УДК 621.396.96, 621.397.48 DOI:10.30837/rt.2022.4.211.07

В.М. КАРТАШОВ, д-р техн. наук, В.О. ПОСОШЕНКО, канд. техн. наук,
К.В. КОЛІСНИК, канд. техн. наук, В.И. КОЛІСНИК, Р.И. БОБНЄВ, А.И. КАПУСТА

АЛГОРИТМ ОЦІНЮВАННЯ РОЗПОДІЛУ ЕНЕРГІЇ РАДІОЛОКАЦІЙНИХ СИГНАЛІВ, ЯКІ РОЗСІЮЮТЬСЯ НА АКУСТИЧНИХ ЗБУРЕННЯХ, СТВОРЕНИХ БПЛА

Вступ

Ряд проблем, пов'язаних з радіолокацією об'єктів з динамічною ефективною поверхнею розсіювання (ЕПР), вимагають пошуку оцінок розподілу енергії корисного сигналу на інтервалі спостереження після розв'язання задачі виявлення конкретного об'єкта в умовах малого співвідношення сигнал/шум і апріорної невизначеності щодо комплексної огинаючої пакету радіовідбиттів.

До таких об'єктів можна віднести атмосферні неоднорідності, які виникають в результаті функціонування безпілотного літального апарату (БПЛА). Звукові хвилі, що породжують такі неоднорідності, при поширенні в атмосфері поступово згасають. При цьому вони постійно взаємодіють з коливаннями, які постійно утворюються. Тому конфігурація звукового поля поблизу БПЛА постійно змінюється, що і зумовлює динамічний характер розсіювання радіохвиль на атмосферних збуреннях, а отже їх ЕПР [1 – 10].

Отримання оцінок розподілу нешумової енергії на інтервалі спостереження дозволяє сформувати додаткові інформаційні ознаки для розпізнання класів виявлених БПЛА, а також для просторового розрізнення окремих БПЛА, які знаходяться на одній дальності у разі їхнього групового застосування.

Алгоритм оцінювання, який розглядається, може знайти застосування при радіолокації протяжних розподілених цілей (наприклад: метеорних утворень у вищих прошарках атмосфери Землі), а також для дослідження атмосферних вітрових рухів.

Постановка задачі

Розглядається адитивна модель суміші пакету розсіяних радіосигналів та шуму виду

$$\dot{Y}(t) = \dot{S}(t) + \dot{N}(t)\text{, где } \dot{S}(t) = \sum_{i=1}^{k} \dot{S}_i(t) = \sum_{i=1}^{k} \dot{b}_i \cdot \dot{X}_i(t)\,, \tag{1}$$

де $\dot{S}_i(t) = \dot{b}_i \dot{X}_i(t)$ – i-й відносно початку пакету імпульсний сигнал у пачці, що містить k імпульсів; $\dot{b}_i$ – довільний амплітудний множник i-го імпульсу, який потрібно оцінити; $\dot{X}_i(t)$ – відомий з точністю до фази опорний сигнал, який відповідає зондуючому радіоімпульсу: $x_i(t) = \mathrm{Re}\{\dot{X}_i(t) e^{j\omega_0 t}\}$ [11].

Для відносно великих співвідношень сигнал/шум $q \gg 1$ оцінка розподілу енергії сигналу на інтервалі спостереження з прийнятною похибкою здійснюється шляхом визначення модулів коефіцієнтів $\dot{b}_i$. Для малих значень $q \approx 1$ подібний підхід є неприйнятним, оскільки похибка оцінювання стає співрозмірною з модулем максимального значення амплітуди пакету відбитих сигналів $\dot{b}_{imax}$ і навіть перевищує його. У цьому випадку розподіл нешумової енергії слід шукати у вигляді розподілу блоків незмінного рівня її оцінки E_A на однакових інтервалах часу $T_{бл.} = l \cdot T_з$, де $T_з$ – період зондуючих радіосигналів, використовуючи принцип статистичного накопичення енергії всередині кожного блоку. Причому величина коефіцієнту l – зворотно пропорційна значенню співвідношення q.

Таким чином, потрібно сформулювати алгоритм обробки радіолокаційних сигналів, розсіяних на акустичних збуреннях, створених БПЛА, який повинен працювати у реальному масштабі часу і надавати оцінки розподілу корисної енергії на інтервалі спостереження з деталізацією, яка залежить від поточного співвідношення сигнал/шум.

Алгоритм оцінювання

Одна з важливих вимог до алгоритму оцінювання полягає в тому, щоб він був реалізований у єдиному методологічному плані з алгоритмом виявлення. Такий підхід дозволяє отримати оптимальне поєднання апаратного та програмного забезпечення функціонування цих алгоритмів та створює передумови для організації їх роботи в реальному масштабі часу.

Алгоритм виявлення БПЛА, описаний у [11], дозволяє реалізувати цей підхід. Робота цього алгоритму заснована на тій обставині, що адитивна суміш корисного сигналу з шумом виду (1) являє собою випадковий вузькосмуговий процес, для якого квадратурні складові $Y_c(t)$ і $Y_s(t)$ повного вектору $\dot{Y}$(t) мають нормальний розподіл для різних типів випадкової величини $\dot{Y}$(t) [11]. У цьому випадку оцінка енергії на інтервалі спостереження у разі приведення її до дисперсії шуму являє собою реалізацію випадкової величини $\hat{\xi}$, яка розподілена за центральним або нецентральним законом χ_N^2 з N ступенями свободи і чисельною оцінкою параметра нецентральності λ [12].

При цьому, якщо всі вибірки огинаючої вузькосмугового випадкового процесу, які є нормованими за дисперсією шуму, розбити на k блоків, розташованих один до одного в хронологічному порядку, то можна записати: $\hat{\xi} = \sum_{j=1}^{k}(\xi_j)$, де ξ_j – реалізація випадкової величини, яка має розподіл χ_L^2 з L ступенями свободи, де L=N/k та певними параметрами нецентральності λ_i такими, що $\sum_j^k(\lambda_j)$=λ.

Таким чином, після прийняття рішення про виявлення БПЛА на конкретній дальності ми фіксуємо набір з k випадкових величин, що мають розподіл χ_M^2 з однаковим числом ступенів свободи M, але різними в загальному випадку параметрами нецентральності λ_i. У цьому зв'язку привабливою є ідея безеталонного оцінювання параметра, що характеризує сукупність об'єктів у припущенні, що закон розподілу цього параметра є відомий (заданий) [13]. Ця ідея базується на методах теорії порядкових статистик [14, 15], які вимагають замість процедури порівняння шуканого параметра об'єкта з певним зразком упорядкування вибірки з кількох об'єктів.

Розглянемо деякий гіпотетичний випадковий процес $\dot{Y}_г(t)$ виду (1), який являє собою адитивну суміш шуму $\dot{N}(t)$ та гіпотетичного пакету корисних сигналів $\dot{S}_г(t)$. Нехай $\dot{S}_г(t) = \dot{b}_г \cdot \dot{X}(t)$. Таким чином, гіпотетичний сигнал $\dot{S}_г(t)$ є еквівалентним з точністю до постійного множника $\dot{b}_г$ опорному (зондуючому) сигналу $\dot{X}(t)$. Причому значення параметра $\dot{b}_г$ виберемо так, щоб оцінка $\xi_г = \xi$, тобто повинна виконуватися рівність: $\sum_{j=1}^{k}(\xi_{jг}) = \sum_{j=1}^{k}(\xi_j)$. Сенс розгляду пакету $\dot{S}_г(t)$ полягає у моделюванні умови безперервного та рівномірного надходження нешумової енергії на інтервалі спостереження (0; $T_н$). Потім результати, отримані за допомогою моделі $\dot{S}_г(t)$, поширимо на алгоритм оцінювання реального пакету корисних сигналів $\dot{S}(t)$.

Оцінимо величину математичного очікування $M[\xi]$ випадкової величини ξ, як результат операції усереднення суми k реалізацій $\xi_{jг}$, $j = \overline{1,k}$:

$$\widehat{M}[\xi] = \frac{1}{k} \cdot \sum_{j=1}^{k}(\xi_{jг}).$$

З іншої сторони:

$$\widehat{M}[\xi] = \frac{1}{k} \cdot \sum_{j=1}^{k}(\xi_j) = \hat{\xi}.$$

Оскільки згідно з [12] для випадкової величини ξ, що має розподіл χ_N^2 з параметром нецентральності λ, перші два моменти мають вигляд: $M[\xi] = N + \lambda$, $D[\xi] = 2 \cdot N + 4 \cdot \lambda$, то $\hat{\xi}$/k= $L + \lambda_г$. Звідки оцінка $\lambda_г$: $\lambda_г = (\hat{\xi} - N)/k$, а оцінка загального параметра нецентральності $\hat{\lambda} = k \cdot \lambda_г$.

Утворимо з гіпотетичних локальних сум $\xi_{jг}$ варіаційний ряд:

$$\hat{\xi}_{\Gamma}(j), j = \overline{1,k}, \text{ де } \hat{\xi}_{\Gamma}(1) \le \hat{\xi}_{\Gamma}(2) \le \ldots \hat{\xi}_{\Gamma}(k-1) \le \hat{\xi}_{\Gamma}(k). \quad (2)$$

Знаючи параметр нецентральності λ_{Γ}, число ступенів свободи L (а отже, знаючи аналітичний вираз для щільності ймовірності $P_{н}(\xi)$ [16] нецентрального розподілу χ_L^2, число k членів варіаційного ряду), можна знайти значення математичного очікування M_j та дисперсії D_j для кожної j-ї порядкової статистики з варіаційного ряду (2) відповідно до таких виразів [14]:

$$M_j = \int_{-\infty}^{\infty} \xi \cdot \psi_j(\xi) \cdot d\xi, D_j = \int_{-\infty}^{\infty} \xi^2 \cdot \psi_j(\xi) \cdot d\xi \ , \quad (3)$$

$$\psi_j(\xi) = \frac{k!}{(j-1)! \cdot (k-j)!} \cdot [F(\xi)]^{j-1} \cdot [1 - F(\xi)]^{k-j} \cdot f(\xi), \quad (4)$$

де $\psi_j(\xi)$ – густина ймовірності j-ї порядкової статистики для варіаційного ряду (2), що містить k елементів; $f(\xi) = P_{н}(\xi)$ – щільність ймовірності нецентрального розподілу χ_L^2 з параметром нецентральності λ_{Γ}; $F(\xi)$ – функція розподілу випадкової величини ξ.

Для широкого кола практично важливих розподілів, серед яких – нормальне та всі усічені (у тому числі χ_L^2 при досить великому значенні L) виконується важливе співвідношення:

$$D_k[\ \hat{\xi}_j\ ] \ll D[\xi], \text{де } \ j = \overline{1,k}\ ,$$

$D_k[\hat{\xi}_j]$ – дисперсія j-ї порядкової статистики; $D[\xi]$ – дисперсія випадкової величини ξ; k – кількість елементів варіаційного ряду.

В табл. 1 – 5 в якості прикладу зведено чисельні дані розрахункових величин M_j та D_j для фіксованих значень параметрів k, λ_{Γ}, $N_{св.}$ Оцінки M_j та D_j отримано відповідно до виразів (3) з застосуванням аналітичних виразів для щільності ймовірності центрального (у разі $\lambda_{\Gamma} = 0$) та нецентрального розподілу (у разі, коли $\lambda_{\Gamma} \neq 0$) χ_n^2 з n ступенями свободи:

$$p_{ц}(\xi) = (1/(2^{n/2}\Gamma(n/2))\zeta^{n/2-1}e^{-\xi/2},$$

де Г(x) – гамма-функция Эйлера; $P_{ц}(\xi)$ =0 для $\xi \le 0$;

$$p_{нц}(\xi) = (e^{-0.5(\xi+\lambda)}\xi^{(n/2)-1}\sum_{j=0}^{\infty}(\lambda\xi/4)^j)/(j!\Gamma(j+n/2)))/2^{n/2},$$

для $\xi \ge 0$, где λ – параметр нецентральності.

Таблиця 1

Розрахункові значення математичного очікування M_jта дисперсії D_j порядкових статистик (за виразами (3), (4)) при λ=0, $k = 64$, $N_{св.} = 8$

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
M_j	1.701	2.222	2.581	2.870	3.120	3.343	3.549	3.740	3.921	4.093	4.259	4.420	4.575	4.728	4.877	5.023
D_j	0.559	0.520	0.501	0.491	0.485	0.482	0.481	0.481	0.481	0.483	0.484	0.487	0.489	0.432	0.496	0.499

j	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
M_j	5.168	5.310	5.452	5.592	5.732	5.871	6.010	6.149	6.288	6.428	6.568	6.709	6.851	6.995	7.140	7.286
D_j	0.503	0.508	0.512	0.516	0.521	0.526	0.531	0.536	0.542	0.548	0.554	0.561	0.568	0.574	0.582	0.590

j	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48
M_j	7.435	7.586	7.739	7.895	8.053	8.215	8.381	8.551	8.725	8.903	9.088	9.278	9.475	9.679	9.891	10.113
D_j	0.598	0.606	0.615	0.625	0.635	0.645	0.656	0.667	0.680	0.693	0.707	0.722	0.738	0.755	0774	0.793

j	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
M_j	10.345	10.589	10.847	11.120	11.412	11.726	12.065	12.436	12.847	13.309	13.837	14.458	15.218	16.207	17.639	19.870
D_j	0.815	0.839	0.865	0.894	0.928	0.965	1.008	1.058	1.116	1.188	1.279	1.396	1.556	1.800	2.246	3.985

Таблиця 2

Розрахункові значення математичного очікування M_jта дисперсії D_j порядкових статистик (за виразами (3), (4)) при λ=8, $k = 64$, $N_{св.} = 8$

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
M_j	4.093	5.234	5.997	6.600	7.113	7.567	7.979	8.361	8.713	9.057	9.380	9.691	9.991	10.283	10.567	10.845
D_j	1.239	1.113	1.070	1.013	0.909	0.973	0.960	0.952	0.947	0.943	0.940	0.939	9390	0.940	0.942	0.945

j	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
M_j	11.118	11.386	11.651	11.913	12.172	12.430	12.686	12.941	13.196	13.451	13.705	13.981	14.218	14.476	14.735	14.997
D_j	0.948	0.951	0.956	0.959	0.965	0.971	0.976	0.982	0.089	0.997	1.005	1.013	1.022	1.030	1.040	1.051

j	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48
M_j	15.262	15.529	15.800	16.074	16.558	16.637	16.926	17.222	17.524	17.833	18.151	18.477	18.815	19.163	19.524	19.900
D_j	1.062	1.074	1.086	1.100	1.113	1.127	1.144	1.159	1.177	1.197	1.217	1.358	1.260	1.287	1.314	1.343

j	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64
M_j	20.392	20.703	21.135	21.592	22.077	22.597	23.257	23.766	24.437	25.187	26.040	27.037	28.248	28.808	32.033	34.991
D_j	1.374	1.409	1.447	1.490	1.540	1.594	1.657	1.732	1.819	1.924	2.061	2.232	2.468	2.828	3.506	7..130

Таблиця 3

Розрахункові значення математичного очікування M_jта дисперсії D_j порядкових статистик (за виразами (3), (4)) при λ=3, $k = 32$, $N_{св.} = 8$

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
M_j	3.012	3.972	4.651	5.211	5.705	6.157	6.582	6.987	7.379	7.762	8.139	8.514	8.889	9.266	10.647	10.035
D_j	1.015	0.960	0.940	0.933	0.934	0.939	0.947	0.958	0.970	0.985	1.001	1.019	1.039	1.060	1.084	1.109

j	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
M_j	10.431	10.839	11.261	11.701	12.162	12.648	13.167	13.725	14.334	15.008	15.768	16.649	17.711	19.069	21.006	24.218
D_j	1.138	1.169	1.203	1.242	1.285	1.333	1.389	1.454	1.531	1.623	1.739	1.889	2.095	2.406	2.061	4.768

Таблиця 4

Розрахункові значення математичного очікування M_jта дисперсії D_j порядкових статистик (за виразами (3), (4)) при λ=3, $k = 16$, $N_{св.} = 6$

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
M_j	2.540	3.607	4.434	5.165	5.853	6.525	7.198	7.890	8.614	9.390	10.242	11.207	12.344	13.772	15.775	19.262
D_j	1.076	1.105	1.140	1.181	1.229	1.282	1.343	1.414	1.496	1.594	1.715	1.871	2.082	2.398	2.956	4.427

Таблиця 5

Розрахункові значення математичного очікування M_jта дисперсії D_j порядкових статистик (за виразами (3),(4)) при λ=5, $k = 16$, $N_{св.} = 6$

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
M_j	3.324	4.658	5.671	6.557	7.381	8.180	8.976	9.787	10.633	11.534	12.517	13.625	14.923	16.544	18.80	22.668
D_j	1.353	1.361	1.385	1.421	1.465	1.518	1.581	1.654	1.740	1.845	1.974	2.142	2.371	2.713	3.317	4.956

Тому у якості справжніх оцінок $\hat{B}_j$ j-х локальних сум $\hat{\xi}_j$ можна прийняти значення математичних очікувань M_j j-х порядкових статистик $j = \overline{1, k}$ [13]:

$$\hat{B}_j = M_j;\ \hat{B}_{jmax} = M_{jmax}. \tag{5}$$

При цьому утворюється помилка, значення якої $\delta_j = \xi_j - M_j$, а дисперсія оцінки $\widehat{B}_j$ дорівнює дисперсії j-ї порядкової статистики: $\sigma_{j\text{г}}^2 = D_j$.

Таким чином, упорядковуючи вибірку локальних сум $\xi_{j\text{г}}$ досить великого обсягу, можна, користуючись оцінкою (5), отримати значення $\widehat{B}_j$, найкращі в сенсі мінімуму дисперсії помилки для обраного закону розподілу випадкової величини ξ при рівномірному розподілі корисної енергії на інтервалі спостереження $(0; T_\text{н})$.

Розглянемо реальний варіаційний ряд $\hat{\xi}_{j,}\ j = \overline{1,k}$, складений із експериментально отриманих локальних сум ξ_j. Головна його відмінність від варіаційного ряду (2) полягає в тому, що локальні значення енергії корисного сигналу E_j у загальному випадку заздалегідь нерівномірно розподілені в кожному j-му інтервалі аналізу, який входить до загального інтервалу спостереження. Ця обставина робить неприйнятним алгоритм оцінювання $\widehat{B}_j$ (5), оскільки цей алгоритм інваріантний до розподілу сумарних нешумових енергій E_{s1} і E_{s2} пакетів корисних сигналів $\dot{S}_1(t)$ і $\dot{S}_2(t)$ на інтервалі спостереження (0; $T_\text{н}$) при формальній рівності параметрів нецентральності $\left(\hat{\lambda}_1 \approx \hat{\lambda}_2\right)$. Ускладнимо алгоритм (5).

Нехай $d_j = \sqrt{D_j}$ – середньоквадратичне відхилення j-ї порядкової статистики (2), а τ – деякий стандартизований коефіцієнт, який враховує конкретний розподіл випадкової величини ξ. У першому наближенні $\tau \approx 1$.

Тоді, якщо для усіх значень реального варіаційного ряду $(\hat{\xi}_j, j = \overline{1,k})$ виконується умова

$$M_j - d_j \cdot \tau \le \xi_j \le M_j + d_j \cdot \tau\ , \tag{6}$$

можна стверджувати, що всі проміжні інтервали аналізу (на яких отримані оцінки ξ_j) містять приблизно однакову енергію E_A нешумового сигналу $\dot{S}(t)$:

$$E_{Aj} = E_A = const, j = \overline{1,k}. \tag{7}$$

Значення E_A є пропорційним деякому середньому параметру нецентральності λ_j також однакового для кожного з k проміжних інтервалів аналізу:

$$E_A \sim \lambda_j;\ \lambda_j = \lambda_A = const, j = \overline{1,k}; \tag{8}$$

$$E_\Sigma = \sum_{j=1}^{k} E_{Aj} = k \cdot E_{A;}\ E_\Sigma \sim \xi'. \tag{9}$$

Якщо для довільної порядкової статистики $\hat{\xi}_j$ виконується співвідношення

$$\xi_j < \left(M_j - d_j \cdot \tau\right), \tag{10}$$

то j-й інтервал аналізу містить менше енергії нешумового сигналу, ніж середня оцінка E_A, тобто $E_{Aj} < E_A$. Причому різниця $\Delta E_j = E_A - E_{Aj}$ пропорційна різниці $(M_j - \hat{\xi}_j)$:

$$|\Delta E_j| \sim |M_j - \xi_j|. \tag{11}$$

Аналогічно, якщо для i-ї порядкової статистики виконується умова

$$\xi_i > (M_i + d_i \cdot \tau), \tag{12}$$

то i-й інтервал варіаційного ряду містить більше енергії корисного сигналу на величину ΔE_i, ніж усереднена по k інтервалам аналізу оцінка E_A. Тобто

$$|\Delta E_i| \sim \left|M_i - \hat{\xi}_i\right| \tag{13}$$

Отже, проміжні інтервали аналізу, котрим виконується умова (10), формують своєрідний «енергетичний фонд» $E_э$. Цей фонд має бути перерозподілений між тими елементами аналізу, для яких виконується нерівність (12) відповідно до різниць (11) та (13). Тому оцінкою енергії $\widehat{E}_j$ на інтервалах аналізу, що відповідають елементам варіаційного ряду $(\hat{\xi}_j, j = 1, k)$, можуть бути визначені так:

$$E_j = E_A + (\Delta E_+) \cdot 1\big(\hat{\xi}_j - M_j - d_j \cdot \tau\big) - (\Delta E_-) \cdot 1(M_j - \hat{\xi}_j - d_j \cdot \tau), \qquad (14)$$

де

$$\Delta E_+ = \frac{\hat{\xi}_j - M_j}{G} \cdot E_Э;$$

$$\Delta E_- = \frac{M_i - \hat{\xi}_i}{M_i} \cdot E_A;$$

$$G = \sum_{j=1}^{k} [(\hat{\xi}_j - M_j) \cdot 1(\hat{\xi}_j - M_j) \cdot 1(\hat{\xi}_j - M_j - d_j \cdot \tau)];$$

$$E_Э = \sum_{i=1}^{k} [\tfrac{M_i - \hat{\xi}_i}{M_i} \cdot E_A \cdot 1\big(M_i - \hat{\xi}_i - d_i \cdot \tau\big)];$$

1(X) – функція включення.

Оцінка E_A отримується як функція від параметра $\hat{\lambda}$, який обчислюється за допомогою виразів: $\lambda_г = \frac{\xi'}{k} - L = \frac{\xi' - N}{k}$; $\hat{\lambda} = k \cdot \lambda_г$.

Остаточно

$$E_\Sigma = \varphi(\hat{\lambda}); \quad E_A = \frac{E_\Sigma}{k} = \frac{\varphi(\hat{\lambda})}{k}.$$

Дисперсія D_{Ej} оцінок локальних значень енергій $\hat{E}_j$ за умови великої кількості (k) локальних інтервалів аналізу визначається сумою дисперсій оцінки сумарного параметра нецентральності $D_{\hat{\lambda}}$ та оцінок математичного очікування порядкових статистикD_j:

$$D_{Ej} = D_{\hat{\lambda}} + D_j.. \qquad (15)$$

Відповідно до [13 – 15] величина $D_j \ll D_\xi$, де $D_\xi = \sigma_{bi}^2$ – дисперсія оцінки амплітуди одиночного відбитого сигналу (1) при малому співвідношенні сигнал/шум (q). Величина $D_{\hat{\lambda}}$ так само як і σ_{bi}^2 – обернено пропорційна значенню q, але не для одиночного парціального імпульсу $\dot{b}_i \cdot \dot{x}_i(t)$, що входить до пакету радіовідбиттів $\dot{S}(t)$ (1), а для енергії $Э_s$ всього пакету сигналів:

$$D_{\hat{\lambda}} \sim \frac{1}{q_{\hat{\lambda}}} = \frac{1}{\frac{Э_s}{N_0}} = \frac{N_0}{\sum_i Э_i},$$

де $Э_i$ – енергії всіх парціальних сигналів $\dot{b}_i \cdot \dot{x}_i(t)$, що становлять пачковий сигнал $\dot{S}(t)$ згідно з моделлю (1). Тому $D_{\hat{\lambda}} \ll D_\xi$ при виконанні умови $\sum_i Э_i \gg N_0$. Таким чином, у загальному випадку $D_{Ei} \ll D_\xi$.

Використовуючи однозначну відповідність між елементами варіаційного ряду $\hat{\xi}_j$ та елементами хронологічно правильної послідовності ξ_j, легко отримати оцінку впорядкованого за часом розподілу сумарної енергії E_Σ на інтервалі спостереження $T_Н$ за проміжними інтервалами аналізу.

Слід зауважити, що використовувати алгоритм оцінювання так, як його описано вище, недоцільно через великий обсяг чисельних розрахунків, що ускладнює практичну реалізацію даного алгоритму у реальному масштабі часу. Щоб вирішити цю проблему пропонується наступне. Попередньо розраховуються чисельні значення математичного очікування та дисперсії за формулами (3), (4) для різних співвідношень параметрів k, $\lambda_г$, $N_{св.}$ Ці значення заносяться до довготривалої пам’яті, яка сформована у вигляді трьохвимірної матриці. При цьому значення параметру $\lambda_г$ обираються в діапазоні прийнятних величин від $\lambda_{гmin}$ до $\lambda_{гmax}$ з невеликим кроком зміни $\Delta\lambda$, які визначаються експериментально. Значення параметрів k та $N_{св.}$ доцільно обирати у форматі 2^P, що є зручним з точки зору апаратного та програмного втілення запропонованих алгоритмів.

Висновки

Розробка та дослідження методів оцінювання розподілу нешумової енергії на інтервалі спостереження є логічним продовженням зусиль щодо створення алгоритмів виявлення радіосигналів, розсіяних на атмосферних неоднорідностях, які виникають внаслідок функціонування БПЛА. Подібні методи потрібні для уточнення алгоритмів виявлення, класифікації виявлених БПЛА за додатковими інформаційними ознаками, підвищення роздільної здатності при виявленні декількох апаратів, розташованих на одній дальності при груповому застосуванні БПЛА, з'ясування часових параметрів еволюції руху БПЛА у часі та у просторі тощо.

Бажання отримати впевнене виявлення БПЛА та оцінювання його характеристик на максимально можливій дальності призводить до необхідності обробляти корисні радіолокаційні сигнали при малому співвідношенні сигнал/шум. А це, в свою чергу, робить неможливим через велику похибку отриманих оцінок здійснювати процедури оцінювання методом порівняння з еталонами фізичних величин.

В цьому зв'язку перспективним, на наш погляд, є алгоритм оцінювання, заснований на методах теорії порядкових статистик, які передбачають замість порівняння чисельних реалізацій з еталоном формування з них варіаційного ряду при умові апріорного знання функції розподілу цих реалізацій. При цьому використовується той факт, що для певних розподілів випадкової величини, серед яких є нормальний та всі обмежені, дисперсія оцінки у вигляді математичного очікування певної порядкової статистики суттєво менше дисперсії прямого вимірювання при малому співвідношенню сигнал/шум. У запропонованому алгоритмі використовується розподіл χ_N^2, який використано при вирішенні задачі виявлення. Тобто задачі виявлення БПЛА та оцінювання розподілу корисної енергії на інтервалі спостереження вирішено в єдиному методологічному плані.

Для заощадження часу та обчислювального ресурсу при обробці у реальному масштабі часу сигналів, що приймаються, запропоновано використовувати попередньо розраховані масиви чисельних значень математичного очікування та дисперсії порядкових статистик у вигляді матриць, елементи яких розташовано відповідно до значень номеру порядкової статистики j, розмірності варіаційного ряду k, параметру нецентральності λ.

Список літератури:

1. Карташов В.М., Олейников В.Н., Шейко С.А. и др. Особенности обнаружения и распознавания малых беспилотных летательных аппаратов // Радиотехника. 2018. Вып. 195. С.235 – 243.
2. Карташов В.М., Олейников В.Н., Воронин В.В. и др. Методы комплексной обработки и интерпретации радиолокационных, акустических, оптических и инфракрасных сигналов беспилотных летательных аппаратов // Радиотехника. 2020. Вып. 202. С. 173 – 182.
3. Карташов В.М., Олейников В.Н., Шейко С.А. и др. Информационные характеристики звукового излучения малых беспилотных летательных аппаратов // Радиотехника. 2017. Вып. 191. С. 181 – 187.
4. Красненко М.П. Акустическое зондирование атмосферы. Новосибирск : Наука СО, 1986. 167с.
5. Карташов В.М., Харченко О.И., Посошенко В.А. и др. Обнаружение беспилотных летательных аппаратов с ипользованием рассеяния радиоволн на акустических возмущениях среды, создаваемых летательным аппаратом // Радіотехніка. 2021. Вип. 206.
6. Moses A. Radar-based detection and identification for minia ture air vehicles / A. Moses, M.J.Rutherford, K.P. Valavanis // IEEE International Conference on Control Applications.
7. Даник Ю.Г., Пулеко І.В., Бугайов М.В. Виявлення безпілотник літальних апаратів на основі аналізу акустичних та радіолокаційних сигналів // Вісник ЖДТУ. 2014. № 4 (71). С.71 – 80.
8. Карташов В.М., Посошенко В.О., Воронин В.В. и др. Методы обнаружения-распознавания радиолокационных, акустических, оптических и инфракрасных сигналов беспилотных летательных аппаратов // Радиотехника. 2021. Вып. 205. С.138 – 153.
9. Карташов В.М. Модели и методы обработки сигналов систем радиоакустического и акустического зондирования атмосферы. Харьков : ХНУРЭ, 2011. 234 с.
10. Карташов В.М. Функции рассеяния сигналов систем зондирования атмосферы // Радиотехника. Харьков. 2001. Вып. 118. С.61 – 65.
11. Карташов В.М., Посошенко В.А., Колесник В.И. и др. Обнаружение радиолокационных сигналов, рассеянных на акустических возмущениях, создаваемых БПЛА // Радиотехника. 2021. Вып. 207. С. 113 – 122.

12. Урковиц. Обнаружение неизвестных детерминированных сигналов по энергии // ТИИЭР. 1967. Т.55 №4. С. 50 – 59.
13. Ефимов А.Н., Кутеев В.М. Безэталонные измерения и идентификация методами теории порядковых статистик // Автоматика и телемеханика. 1978. №12. С.30 – 35.
14. Дейвид Г. Порядковые статистики. Москва : Наука, 1973. 335с.
15. Боярский Э.А. Порядковые статистики. Москва : Статистика, 1972. 281с.
16. Королюк В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В., Турбин А.Ф. Справочник по теории вероятностей и математической статистике. Москва : Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1985. 640 с.

Надійшла до редколегії 12.10.2022

Відомості про авторів:

Карташов Володимир Михайлович – д-р техн. наук, професор, Харківський національний університет радіоелектроніки, завідувач кафедри медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем, Україна; email: volodymyr.kartashov@nure.ua; ORCID: https://orcid.org/0000-0001-8335-5373

Посошенко Віталій Олександрович – канд. техн. наук, Харківський національний університет радіоелектроніки, доцент кафедри медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем, Україна; email: vitalii.pososhenko@nure.ua; ORCID: https://orcid.org/0000-0003-0867-9161

Колісник Костянтин Васильович – канд. техн. наук, Харківський національний університет радіоелектроніки, доцент кафедри медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем, Україна; email: kolesniknet@ukr.net

Колісник Вікторія Іванівна – Харківський національний університет радіоелектроніки, асистент кафедри медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем, Україна; email: viktoriia.kolisnyk@nure.ua; ORCID: https://orcid.org/0000-0002-2382-9124

Бобнєв Роман Олександрович – Харківський національний університет радіоелектроніки, старший викладач кафедри медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем, Україна; email: roman.bobniev@nure.ua; ORCID:https://orcid.org/0000-0002-9322-9722

Капуста Анастасія Ігорівна – Харківський національний університет радіоелектроніки, аспірант кафедри медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем, Україна, e-mail: anastasiia.kapusta@nure.ua, ORCID: https://orcid.org/0000-0003-2206-1552