

DOI: [10.28925/2663-4023.2019.5.8394](https://doi.org/10.28925/2663-4023.2019.5.8394)

УДК 004.9311

Ільницький Анатолій Іванович

Кандидат технічних наук, доцент, доцент кафедри

Інститут телекомунікаційних систем НТУУ «КПІ імені Ігоря Сікорського», Київ, Україна

OrcID 0000-0003-0800-7859

anatolii.ilnytskyi@gmail.com**Бурба Олег Ігорович**

Кандидат технічних наук, старший науковий співробітник, старший науковий співробітник

місце роботи: військова частина А1906

OrcID 0000-0001-6705-6613

oleg_burba@ukr.net

СТАТИСТИЧНІ КРИТЕРІЇ ОЦІНЮВАННЯ ІНФОРМАТИВНОСТІ ОЗНАК ДЖЕРЕЛ РАДІОВИПРОМІНЮВАННЯ ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙНИХ МЕРЕЖ І СИСТЕМ ПРИ ЇХ РОЗПІЗНАВАННІ

Анотація. Розглянуто процедури порівняльного аналізу при використанні статистичних критеріїв оцінювання інформативності ознак джерел радіовипромінювання телекомунікаційних мереж і систем при їх класифікації та розпізнаванні, як сукупності формалізованих правил збору, обробки і аналізу отриманої інформації. У вступі в загальному проаналізовано процеси розпізнавання й класифікації джерел радіовипромінювань телекомунікаційних мереж, наведені основні статистичні критерії оцінювання інформативності інформаційних ознак. Зазначено, що більшість згаданих критеріїв розпізнавання дають можливість провести тільки ранжування ознак і не забезпечують вирішення завдання щодо кількісного оцінювання їх інформативності за критерієм мінімальної імовірності похибки або максимальної імовірності вірного розпізнавання. З урахуванням цього сформовано мету досліджень, яка полягає у розробці процедури порівняльного аналізу при використанні статистичних критеріїв оцінювання інформативності ознак джерел радіовипромінювання телекомунікаційних мереж і систем при їх класифікації та розпізнаванні, як сукупності формалізованих правил збору, обробки і аналізу отриманої інформації. В результатах дослідження зазначається, що точне значення імовірності похибки отримати достатньо важко, тому що її оцінка вимагає знання порогів прийняття рішень. При цьому інтегрування при обчислюванні можливо тільки чисельне. Тому для вирішення завдання розпізнавання доцільно використовувати не імовірності похибок, а їх межі (верхні та нижні), які повинні бути, з одного боку, строгими, а з другого – легко обчислені аналітично. Також потрібно враховувати, що імовірність похибок та їх межі однозначно пов'язані з міжкласовою відстанню класів (образів), яка, у свою чергу, повинна бути однозначно пов'язана з імовірністю вірного розпізнавання. На основі аналізу аналітичних виразів статистичних критеріїв оцінювання міжкласової відстані в теорії розпізнавання встановлено взаємні аналітичні зв'язки між основними критеріями міжкласових відстаней. Обґрунтовано і запропоновано для вирішення завдань розпізнавання застосовувати перетворення Фалі–Семмона, де критерієм оптимальності є максимальне відношення середніх різниць проекцій векторів даних класів, що підлягають розпізнаванню, до суми коваріацій в середині класів при їх проекції на вектор параметрів, в результаті чого отримується модифіковане відношення Фішера. Також визначено, що всі розглянуті критерії розраховані на малу кількість класів розпізнавання, тоді як на практиці кількість класів та їх обсяг дуже великий, а їх загальна кількість є невідомою. Більш того, процес розпізнавання є багатопараметричним, що значно ускладнює вирішення завдань класифікації та розпізнавання об'єктів і джерел радіовипромінювання. Для подолання такої ситуації запропоновано використання критерію, що базується на коефіцієнті неортогональності умовних щільностей розподілення імовірності ознаки, який можна вважати різновидом відстані Бхаттачарія для великої кількості класів та їх обсягу.

Ключові слова: процедура; статистичні критерії; точність; сигнал; джерело радіовипромінювання; радіомоніторинг; інформаційна ознака; розпізнавання.



1. ВСТУП

Постановка проблеми. Процеси розпізнавання й класифікації джерел радіовипромінювань (ДРВп) телекомунікаційних мереж (ТКМ) починаються з визначення (вимірювання технічними засобами радіомоніторингу) основних параметрів сигналів радіовипромінювань, наприклад, несучої частоти, тривалості вхідних сигналів, періоду або частоти повторення, ширини спектру сигналу, девіації частоти, пеленгу на джерело тощо. За отриманими даними формуються і аналізуються так звані інформаційні ознаки (ІО) – загальні та індивідуальні, кількісні і якісні, належності до об'єкту спостереження та визначення його фазового стану тощо. Аналіз ІО відбувається за відомими статистичними критеріями оцінювання їх інформативності, якими є: міжкласові відстані Бхаттачарія, Колмогорова, Матусита, Лайніотиса, дивергенція Кульбака, проекція на один вимір та багато інших [1-7]. При цьому чим більша міжкласова відстань, тим менша можлива похибка розпізнавання. Також слід звернути особливу увагу на те, що у результаті радіомоніторингу (РМ) отримуються не значення ІО вхідних сигналів, а статистичні оцінки параметрів цих ознак, які повинні задовольняти умовам Крамера – Рао до їх незміщеності, ефективності і оптимальності, маючи мінімальні похибки 1 та 2 роду, а також мінімальні математичні очікування і дисперсії [8, 9]. При цьому більшість згаданих критеріїв розпізнавання дають можливість провести тільки ранжування ознак і не забезпечують вирішення завдання щодо кількісного оцінювання їх інформативності за критерієм мінімальної імовірності похибки або максимальної імовірності вірного розпізнавання. Також слід враховувати, що в умовах повної або часткової невизначеності параметрів ІО джерел і об'єктів достатньо точно отримати значення статистичних оцінок похибок практично неможливо. Однак, верхні та нижні межі зміни їх значень визначити можна. Тому виникає науково-практичне завдання знайти не тільки зв'язок міжкласової відстані з похибкою розпізнавання, а також і зв'язок міжкласової відстані з межами похибок (верхньої та нижньої), де знаходиться дійсне значення похибок [9, 10]. Тому вирішення наведених завдань потребує застосування основних положень теорії нечітких (багатозначних) множин з визначенням верхніх та нижніх значень меж похибок вимірювання, де знаходиться їх дійсне значення. **Виділення не вирішених раніше частин загальної проблеми, яким присвячується стаття.** На підставі наведеного виникає не вирішена низка питань, а саме: яким відомим статистичним критеріями оцінювання інформативності ознак слід надати перевагу і застосовувати їх при вирішенні завдань розпізнавання; який аналітичний і фізичний зв'язок існує між наведеними статистичним критеріями; як визначати і розраховувати верхні та нижні значення меж похибок вимірювання, де знаходиться їх дійсне значення; який існує аналітичний зв'язок міжкласової відстані з похибкою розпізнавання, а також зв'язок міжкласової відстані з межами похибок (верхньої та нижньої), де знаходиться дійсне значення похибок. Таким чином, **метою й основним змістом статті** є висвітлення результатів розробки процедури порівняльного аналізу при використанні статистичних критеріїв оцінювання інформативності ознак джерел радіовипромінювання телекомунікаційних мереж і систем при їх класифікації та розпізнаванні, як сукупності формалізованих правил збору, обробки і аналізу отриманої інформації.

2. РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕННЯ

Відомо [11], що розподіл усіх статистичних оцінок довільного параметра x може бути описаний рівнянням такого виду:

$$P(x) = \sum_{i=1}^n Q_i P_i(x), \quad (1)$$

де Q_i – апіорна імовірність появи сигналів i -го джерела; $P_i(x)$ – індивідуальне розподілення імовірності для i -го джерела.

Якщо розпізнавання здійснюється серед однотипних джерел випромінювання з нормальним (гауссівським) законом щільності розподілу, то можна вважати, що $Q_i = Q_j$ і вираз (1) буде мати такий вигляд:

$$P(x) = \frac{1}{2\sigma\sqrt{2\pi}} \left\{ \exp \left[-\frac{(x-m-(2k+1)\Delta m)^2}{2\sigma^2} \right] + \exp \left[-\frac{(x-m+(2k+1)\Delta m)^2}{2\sigma^2} \right] \right\} \quad (2)$$

де m та σ – математичне очікування і дисперсія оцінки параметра x ; $2\Delta m$ – відстань між середніми значеннями параметрів, які усереднені за усіма джерелами при $k = 0, 1, 2$. Необхідною умовою розділення сигналів є багатомодальність сумарного закону розподілення. Найбільш загальною кількісною характеристикою інформативності ознак є імовірність вірного розпізнавання $P_{вр}$, або імовірність похибки розпізнавання $P_e = (1 - P_{вр})$, яка для M класів визначається за відомим виразом [1]:

$$P_e(M) = \left[\sum_{i=1}^M P_i \sum_{j=1}^M P \left(\frac{H_j}{H_i} \right) \right], \quad (3)$$

де M – кількість класів; P_i – апіорна імовірність пред'явлення для розпізнавання джерела спостереження i -го типу або i -го екземпляру з M класів; $P(H_j/H_i)$ – імовірність похибки пристрою розпізнавання в прийнятті рішення на користь j -го ДРВП, в той час, коли інформація прийнята від i -го джерела (тобто прийнято рішення за гіпотезою H_j , коли вірною є гіпотеза H_i). Слід звернути увагу, що точне значення імовірності похибки отримати достатньо важко, тому що її оцінка вимагає знання порогів прийняття рішень. При цьому інтегрування при обчислюванні можливо тільки чисельне. Тому для вирішення завдання розпізнавання доцільно використовувати не імовірності похибок, а їх межі (верхні та нижні), які повинні бути, з одного боку, строгими, а з другого – легко обчислені аналітично. Також потрібно враховувати, що імовірність похибок та їх межі однозначно пов'язані з міжкласовою відстанню класів (образів), яка, у свою чергу, повинна бути однозначно пов'язана з імовірністю вірного розпізнавання. Як було зазначено, в цей час існує багаточисельна кількість критеріїв прийняття рішень про клас об'єкту розпізнавання в умовах статистичної невизначеності параметрів і усі вони пов'язані з формуванням оцінок міжкласової відстані, що залежить від дисперсії даних в середині класів (компактності розподілення) по осі параметра або інформаційної ознаки. Також вище було зазначено, що в якості кількісного оцінювання міжкласової відстані в теорії розпізнавання використовуються такі критерії: відстані Бхаттачарія, Колмогорова, Матусита, Лайніотиса, дивергенція Кульбака, проекція на один вимір і багато інших. Ці міри міжкласових відстаней використовуються при попарному порівнянні образів для двох щільностей розподілу імовірностей $W_1(x)$ та $W_2(x)$, де $W_1(x) = P(x/H_1)$, при цьому при $N > 2$ розрахунок міжкласових відстаней суттєво ускладнюється. Стисло розглянемо зазначені вище критерії та запишемо аналітичні вирази для їх розрахунків. Відстань Бхаттачарія має достатньо простий вигляд і записується як коефіцієнт ρ , що характеризує взаємне перекриття функцій розподілення імовірностей [2, 3]:

$$\rho = \int_{s_{ij}} \sqrt{W_1(x)W_2(x)}, \quad (4)$$

де $W(x)$ – умовні щільності розподілення імовірностей; S_{ij} – область визначення параметрів ДРВП i -го та j -го типів.

Дивергенція Кульбака може бути визначена за таким виразом [3]:

$$I = \int_{S_{ij}} [W_1(x) - W_2(x)] \lg \frac{W_1(x)}{W_2(x)} dx. \quad (5)$$

Відстань змінних Колмогорова розраховується достатньо просто за таким співвідношенням [1,4]:

$$K = \frac{1}{2} \int_{S_{ij}} |P_1 W_1(x) - P_2 W_2(x)| dx. \quad (6)$$

Перевага цього коефіцієнта полягає в тому, що він враховує не тільки щільність розподілення імовірності, а також і апіорні імовірності P_i та P_j . Тобто його фізичний зміст полягає в обчисленні інтегралу від модулю різниці апіорних імовірностей P_i та P_j . Відстань Матусита R_M має більш складний вигляд і може бути розрахована за таким виразом [1,4]:

$$R_M = \left[\int_{S_{ij}} (\sqrt{P_1 W_1(x)} - \sqrt{P_2 W_2(x)})^2 dx \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

Аналіз наведених співвідношень (4-7) дає можливість встановити взаємні аналітичні зв'язки між основними критеріями міжкласових відстаней, які наведено на рис.1 (для прикладу обрано лише чотири критерії).

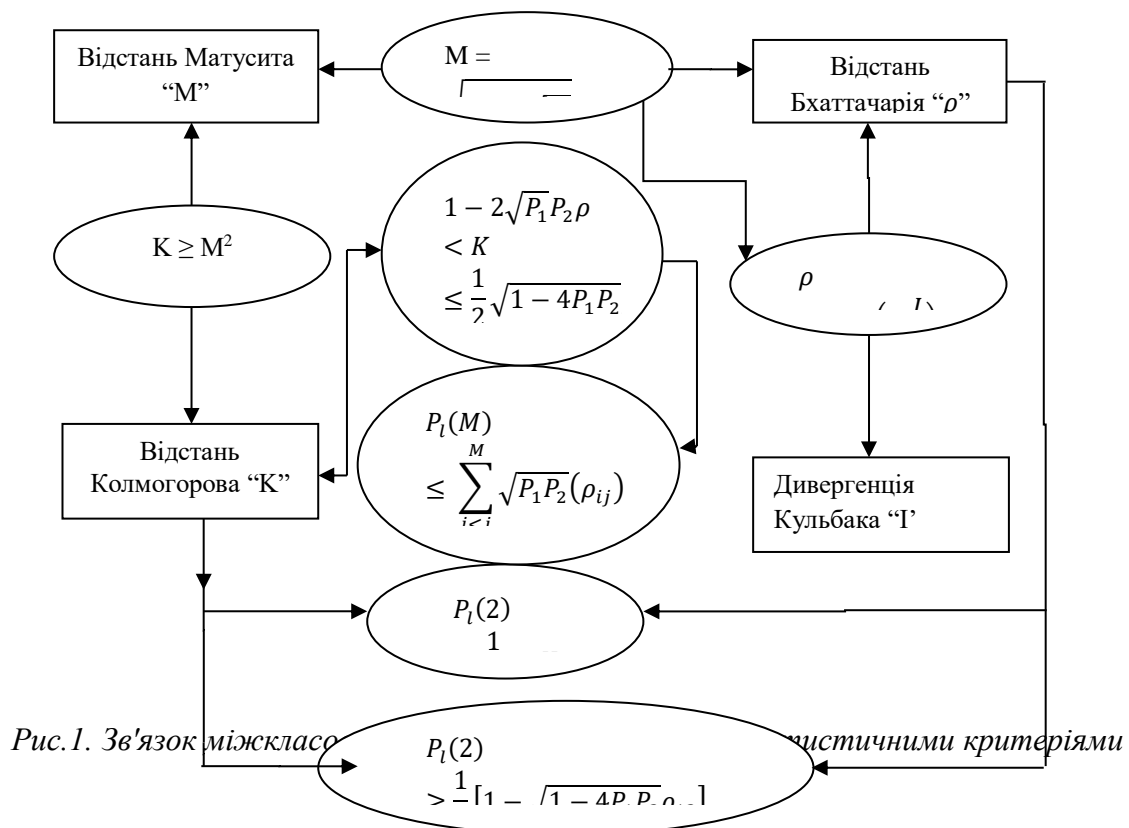


Рис.1. Зв'язок міжкласових відстаней з основними критеріями

На сьогодні у практиці вирішення завдань розпізнавання також використовують метод проекції на один вимір [4], алгоритм якого використовує відношення максимальної різниці середніх векторів даних до загального розкидання в середині класів

$$Q_k = \frac{\mu_{1k} - \mu_{2k}}{\left[\frac{1}{N_1} \sum_{j=1}^{N_1} |x_{1jk} - \mu_{1k}| + \frac{1}{N_2} \sum_{j=1}^{N_2} |x_{2jk} - \mu_{2k}| \right]} \quad (8)$$

де μ_{ik} – k -та складова середнього вибіркового вектору даних μ_i ; N_i – кількість вибірових векторів i -го класу; x_{ijk} – k -та складова j -ої вибірки i -го класу ($i = 1, 2$).

Отримані значення Q ранжируються, записуються в порядку зменшення та відбираються їх максимальні значення для зменшення M -мірного простору інформаційних ознак.

На думку авторів статті, для вирішення завдань розпізнавання найбільш раціональним є застосування перетворення Фалі–Семмона [5], де критерієм оптимальності є максимальне відношення середніх різниць проекцій векторів даних класів, що підлягають розпізнаванню, до суми коваріацій в середині класів при їх проекції на вектор параметрів. В результаті чого отримується модифіковане відношення Фішера, яке має такий вигляд:

$$R(d) = \left[d^T (\mu_1 - \mu_2)^2 / d^T (K_1 + K_2) \right] \vec{d}, \quad (9)$$

де d – h -мірний стовпчик, на який проектуються дані; μ_i – середній вектор вибірки даних для i -го класу ($i = 1, 2$); K – матриця коваріацій i -го класу.

Верхні межі похибок розпізнавання M -гіпотез великої кількості класів можна визначити за таким виразом [6,7]:

$$P_B \leq \sum_{i \leq j} P_i^{\alpha_{ij}} P_j^{1-\alpha_{ij}} \int_{S_{ij}} W_i^{\alpha_{ij}}(x) W_j^{1-\alpha_{ij}}(x) dx, \quad (10)$$

де $0 \leq \alpha_{ij} \leq 1$; $i, j = 1, 2, \dots, M$; M – кількість класів; $M \geq 2$ – номер гіпотези H_i , $i = 1, 2, \dots, M$ з апіорною імовірністю P_i та умовною щільністю імовірності $P_i(x)$.

Нижні межі похибок можуть бути визначені в межах відстані Лайніотиса [7]:

$$P_H(2) = \frac{1}{2} \left[1 - \sqrt{1 - 4(P_B(2))^2} \right] \quad (11)$$

де $P_B(2) = \rho_{1,2} \left[\sqrt{W_1(x)W_2(x)} \right]$; $\rho_{1,2}$ – відстань Бхаттачарія для двох щільностей $W_1(x)$ та $W_2(x)$.

Верхню межу можна обчислити за виразом (10) з врахуванням того, що розподіл Гауссівським [8]:
параметрів, за яким проводиться розпізнавання, є нормальним

$$P_B = \sum_{i \leq j} (P_i P_j)^{\frac{1}{2}} e^{-P_{ij}}, \quad (12)$$

де

$$P_{ij} = \frac{1}{8} (m_i - m_j)^T P_{ij}^{-1} (m_i - m_j) + \frac{1}{2} \ln \left[\frac{P_{ij}}{(P_i P_j)^{\frac{1}{2}}} \right]. \quad (13)$$

Результати розрахунків меж імовірності нижньої та верхньої похибок P_H та P_B , що виконані за виразами (2, 10-13), наведені в табл.1 і 2 та відображені графічно на рис. 2 і 3.

Таблиця 1

Результати розрахунків нижньої та верхньої похибок розпізнавання від міжкласової відстані для $M=2$ при $\sigma_1=\sigma_2$, $P_1=P_2=0,5$

$\Delta m/\sigma$	0	1	2	3	4	5	6
P_H	0,5	0,31	0,17	0,095	0,055	0,027	0,019
P_B	0,5	0,38	0,27	0,21	0,16	0,13	0,11

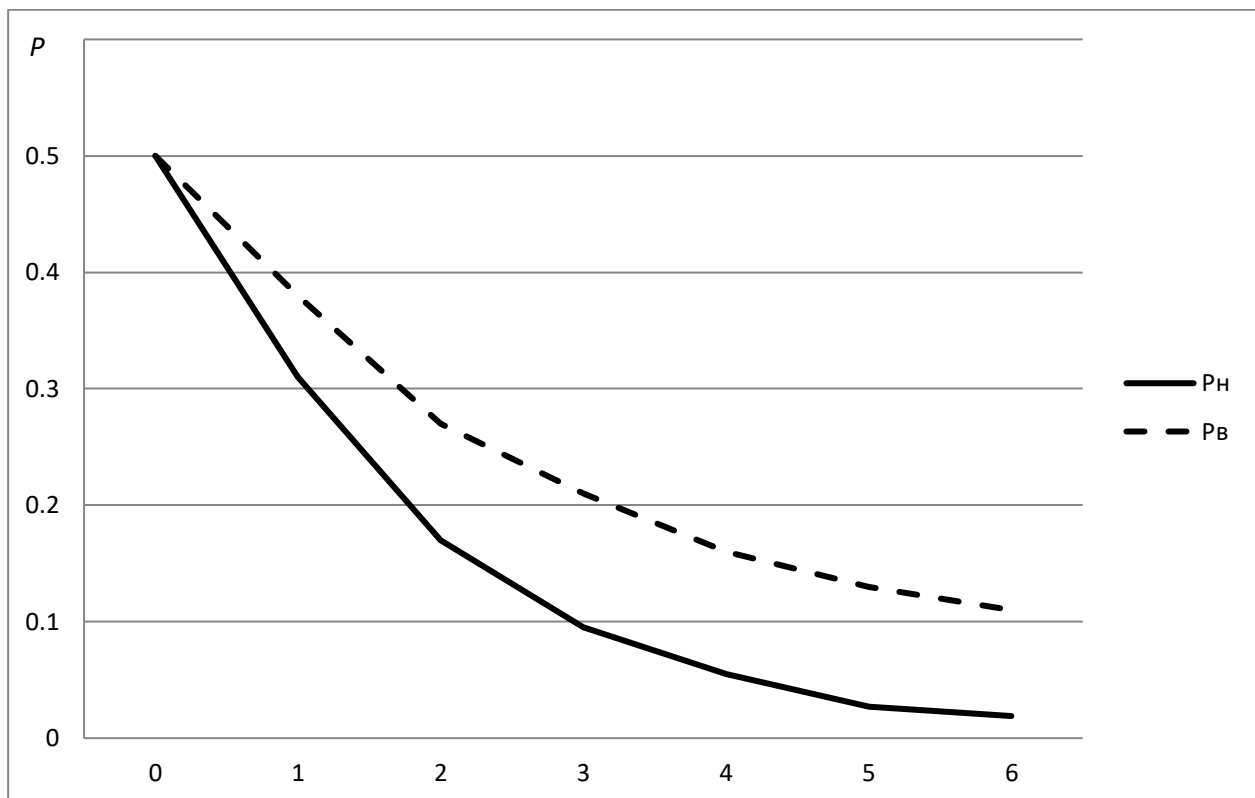


Рис. 2. Залежність похибок розпізнавання P_H та P_B від міжкласової відстані $\Delta m/\sigma$ для 2-х типів ДРВп ($M=2$ при $\sigma_1=\sigma_2$, $P_1=P_2=0,5$)

Таблиця 2

Результати розрахунків нижньої та верхньої похибок розпізнавання від міжкласової відстані для $M=4$ при $\sigma_1=\sigma_2=\sigma_3=\sigma_4$, $P_1=P_2=P_3=P_4=0,25$

$\Delta m/\sigma$	0	1	2	3	4	5	6
P_H	0,48	0,32	0,23	0,18	0,14	0,11	0,09
P_B	0,82	0,61	0,42	0,32	0,22	0,17	0,13

Слід зазначити, що для щільностей розподілення, які відрізняються від експоненційних, процес обчислення верхньої межі похибок хоча і простіше, ніж обчислення самих похибок, але залишається складним завданням, особливо при дуже великій кількості M -класів. В таких випадках щільності розподілення можуть бути апроксимовані сумою відомих Гауссівських щільностей розподілення з відповідними вагами та використанням

теореми Вінера. Тобто щільність розподілення $W_i(x)$ може бути апроксимована сумою N_i щільностей.

Необхідно звернути увагу, що всі розглянуті критерії розраховані на малу кількість класів розпізнавання [12], тоді як на практиці кількість класів та їх обсяг дуже великий, а їх загальна кількість є невідомою. Більш того, процес розпізнавання є багатопараметричним, що значно ускладнює вирішення завдань класифікації та розпізнавання об'єктів і джерел ТКМ.

Для подолання такої ситуації можна запропонувати використання критерію, що базується на коефіцієнті неортогональності умовних щільностей розподілення імовірності ознаки. Цей критерій можна вважати різновидом відстані Бхаттачарія для великої кількості класів та їх обсягу.

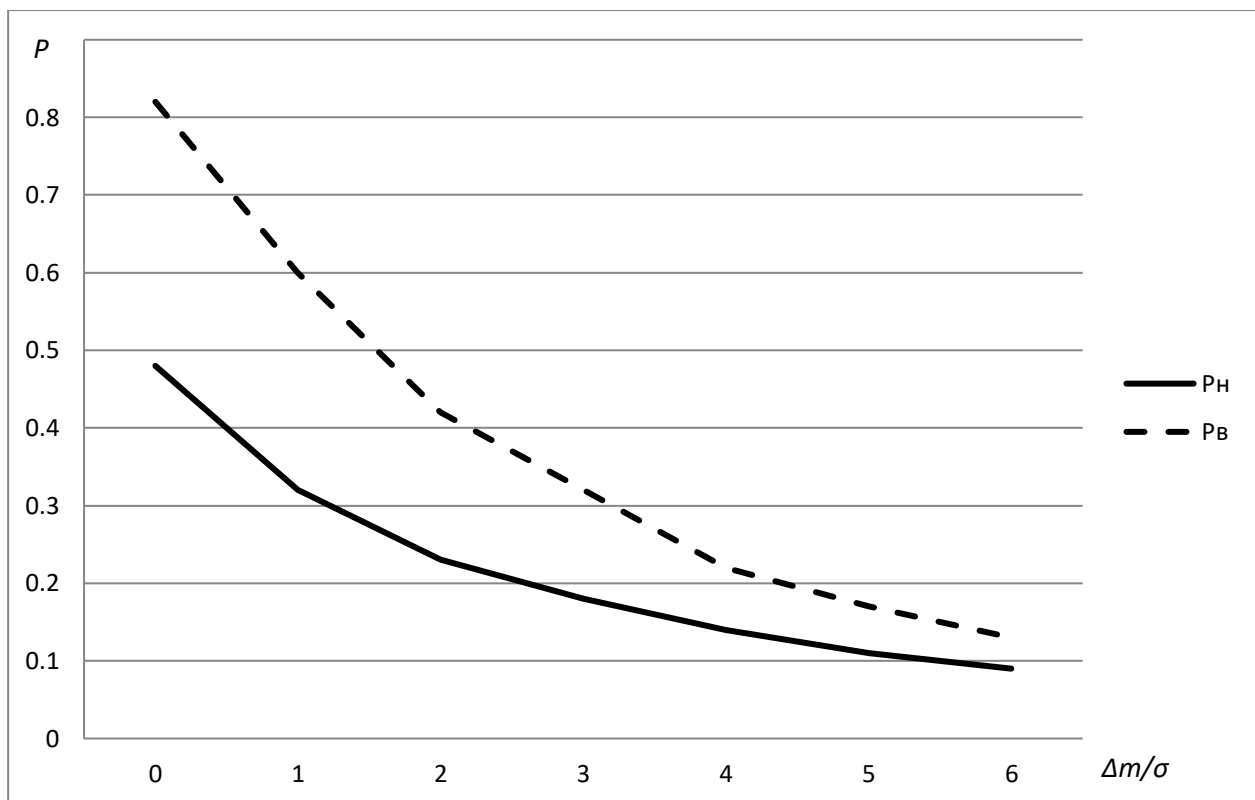


Рис. 3. Залежність похибок розпізнавання P_n та P_v від міжкласової відстані $\Delta t/\sigma$ для 4-х типів ДРВП ($M=4$ при $\sigma_1=\sigma_2=\sigma_3=\sigma_4$, $P_1=P_2=P_3=P_4=0,25$)

Відомо, що дві функції $W_1(x)$ та $W_2(x)$ є ортогональними на інтервалі (a, b) , якщо виконується умова [11]:

$$\int_a^b W_1(x)W_2(x)dx = 0. \quad (14)$$

Якщо під $W_1(x)$ розуміти умовну функцію розподілення $W(x/1)$ ознаки x одного типу або екземпляру ДРВП (або об'єкта спостереження №1), а під $W_2(x)$ - умовну функцію розподілення $W(x/2)$ того ж самого другого типу ДРВП (або об'єкта спостереження №2) залежно від рівня розпізнавання, то ортогональність функції розподілення свідчить про те, що значення параметрів цих ДРВП не перетинаються, а імовірність їх розпізнавання прагне до одиниці. У випадку, коли добуток умовних

функцій розподілення $[W_1(x) W_2(x)] > 0$, то параметри двох типів ДРВП перетинаються і розпізнавання стає неоднозначним. Ступінь неортогональності буде характеризуватися площею перекриття добутку функцій $W_1(x)$ та $W_2(x)$, яка визначає величину похибок 1-го та 2-го роду [12].

З урахуванням того, що на практиці розпізнавання здійснюється не в середині двох типів ДРВП, а в середині N типів, то слід розглядати коефіцієнт неортогональності між функціями розподілення ознак i -го та j -го ДРВП:

$$K_{ij} = \int_{S_{ij}} W_i(x)W_j(x)dx, \quad (15)$$

де S_{ij} – область визначення параметрів двох ДРВП i -го та j -го типів.

Якщо існує N типів ДРВП, які підлягають розпізнаванню, то треба розраховувати коефіцієнт неортогональності для всіх значень N , виконуючи попарне інтегрування з розрахунком кількості сум парних добутків.

Для розпізнавання ДРВП i -го типу коефіцієнт неортогональності K_{Σ_i} буде мати такий вигляд:

$$K_{\Sigma_i} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N-1} \int_{S_{1i}} W_1(x)W_i(x)dx + \frac{1}{N-2} \sum_{i=2}^{N-1} \int_{S_{2i}} W_2(x)W_i(x)dx + \dots \\ \dots + \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} \int_{S_{ki}} W_k(x)W_i(x)dx + \dots + \int_{S_{N-1,i}} W_{N-1}(x)W_i(x)dx. \quad (16)$$

Перевагою запропонованого критерію з використанням коефіцієнта неортогональності є те, що він має яскраво визначений фізичний зміст. Якщо його усереднити за всіма типами ДРВП і ввести пороги їх поділу, то можна отримати середню оцінку імовірності сумарної похибки розпізнавання 1-го і 2-го роду, та, як наслідок, і середню імовірність вірного розпізнавання. Як видно, коефіцієнт неортогональності не залежить від вигляду алгоритма розпізнавання і характеризує потенційну інформативність ознаки. Також добре видно, що він пов'язаний зі згаданим вище коефіцієнтом Бхаттачарія [2,3], який в свою чергу має аналітичний зв'язок з міжкласовими відстаннями критеріїв Колмогорова, Матусита, Кульбака тощо (див. рис. 1).

Якщо ввести апріорні імовірності появи на вході засобів РМ сигналів i -го ДРВП як P_i , то вираз для середнього сумарного коефіцієнта неортогональності ознаки розпізнавання буде мати такий вигляд:

$$K_{\Sigma_i} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N-1} \int_{S_{1i}} P_1 W_1(x)P_i W_i(x)dx + \frac{1}{N-2} \sum_{i=2}^{N-1} \int_{S_{2i}} P_2 W_2(x)P_i W_i(x)dx + \dots \\ \dots + \int_{S_{N-1,i}} P_{N-1} W_{N-1}(x)P_i W_i(x)dx. \quad (17)$$

Наведений вираз (17) підтверджує зв'язок коефіцієнта неортогональності ознаки з критерієм розпізнавання Колмогорова (6), що свідчить про його адекватність і можливість практичного застосування.



3. ВИСНОВКИ ТА ПЕРСПЕКТИВИ ПОДАЛЬШИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

1. Використання відомих статистичних критеріїв оцінювання інформаційних ознак при розпізнаванні, таких як міжкласові відстані Бхаттачарія, Колмогорова, Матусита, Фалі–Семмона, дивергенція Кульбака, проекція на один вимір та інших обмежується малим класом об'єктів спостереження і дають можливість провести тільки ранжирування ознак та не забезпечують вирішення завдання щодо кількісного оцінювання їх інформативності за критерієм мінімальної імовірності похибки, або максимальної імовірності вірного розпізнавання.

2. При розпізнаванні джерел і об'єктів за результатами радіомоніторингу отримуються не значення їх ІО, а статистичні оцінки параметрів цих ознак, які повинні задовольняти умовам Крамера – Рао до їх незміщеності, ефективності і оптимальності, маючи мінімальні похибки 1 та 2 роду, а також мінімальні математичні очікування і дисперсії, що в умовах апіорної невизначеності вхідних параметрів забезпечити вкрай важко.

3. При невиконанні умов Крамера – Рао щодо незміщеності, ефективності і оптимальності отриманих параметрів ІО виникає науково-практичне завдання пошуку зв'язків міжкласової відстані з розрахованими межами похибок (верхньої та нижньої), де знаходиться дійсне значення похибок. Тому вирішення наведених завдань потребує застосування основних положень теорії нечітких (багатозначних) множин з визначенням верхніх та нижніх значень меж похибок вимірювання.

4. Використання апіорних імовірностей при розрахунках інформаційних ознак дає можливість враховувати вплив кількісного складу ДРВП кожного типу та інтенсивність їх роботи на ефективність прийняття правильних рішень про тип або екземпляр ДРВП залежно від виду розпізнавання і вигляду функції розподілення $W(x)$.

5. Коефіцієнт неортогональності, що пов'язаний нелінійно з величиною похибки розпізнавання, є кількісною мірою інформативності кожної ІО для конкретної ситуації в цілому, а не для двох окремих джерел. Цей критерій можна вважати різновидом відстані Бхаттачарія для великої кількості класів та їх обсягу, що дає можливість провести ранжирування інформаційних ознак ще до початку активної фази спостереження за станом радіоелектронної обстановки або на етапі розробки системи розпізнавання.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

- [1]. Патрик Э. Основы теории распознавания образов: Пер с англ. под ред. Б.Р.Левина.-М.: Сов.радио, 1980. - 408 с.
- [2]. Бхаттачария Р.Н., Рао Ранга Р. Аппроксимация нормальным распределением и симптотические разложения: Пер с англ. под ред.В.В.Сазонова.-М.: Наука,1982. - 288 с.
- [3]. Kailath T. The Divergence and Bhatacharya distance Measures in Signal Selection // IEEE Transaction on Communication Technology? COM-15, №1, 1967, p.52-60.
- [4]. Горелик А.Л., Скрипкин В.А. Методы распознавания: Учебн. пособие для ВУЗов.- М.: Высшая школа, 1984. - 208 с.
- [5]. Foley D.H. and Sammon J.W. IEEE Transaction on Computers, C-24, 1975, p.281-289.
- [6]. Lainiotis D.G. Sequential Structure and Parameter Adaptive Pattern Recognition. Part: Supervisor Learning // IEEE Transaction on Information Theory, IT-16, №5, 1970, p.548-556.
- [7]. Lainiotis D.G. A Class of Upper Bounds on Probability of Error for Multi –Hypotheses Pattern Recognition // IEEE Transaction on Information Theory, IT-15, №5, 1969, p.370-371.
- [8]. Светозаров В.В. Основы статистической обработки результатов измерений / В.В. Светозаров.- М.: МИФИ, 2005. – 40 с.
- [9]. Кофман А. Введение в теорию нечетких множеств.- М.: Радио и связь, 1982. - 432 с.
- [10].Zadeh L.A. Fuzzy sets//Information and Control. – 1965.- Т.8, №3 – P.338-353).
- [11].Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – М.: Наука, 1964.- 576 с.



[12]. Анисимов В.В., Курганов В.Д., Злобин В.К. Распознавание и цифровая обработка изображений. - М.: Высшая школа, 1983. - 295 с.

**Ilitskiy Anatolii**

Ph.D. of Technical Sciences, Associate Professor, Associate Professor

place of work: Institute of Telecommunication Systems of NTUU "KPI named after Igor Sikorsky", Kiev, Ukraine
OrcID 0000-0003-0800-7859

anatolii.ilnyskiy@gmail.com

Burba Oleg

Ph.D. of Technical Sciences, Senior Researcher, Senior Researcher

place of work: military unit A1906

OrcID 0000-0001-6705-6613

oleg_burba@ukr.net

STATISTICAL CRITERIA FOR ASSESSING THE INFORMATIVITY OF THE SOURCES OF RADIO EMISSION OF TELECOMMUNICATION NETWORKS AND SYSTEMS IN THEIR RECOGNITION

Abstract. The procedures of comparative analysis using statistical criteria for evaluating the information content of radio sources of telecommunication networks and systems in their classification and recognition as a set of formalized rules for collecting, processing and analyzing the information obtained are considered. In the introduction, the general processes of recognition and classification of sources of radio emission of telecommunication networks are analyzed, the main statistical criteria for evaluating the information content of information features are given. It is noted that most of the mentioned criteria of recognition allow to carry out only ranking of signs and do not provide the solution of the problem of quantitative estimation of their informativeness by the criterion of minimum probability of error or maximum probability of true recognition. With this in mind, a research goal has been formed, which is to develop a procedure for comparative analysis using statistical criteria for evaluating the information content of radio sources of telecommunication networks and systems in their classification and recognition, as a set of formalized rules for collecting, processing and analyzing the information obtained.

The study found that the exact value of the probability of error is difficult to obtain, since its estimation requires knowledge of decision thresholds. The integration in the calculation is only possible numerically. Therefore, in order to solve the recognition problem, it is advisable not to use the error probabilities, but their boundaries (upper and lower), which must be strict on the one hand and easily calculated analytically on the other. It should also be borne in mind that the probability of errors and their boundaries are uniquely related to the class distance (classes), which in turn must be clearly related to the probability of true recognition. Based on the analysis of analytical expressions of the statistical criteria for estimating interclass distances, recognition theory establishes mutual analytical relationships between the main criteria of interclass distances.

It is substantiated and proposed to solve the problems of recognition by applying the Fali – Semmon transform, where the criterion of optimality is the maximum ratio of the mean differences of the projections of the vectors of the data of the classes to be recognized to the sum of the covariations in the middle of the classes in their projection to the parameter vector, resulting in a modified Fisher ratio.

It is also determined that all the criteria considered are designed for a small number of recognition classes, whereas in practice the number of classes and their size is very large and their total number is unknown. Moreover, the recognition process is multi-parameter, which makes it difficult to solve the problems of classification and recognition of objects and sources of radio emission. To overcome this situation, it is proposed to use a criterion based on the coefficient of non-orthogonality of the conditional probability distributions of the probability of a trait, which can be considered as a variation of Bhattacharya distance for a large number of classes and their volume.

Keywords: procedure; statistical criteria; accuracy; signal; source of radio emission; radio monitoring; information feature; recognition.



REFERENCES

- [1]. Patrick E. Fundamentals of the theory of pattern recognition. Moscow: Sov.radio, 1980 .
- [2]. Bhattacharya R. N, Rao Ranta R. Approximation by the normal distribution and symptotic expansions. Moscow: Nauka, 1982.
- [3]. Kailath T. The Divergence and Bhatacharya distance Measures in Signal Selection // IEEE Transaction on Communication Technology. COM-15, №1, 1967.
- [4]. Gorelik A. L., Skripkin V.A. Recognition Methods: Proc. manual for high schools. Moscow: Vysshaya shkola, 1984.
- [5]. Foley D. H. and Sammon J. W. IEEE Transaction on Computers, C-24, 1975.
- [6]. Lainiotis D. G. Sequntial Structure and Parameter Adaptive Pattern Recognition. Part: Supervisor Leaning // IEEE Transaction on Information Theory, IT-16, №5, 1970.
- [7]. Lainiotis D. G. A Class of Upper Bounds on Probability of Error for Multi –Hypotheses Pattern Recognition // IEEE Transaction on Information Theory, IT-15, №5, 1969.
- [8]. Svetozarov V. V. Fundamentals of statistical processing of measurement results. Moscow: MIFI, 2005.
- [9]. Kofman A. Introduction to the theory of fuzzy sets. Moscow: Radio and communications, 1982.
- [10]. Zadeh L.A. Fuzzy sets // Iformation and Conrol. – 1965. – T.8, №3.
- [11]. Ventzel, E.S. Theory of Probability. Moscow: Nauka, 1964.
- [12]. Anisimov V. V., Kurganov V. D., Zlobin V. K. Recognition and digital image processing. Moscow: Vysshaya shkola, 1983.



This work is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International License.