

В.М. БЕЗРУК, д-р техн. наук, Ю.М. ГОЛОБОРОДЬКО, канд. техн. наук,

В.І. ЗАБОЛОТНИЙ, канд. техн. наук

ВИЯВЛЕННЯ НОВИХ РАДІОВИПРОМІНЮВАНЬ ПРИ АВТОМАТИЗОВАНОМУ РАДІОКОНТРОЛІ

Вступ

Під час проведення автоматизованого радіоконтролю важливим завданням є виявлення нових радіовипромінювань (РВ) в аналізованих частотних каналах [1–3]. З точки зору обробки сигналів, це завдання виявлення нових сигналів на тлі заданої стаціонарної завади. Таку задачу можна розглядати як задачу виявлення зміни ймовірнісних властивостей випадкових сигналів, що є інтенсивно розвиненим напрямом у математичній статистиці.

При цьому до появи нового РВ у каналі спостерігається лише стаціонарна завада з відомими ймовірнісними властивостями. Після появи нового, невідомого РВ в аналізованому каналі, ймовірнісні властивості спостережуваного сигналу змінюються. Завдання виявлення нового сигналу з невідомими ймовірнісними властивостями на тлі заданої завади є окремим випадком завдання виявлення сигналів в умовах підвищеної апіорної невизначеності [4].

У статті досліджуються методи виявлення нових сигналів з невідомими ймовірнісними властивостями на тлі заданої завади для випадку, коли спостереження представляються ймовірнісною моделлю у вигляді ортогональних розкладів. Наведено результати досліджень робочих характеристик виявлення, які були проведені шляхом статистичних випробувань на вибірках реальних сигналів та завад.

Постановка задачі виявлення нових сигналів на тлі заданої завади

Припускається, що випадкові сигнали, які спостерігаються на інтервалі часу $(0, T)$, представляються скінченновимірними векторами спостережень $\mathbf{x}$. При переході від одного інтервалу спостереження до наступного ймовірнісні властивості сигналів можуть різко змінюватися. Введемо дві гіпотези:

- H^0 – гіпотеза про спостереження сигналу до зміни його ймовірнісних властивостей;
- H^1 – гіпотеза про спостереження сигналу зі зміненими ймовірнісними властивостями.

Ймовірності гіпотез відповідно P_0 і P_1 ($P_0 + P_1 = 1$).

Нехай щільність розподілу статистик сигналу за умови справедливості гіпотези H^0 є гаусівською $N(\mathbf{x}/\boldsymbol{\mu}^0, \mathbf{R}^0)$ з невідомим середнім вектором $\boldsymbol{\mu}^0$ та кореляційною матрицею $\mathbf{R}^0$. Задається навчальна вибірка спостережень $\{\mathbf{x}_r^0, r = \overline{1, n_0}\}$, яка отримана до зміни ймовірнісних властивостей сигналу і може бути використана для оцінювання параметрів розподілів $\boldsymbol{\mu}^0$, $\mathbf{R}^0$. Щільність розподілу статистик сигналу після зміни його властивостей невідома, і відсутня можливість отримання відповідної вибірки для оцінювання його ймовірнісних властивостей.

Поставлена задача вирішується у два етапи. Спочатку знаходиться алгоритм виявлення за скороченою сукупністю показників $k_1(\alpha), k_2(\alpha)$, які визначаються відповідно ймовірністю хибної тривоги та об'ємом критичної області відхилення гіпотези H^1 . Далі на основі отриманого рішення формується деяка множина допустимих, повністю описаних алгоритмів виявлення [5].

Алгоритми виявлення зміни ймовірнісних властивостей сигналів

Оптимізація виявника зміни ймовірнісних властивостей сигналів зводиться до варіаційної задачі забезпечення мінімального значення показника хибної тривоги $k_1(\alpha)$ за фіксованого об'єму критичної області відхилення гіпотези H^1 , який характеризується показником $k_2(\alpha)$. Отриманий при цьому алгоритм виявлення змін ймовірнісних властивостей сигналів для випадку гаусівських розподілів визначається таким вирішальним правилом:

$$H^1: P_0 N(\mathbf{x}/\mu^0, \mathbf{R}^0) < \lambda \quad (1a)$$

- приймається гіпотеза про зміну властивостей сигналу;

$$H^0: P_0 N(\mathbf{x}/\mu^0, \mathbf{R}^0) \geq \lambda \quad (1б)$$

- відхиляється гіпотеза про зміну властивостей сигналу.

Тут λ – поріг, який визначається при розв'язанні зазначеного варіаційного завдання за умови забезпечення заданого значення ймовірності хибної тривоги.

З урахуванням аналітичного виразу для гаусівського розподілу вектора ухвалення рішень за допомогою вирішального правила (1) зводиться до порівняння відстані Махаланобіса з деяким порогом:

$$H^1: (\mathbf{x} - \mu^0)^T (\mathbf{R}^0)^{-1} (\mathbf{x} - \mu^0) > \Delta^0, \quad (2a)$$

- приймається гіпотеза про зміну властивостей сигналу;

$$H^0: (\mathbf{x} - \mu^0)^T (\mathbf{R}^0)^{-1} (\mathbf{x} - \mu^0) \leq \Delta^0. \quad (2б)$$

- відхиляється гіпотеза про зміну властивостей сигналу.

Тут $\mu^0, \mathbf{R}^0$ – оцінки середнього вектора та кореляційної матриці, отримані за навчальною вибіркою сигналу до зміни його ймовірнісних властивостей; Δ^0 – деяке порогове значення.

На основі отриманого вирішального правила може бути сформована деяка множина допустимих алгоритмів виявлення ймовірнісних властивостей сигналів у рамках опису спостережень в аналізованому каналі ймовірнісною моделлю у вигляді ортогональних розкладів. Зокрема, вирішальне правило типу (2) може бути отримано в координатній області, коли спостереження сигналів представляються вектором коефіцієнтів розкладів $\mathbf{b}$ у деякому ортонормованому базисі:

$$H^1: (\mathbf{b} - \mu_b^0)^T (\mathbf{R}_b^0)^{-1} (\mathbf{b} - \mu_b^0) > \Delta_b^0, \quad (3a)$$

$$H^0: (\mathbf{b} - \mu_b^0)^T (\mathbf{R}_b^0)^{-1} (\mathbf{b} - \mu_b^0) \leq \Delta_b^0, \quad (3б)$$

де $\mathbf{b}, \mu_b^0, \mathbf{R}_b^0$ – відображення відповідно $\mathbf{x}, \mu^0, \mathbf{R}^0$ у координатну область, що визначається обраним базисом з розмірністю L .

Вибираючи базис Карунена–Лоева, який призводить до некорельованих координат, отримуємо вирішальне правило у вигляді співвідношення:

$$H^1: \sum_{j=1}^N \frac{(c_j - \mu_{jc}^0)^2}{(\sigma_{jc}^0)^2} > \Delta_c^0; \quad H^0: \sum_{j=1}^N \frac{(c_j - \mu_{jc}^0)^2}{(\sigma_{jc}^0)^2} \leq \Delta_c^0, \quad (4)$$

де $(\sigma_{jc}^0)^2 = \lambda_j$ – власні числа вибіркової кореляційної матриці сигналу $\mathbf{R}^0$ до зміни його властивостей, c_j – координати представлення вектора спостережень сигналу $\mathbf{x}$ розмірністю L у базисі Карунена–Лоева з розмірністю $N < L$.

При забезпеченні відповідних нормувань, що призводять до рівності дисперсій у координатному представленні сигналів, може бути використано простіше вирішальне правило:

$$H^1: \sum_{j=1}^N (c_j - \mu_{jc}^0)^2 > \Delta_c^0; \quad H^0: \sum_{j=1}^N (c_j - \mu_{jc}^0)^2 \leq \Delta_c^0. \quad (5)$$

Якщо рішення приймається за вибіркою об'ємом v реалізацій $\mathbf{X}_v$, вирішальне правило (4) набуває такого вигляду:

$$H^1: \sum_{r=1}^v \sum_{j=1}^N \frac{(c_{jr} - \mu_{jc}^0)^2}{(\sigma_{jc}^0)^2} > \Delta_{cv}^0; \quad H^0: \sum_{r=1}^v \sum_{j=1}^N \frac{(c_{jr} - \mu_{jc}^0)^2}{(\sigma_{jc}^0)^2} \leq \Delta_{cv}^0. \quad (6)$$

Вибираючи статистики (інформативні ознаки) сигналів у вигляді сукупності координат енергетичних спектрів сигналів у деякому ортонормованому базисі, аналогічно (5) отримуємо вирішальне правило, засноване на порівнянні евклідових відстаней поточних оцінок енергетичного спектра до еталонів:

$$H^1: \sum_{j=1}^N (G_j - G_{jc}^0)^2 > \Delta_G^0; \quad H^0: \sum_{j=1}^N (G_j - G_j^0)^2 \leq \Delta_G^0. \quad (7)$$

Тут $G_j^0 = \frac{1}{n_0} \sum_{r=1}^{n_0} (c_{jr}^0 - \mu_{jc}^0)^2$, $j = \overline{1, N}$ – оцінки координат енергетичного спектра сигналу до зміни ймовірнісних властивостей, знайдені за навчальною вибіркою об'ємом n_0 реалізацій;
 $G_j = \frac{1}{v} \sum_{r=1}^v (c_{jr} - \mu_{jc}^0)^2$, $j = \overline{1, N}$ – поточна оцінка енергетичного спектра спостережуваного сигналу, знайдена за вибіркою об'ємом $v \ll n_0$.

Наведені вирішальні правила визначають деякі можливі алгоритми виявлення зміни властивостей випадкових сигналів, що отримуються в рамках ймовірнісної моделі у вигляді ортогональних розкладів. Вони можуть бути використані при багатокритеріальній оптимізації алгоритмів виявлення. При цьому для кожного варіанта алгоритму виявлення слід оцінити значення показників якості виявлення змін ймовірнісних властивостей сигналів, а також значення показників реалізаційних витрат. У результаті допустима множина алгоритмів виявлення буде представлена в критеріальному просторі введених показників якості. Тут з використанням безумовного критерію переваги виключаються безумовно гірші варіанти та виділяється підмножина Парето-оптимальних алгоритмів виявлення зміни ймовірнісних властивостей сигналів. Оскільки Парето-оптимальні алгоритми виявлення є непорівнянними між собою, в подальшому для практичної реалізації може бути обраний будь-який з них.

Результати експериментальних досліджень алгоритмів виявлення нових РВ

Дослідження алгоритмів виявлення нових РВ на тлі заданої стаціонарної завади виконано шляхом статистичних випробувань на вибірках реалізацій реальних сигналів та завад. Схема установки для прийому та формування вибірок реальних сигналів і завад включала: радіоприймальний пристрій для прийому РВ у короткохвильовому діапазоні, магнітофон для запису реалізацій сигналів і завад з виходу радіоприймального пристрою, аналізатор спектра, аналого-цифровий перетворювач та пристрій введення спектральних відліків сигналів і завад в ЕОМ.

Були сформовані навчальні вибірки стаціонарних завад об'ємом по 100 реалізацій для 22 різних дослідів. Ці навчальні вибірки були використані для оцінювання параметрів вирішального правила. Результати досліджень наведено для випадку використання алгоритму виявлення нових сигналів, заснованого на вирішальному правилі (7).

Для оцінювання показників якості виявлення нових РВ на тлі стаціонарної завади були накопичені контрольні вибірки реалізацій сигналів та стаціонарних завад об'ємом по 100 реалізацій. Для ілюстрації на рис. 1 наведено усереднені спектри стаціонарних завад (а) та сигналів (б) у частотному каналі зі смугою 3 кГц для двох різних дослідів.

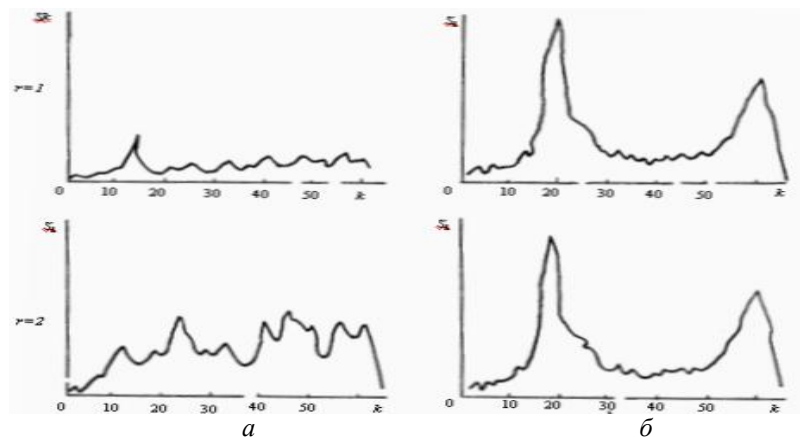


Рис. 1. Усереднені спектри стаціонарних завад (а) та сигналів (б) у частотних каналах для двох різних дослідів

Навчальні вибірки реалізацій стаціонарних завад були використані для оцінювання параметрів алгоритмів виявлення. Контрольні вибірки реалізацій сигналів і завад об'ємом по 100 реалізацій використані для отримання показників якості виявлення сигналів.

У табл. 1 наведено ймовірності правильного виявлення нових сигналів P_{no}^j при фіксованих ймовірностях хибної тривоги $P_{лт}'' = 10^{-1}; 10^{-2}$ для різних видів стаціонарних завад і сигналів у кожному досліді.

Таблиця 1

Ймовірності правильного виявлення нових сигналів, отримані для різних дослідів

Номер дослідів j	P_{no}^j	
	a	b
2	1.0	0.97
3	0.99	0.95
4	1.0	0.9
5	0.98	0.93
6	1.0	1.0
7	1.0	1.0
8	1.0	0.82
9	1.0	1.0
10	1.0	0.89
11	1.0	1.0
12	1.0	1.0
13	1.0	1.0
14	1.0	1.0
15	1.0	1.0
16	1.0	0.89
17	1.0	1.0
18	1.0	1.0
19	1.0	1.0
20	1.0	0.61
21	1.0	1.0
22	1.0	1.0
P_{nocp}	0,99	0,95

Примітка: результати отримано при $P_{лт}'' = 10^{-1}; 10^{-2}$ (відповідно стовпці a і b).

Ці характеристики представлено у вигляді оцінок ймовірності правильного виявлення нових сигналів при фіксованій ймовірності хибної тривоги в заданій смузі частотного каналу. На рис. 2 наведено робочі характеристики у вигляді залежності ймовірності правильного виявлення нових сигналів від тривалості спостережень для 8 різних дослідів, а також усереднена характеристика виявлення.

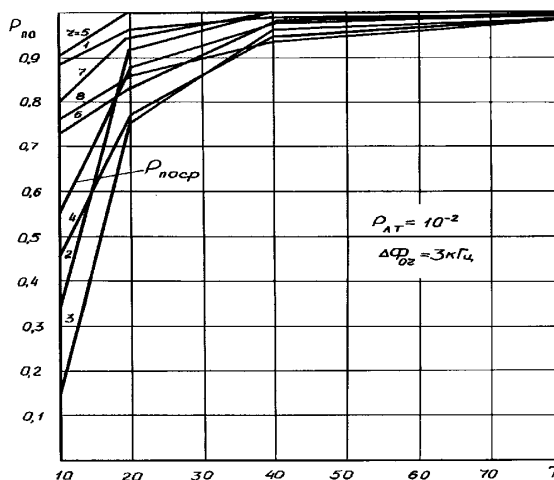


Рис. 2. Залежності ймовірності правильного виявлення нових сигналів від часу спостереження при фіксованій ймовірності хибної тривоги для 8 різних дослідів

Висновки

1. Задача виявлення нових РВ на тлі стаціонарної завади вирішується як виявлення зміни ймовірнісних властивостей сигналів у частотному каналі..
2. Наведено алгоритми виявлення невідомих сигналів на тлі заданої завади для випадку гаусівських розподілів спостережень..
3. Отримано результати експериментальних досліджень алгоритмів виявлення нових РВ на тлі стаціонарної завади з використанням вибірок реальних сигналів та завад.
4. Запропоновані алгоритми виявлення нових РВ на тлі заданих стаціонарних завад можуть бути використані при вирішенні завдань автоматизованого радіоконтролю.

Список літератури:

1. Майборода І. М., Власов К. В., Глушенко М. О., Застосування і перспективи розвитку мобільних засобів радіоелектронної розвідки тактичної ланки сил сектору безпеки та оборони України // Честь і закон. 2024. No 2 (89). С. 83–90; https://dspace.nlu.edu.ua/jspui/bitstream/123456789/20200/1/Vlasov_83%E2%80%939390.pdf.
2. Слободянюк П.В., Благодарный В.Г. Радиомониторинг: вчера, сегодня, завтра (Теория и практика построения системы радиомониторинга). Прилуки : ООО «Издательство «Айр-Поліграф», 2010. 296 с.
3. Обухов Н. П., Кикоть А. В., Голобородько Ю. Н., Горбачинский И. С., Авторское свидетельство № 177720 от 09.04.82 «Устройство автоматического панорамного обнаружения и пеленгования с дискриминацией радиоизлучений источников дальней или ближней зоны».
4. Omelchenko V. A., Balabanov V. V., Bezruk V. M., Goloborod'ko Ju. N. Detection of Changes in the Random Signal Properties by Spectral Methods Under the Conditions of A Priori Uncertainty // Telecommunications and Radio Engineering. 1999. Vol. 53 (9 -10). P. 1–10.
5. Безрук В.М., Певцов Г.В. Теоретические основы проектирования систем распознавания сигналов для автоматизированного радиоконтроля. Харьков : Коллегиум, 2007. 430 с.

Надійшла до редколегії 27.09.2025

Відомості про авторів:

Безрук Валерій Михайлович – доктор технічних наук, професор, Харківський національний університет радіоелектроніки, професор кафедри інформаційно-мережної інженерії; Україна; email: valerii.bezruk@nure.ua; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5482-9960>

Голобородько Юрій Миколайович – кандидат технічних наук, Харківський національний університет радіоелектроніки, доцент кафедри безпеки інформаційних технологій; Україна; email: yurii.holoborodko@nure.ua; ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-4040-9467>

Заболотний Володимир Ілліч – кандидат технічних наук, доцент, Харківський національний університет радіоелектроніки, професор кафедри безпеки інформаційних технологій, Україна; email: volodymyr.zabolotnyi@nure.ua; ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3258-8489>