_{ош}$ за рахунок технологічно допустимих – зменшення $\Delta s_j, \Delta s_j = S''_j - S'_j\ / K_j$, $K''_j - K'_j$, і збільшення Ξ . В багатовимірному випадку умова записується у вигляді

$$(\Delta \mathbf{s}^o, \Xi^o) = \arg\min_{\Delta \mathbf{s}, \Xi} \max_{\Delta \mathbf{s}} \min_{\Xi} \times$$

$$\times\ \Delta p_{ош}(\Delta \mathbf{s}, \Xi) \big|\ \Delta p_{ош} \le \eta; \Delta \mathbf{s} \ge \Delta \mathbf{s}_0; \Xi \le \Xi_0\ \ ,$$

де $\Delta s^0, \Xi^0$ – оптимізовані параметри; $\eta, \Delta s_0, \Xi_0$ – обмеження на параметри. Показник $\Delta p_{ош}$ в даному випадку є інтегральною характеристикою і відображає ступінь наближення отриманих усереднених статистичних функцій правдоподібності $w^*_i\ x$ до апріорних усереднених за еталонним описом $w_i\ s$ функціям правдоподібності $w_i\ x$.

При аналізі алгоритмів розпізнавання образів за однією ознакою, що характеризує ступінь наближення даних непараметричних алгоритмів до потенційних (без навчання), можуть застосовуватися погрішності визначення величин порогів x_n . Наприклад, якщо в результаті контрольного навчання алгоритму отримане N порогів $x^*_{пп} = k^*_{пп} \Delta s$, то можна обчислити відповідні їм потенційні значення порогів $x_{пп}$ і потім знайти середню квадратичну погрішність $\sigma_п$ визначення $x^*_{пп}$. Внаслідок того, що значення $x^*_{пп}$ залежать від Δs_j і Ξ , погрішність ω_n також буде функцією від цих параметрів. При цьому завдання оптимізації формалізується у вигляді

$$(\Delta s_j^o, \Xi^o) = \arg\min_{\Delta s_j, \Xi} \max_{\Delta s_j} \min_{\Xi} \times$$

$$\times\ \sigma_п(\Delta s, \Xi)\ \left|\ \sigma_п \le \sigma_{п0}; \Delta \mathbf{s} \ge \Delta \mathbf{s}_0; \Xi \le \Xi_0\ \ ,\right.$$

де $\sigma_{п0}$ – задане обмеження на величину $\sigma_п$.

У багатовимірному випадку аналітично реалізувати такий підхід складно, оскільки замість підсумовування лінійних погрішностей установки числа порогів необхідно інтегрувати по вибірковому простору **X** відстані між поверхнями (($\Im$ – 1)-мірними функціями), що розділяють розпізнавані образи в навчальному і потенційному алгоритмах. Ця задачу можна вирішити чисельними методами.

Що стосується практичних рекомендацій по вибору параметрів алгоритму, то число випробувань при визначенні кожної ступінчастої функції (3) повинне бути не меншого тисячі, а число $K_j = K''_j - K'_j$, слід вибирати у межах 12 – 20.

Висновки

Таким чином, розроблені методи дозволяють синтезувати непараметричні алгоритми розпізнавання груп радіовипромінювань з навчанням шляхом побудови гістограм, проводити аналіз їх якості і оптимізувати основні параметри визначуваних статистичних функцій розподілу.

Список літератури

1. *Певцов Г.В. Синтез алгоритма распознавания радиоизлучений на основе байесовского правила проверки сложных гипотез // Радиоэлектроника. – 1998. – № 4. – С. 49-57. (Изв. высш. учебн. заведений).*
2. *Певцов Г.В. Синтез алгоритмов распознавания образов, заданных сложными эталонными описаниями в метрике азимутов на источники радиоизлучений // Радиоэлектроника. – 2000. – № 4. – С. 38-45. (Изв. высш. учебн. заведений).*
3. *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. учебн. заведений).*
4. *Певцов Г.В. Синтез байесовских алгоритмов многоальтернативного распознавания образов, заданных сложными эталонными описаниями // Радиоэлектроника. – 2003. – № 1. – С. 58-63. (Изв. высш. учебн. заведений).*
5. *Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Книга 2. – М.: Сов радио, 1975. – 392 с.*

Надійшла до редколегії 5.06.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.І. Карпенко, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

МЕТОДИКА РАСПОЗНАВАНИЯ ГРУПП РАДИОИЗЛУЧЕНИЙ НА ОСНОВЕ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОГО ПОДХОДА К ОЦЕНИВАНИЮ УСРЕДНЕННЫХ ФУНКЦИЙ ПРАВДОПОДОБНОСТИ

Г.В. Певцов

Предложена методика распознавания групп радиоизлучений в случае непараметрического обучения. Разработаны методы синтеза, анализа и оптимизации основных параметров алгоритмов распознавания групп радиоизлучений с обучением путем построения гистограмм. Полученные результаты расширены для случая непараметрического обучения с использованием предложенных ранее подходов к синтезу алгоритмов распознавания образов, заданных сложными эталонными описаниями в виде интервалов эталонных значений признаков (параметров) радиоизлучений.

Ключевые слова: *группы радиоизлучений, непараметрическое обучение, эталонные значения.*

METHOD OF RECOGNITION OF GROUPS OF RADIATION ON THE BASIS OF THE NON-PARAMETRIC GOING NEAR THE EVALUATION OF AVERAGED FUNCTIONS OF PLAUSIBILITY

G.V. Pevtsov

The method of recognition of groups of radiation is offered in the case of non-parametric studies. The methods of synthesis, analysis and optimization of basic parameters of algorithms of recognition of groups of radiation are developed, with studies by the construction of histograms. The got results develop in case of non-parametric studies offered approach before near the synthesis of algorithms of recognition of patterns, set difficult standard descriptions as totality of standard values and intervals of standard values of signs (parameters) of radiation.

Keywords: *groups of radiation, non-parametric studies, standard values.*