

*Ф.Й. Яновський, І.Г. Прокопенко, О.А. Пітерцев, А.Ю. Дмитрук, аспірантка  
(Національний авіаційний університет, Україна)  
Хінам Лі (Huinam Rhee), (Національний університет Сунчон, Південна Корея)*

### **Узагальнена модель пасивних завод і робастний алгоритм виявлення сигналів на їх тлі**

*Запропоновано узагальнену математичну модель пасивних завод і створено відповідне програмне забезпечення яке використано для тестування розробленого робастного алгоритму виявлення сигналів. Показано його переваги перед відомими алгоритмами.*

#### **Вступ.**

Проблема виявлення сигналу на фоні пасивних завод виникає під час проєктування та експлуатації переважної більшості інформаційно-вимірвальних і радіотехнічних систем. Більшість відомих методів і алгоритмів забезпечують високу ефективність у випадку нормального розподілу ймовірностей завод. За умови відхилення від розподілу Гауса, що часто буває в реальних ситуаціях, ефективність таких методів різко погіршується і призводить до втрат інформації.

Завадозахищеність системи можна підвищити шляхом застосування робастних і непараметричних методів і алгоритмів обробки сигналів [1, 2]. Новий рівень розвитку науки і техніки відновив великий інтерес до робастних непараметричних методів [3 – 7].

Звичай різні види завод із різними статистичними характеристиками потребують різних алгоритмів. Ця робота не розглядає добре відомі методи придушення пасивних на основі селекції рухомих цілей, які часто використовуються в наземних РЛС [8], оскільки в загальному випадку радар повинен ефективно виявляти як рухомі, так і нерухомі цілі. Ця стаття присвячена розробці узагальнених математичних моделей, придатних для різних джерел пасивних завод, зокрема морської поверхні, землі та метеорологічних утворень, а також побудови надійного алгоритму обробки для виявлення сигналу на тлі всіх зазначених видів завод із необхідною якістю виявлення.

Таким чином, метою дослідження є розробка математичних і комп'ютерних моделей пасивних завод, а також алгоритму виявлення сигналів на їх тлі з використанням непараметричного рангового підходу.

#### **Узагальнена модель на основі К-розподілу.**

Незважаючи на те, що проблема дослідження та моделювання пасивних завод вивчається принаймні протягом півстоліття, задача адекватного їх моделювання для різних джерел небажаного відбивання, таких як море, суша та атмосфера, залишається актуальною. Серед інших перспективною є модель завод на основі складеного К-розподілу. Вона дозволяє давати фізичні інтерпретації на відміну від статистики Вейбулла або логарифмічно-нормальної статистики. У випадку морських завод К-розподіл описує дві складові флуктуації завод. Одна з них враховує відбивання від розподілених

елементарних розсіювачів з порівняно малим часом декореляції, тоді як друга відображає повільно змінну середню складову, яка відповідає структурі морського хвилювання. Ще однією перевагою такої моделі є можливість врахування та моделювання кореляційних властивостей [9] задових сигналів. Модель на основі К-розподілу можна представити як процес Релея, середня потужність якого усереднена за допомогою гамма-розподілу. Тобто складена форма К-розподілу представляється як [10]:

$$f(E) = \int_0^{\infty} f(E|x) f_g(x) dx, \quad 0 \leq E \leq \infty \quad (1)$$

де  $f_g(x) = \frac{b^\nu}{\Gamma(\nu)} x^{\nu-1} \exp(-bx)$ ,  $0 \leq x \leq \infty$  є гамма-розподілом локальної потужності з параметром форми  $\nu$  та параметром масштабу  $b$ , а  $f(E|x) = 2E/x \cdot \exp(-E^2/x)$ ,  $0 \leq E \leq \infty$  є розподілом Релея середньої потужності  $x$ . З цього отримуємо такий вираз для К-розподілу:

$$f(E) = \frac{4b^{(\nu+1)/2} E^\nu}{\Gamma(\nu)} K_{\nu-1}(2E\sqrt{b}), \quad 0 \leq E \leq \infty, \quad (2)$$

де  $K_{\nu-1}(\cdot)$  - модифікована функція Бесселя.

За умови відповідного адекватного визначення параметрів форми та масштабу для різних умов пасивних завад (море, суша та атмосфера) вираз (2) представляє узагальнену модель таких завад, засновану на К-розподілі.

#### Параметри моделі завад від морської поверхні.

Для К-розподілу потрібно визначити лише два параметри, щоб належним чином описати модель морських завад за їх амплітудою, а саме параметри форми та масштабу. Співвідношення для визначення параметра форми  $\nu$  на основі емпіричної моделі запропоновано в [9]:

$$\log_{10}(\nu) = \frac{2}{3} \log_{10}(\phi_{gr}^0) + \frac{5}{8} \log_{10}(A_c) - k_{pol} - \frac{\cos(2\theta_{sw})}{3}, \quad (3)$$

де  $\phi_{gr}^0$  - кут ковзання;  $A_c$  - це роздільна площа, опромінена радаром;  $k_{pol}$  - коефіцієнт, що залежить від поляризації зондувальної хвилі, який дорівнює 2,09 для горизонтальної поляризації, а для вертикальної – змінюється на 1,39;  $\theta_{sw}$  - кут між променем радіолокатора та напрямком хвиль за їх наявності.

Параметри форми  $\nu$  та масштабу  $b$  К-розподілу для моделі морської пасивної завади пов'язані з середньою потужністю завади  $P_c = \nu / b$ , яку, знаючи параметри радара, можна обчислити за рівнянням радіолокації, якщо питома, тобто нормована на одиницю геометричної площі, ефективна площа розсіяння (ЕПР)  $\sigma^0$  морської поверхні відома. Нормовані відбитки від моря було представлено декількома емпіричними моделями [11]. Найбільш популярною є модель GIT (Georgia Institute of Technology), бо вона дозволяє враховувати не лише параметри морської поверхні, але і швидкість та напрямок вітру. Нормовану ЕПР  $\sigma^0$  для горизонтальної (HH) та вертикальної (VV) поляризації

можна представити відповідно як  $\sigma_{HH}^0 = 10 \log_{10} (\lambda \phi_{gr}^{0.4} A_s A_u A_w) - 54.09$  та  $\sigma_{VV}^0 = \sigma_{HH}^0 - 1.05 \ln(h_{av} + 0.015) + 1.09 \ln(\lambda) + 1.27 \ln(\phi_{gr} + 0.0001) + 9.7$ , де  $A_s$  є параметром багатопроменевої інтерференції,  $A_u$  враховує напрямок вітру,  $A_w$  залежить від стану моря. Вони визначаються ступенем нерівності поверхні (залежить від кута нахилу променя, швидкості вітру  $U$  та  $\lambda$ ), тоді як  $U = 3.16s^{0.8}$ , де  $s$  є критерієм джерела завади, який характеризує ступінь хвилювання моря від 1 (штиль) до 7 (сильний шторм). Таким чином, саме параметр стану моря  $s$  характеризує інтенсивність завади цього типу.

#### **Параметри моделі пасивної завади від земної поверхні.**

Радіолокаційні відбитки від земної поверхні, так само, як і від морської, описується безрозмірною питомою ЕПР  $\sigma^0$ , яка може бути дуже різною. Вона залежить від таких параметрів ґрунту, як комплексна діелектрична проникність (провідність і діелектрична проникність), шорсткість та неоднорідність поверхні тощо. Опубліковано багато числових даних щодо відбивної здатності різних типів рельєфу. Однак для розробників радарів і для аналізу краще щоб характеристики пасивної завади визначалися незалежно від конкретного типу місцевості. На це є дві причини:

1) радар повинен підтримувати необхідну продуктивність, якщо він розташований у різних місцях і в різних ситуаціях;

2) у багатьох випадках навіть на порівняно невеликих ділянках (кілька кілометрів) рельєф місцевості, що є джерелом пасивної завади, може бути дуже складним і змішаним.

Робота [10] містить інформацію про відбитки від землі, зокрема просторовий розподіл амплітуди на основі великого набору з 30 246 вимірних гістограм завод з 1628 різних ділянок, класифікованих як змішані сільські райони. Вплив кута нахилу, рельєфу, несної частоти, поляризації та роздільної здатності визначається кількісно незалежно від конкретного типу рельєфу.

Зазвичай емпіричні результати щодо параметрів відбивання радіолокаційних сигналів від землі наводяться для роботи з розподілом Вейбулла. Однак наш підхід передбачає використання узагальненої моделі на основі К-розподілу, яка є придатною для всіх трьох основних класів пасивних завод (море, суша та атмосфера). Враховуючи це, слід здійснити адекватний перехід від моделі Вейбулла до моделі К-розподілу.

Наступне співвідношення [12] між параметрами форми К-розподілу і розподілу Вейбулла є дуже корисним для отримання необхідних параметрів К-розподілу:

$$\frac{1}{v} = \frac{\Gamma(1 + 2a_w)}{2\Gamma^2(1 + a_w)} - 1, \quad (4)$$

де  $a_w$  є параметр форми в розподілі Вейбулла, дані про який наведено в [12] для різних типів земної поверхні та кутів нахилу антени.

#### **Параметри моделі пасивних завод дощу.**

Є багато різних атмосферних утворень, які можуть бути джерелами пасивних завод. Однак найпотужніші з таких завади, безумовно, виникають від

сильних опадів. Тому в цьому розгляданні доцільно обмежитися лише випадком дощу, хоча цілком можливі більш складні сценарії з урахуванням несферичних частинок і атмосферної турбулентності на основі спектральних і поляриметричних характеристик сигналів [13 – 15].

Дощ характеризується його інтенсивністю в мм на годину. Інтенсивність завад через дощ можна оцінити за допомогою параметра форми К-розподілу  $\nu=1,5$ , що визначено згідно з виразом (4) для параметра форми Вейбулла  $a_w=2$ . Цікаво, що при  $a_w=2$  розподіл Вейбулла збігається з розподілом Релея. Тобто для дощу при  $\nu=1,5$  К-розподіл зводиться до форми, близької до розподілу Релея. Другий параметр К-розподілу, масштабний коефіцієнт  $b$ , слід визначати на основі відбитої потужності  $b = \nu / P_c$ . Очевидно, що відбита потужність  $P_c$  оцінюється із застосуванням радіолокаційного рівняння [13] для відповідної нормалізованої ЕПР  $\sigma_r$  дощу (на одиницю об'єму). Наступний емпіричний вираз може бути використаний як зв'язок питомої ЕПР дощових завад  $\sigma_r$  з інтенсивністю дощу в мм на годину:  $\sigma_r = \alpha R^\beta \cdot \lambda^{-4}$  де  $\alpha=5,4 \cdot 10^{-14}$  і  $\beta=1,6$  – емпіричні коефіцієнти,  $\lambda$  – довжина хвилі.

**Робастний ранговий алгоритм виявлення.**

Для синтезу рангового алгоритму розглянемо дві вибірки

$$E_1, E_2, \dots, E_n \tag{5}$$

та

$$\begin{pmatrix} e_{11} & \dots & e_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ e_{m1} & \dots & e_{mn} \end{pmatrix} \tag{6}$$

Вибірка (5) є реалізацією обвідної суміші сигналу та завади, змодельованої рівнянням

$$E_i = \sqrt{(as_i + v_i)^2 + \zeta_i^2} \tag{7}$$

де  $v_i$  і  $\zeta_i$  - нормалізовані гауссівські вибірки (квадратури) з випадковим, Гамма-розподіленим параметром масштабу,  $a$  є параметром сигналу.

Значення завади представлено в матриці (6), де рядки є реалізаціями завади. Значення завади  $e_{ij}$ ,  $i=1, m$  у стовпцях отримані з сусідніх об'ємів роздільної здатності вибірки  $E_i$  (5). Вони К-розподілені

$$f_{a=0}(E) = \frac{4b^{(\nu+1)/2} E^\nu}{\Gamma(\nu)} K_{\nu-1}(2E\sqrt{b}), \quad 0 \leq E \leq \infty, \tag{8}$$

де  $K_{\nu-1}(\cdot)$  - модифікована функція Бесселя. Якщо сигнал присутній,  $E_i$  розподілене за Райсом з випадковим параметром масштабу, який є розподіленим за гамма-законом

$$f_{a \neq 0}(E) = \int_0^{\infty} \frac{E}{x} \exp\left(\frac{-(E^2 + a^2)}{2x}\right) I_0(aE/x) \frac{b^{\nu}}{\Gamma(\nu)} x^{\nu-1} \exp(-bx) dx. \quad (9)$$

Стосовно вибірки  $E_1, E_2, \dots, E_n$ , перевіряються гіпотези  $H_1$ : сигнал присутній ( $a \neq 0$ ), проти гіпотези  $H_0$ : сигнал відсутній ( $a = 0$ ). Вибірка  $\{e_{ij}\}$ ,  $i = \overline{1, m}$ ;  $j = \overline{1, n}$  є навчальною і містить лише заваду. Непараметричний алгоритм заснований на ранговій статистиці  $\bar{R} = (R_1, R_2, \dots, R_n)$ , де ранги значень вибірки  $E_i \in R_i$ ,  $i = \overline{1, n}$  обчислюються за формулою

$$R_i = \sum_{j=1}^m U(E_i - e_{ji}); \quad U(E_i - e_{ji}) = \begin{cases} 1, & E_i > e_{ji}; \\ 0, & E_i < e_{ji}. \end{cases} \quad (10)$$

Синтез локально оптимального рангового алгоритму виявлення, інваріантного до розподілу завади, базується на дослідженні розподілу вектора рангів  $\bar{R} = (R_1, R_2, \dots, R_n)$ , коли вибірка містить сигнал, тобто для гіпотези  $H_1$

$$w(\bar{R} | a \neq 0), \quad (11)$$

і побудові локально оптимального вирішального правила

$$\lambda(\bar{R}) = \frac{\partial w(\bar{R} | a)}{\partial a} \Big|_{a=0} > V_d. \quad (12)$$

Щоб побудувати розподіл (10), потрібно знати розподіл вибірки сигналу для альтернативної гіпотези  $H_1$ . Нехай  $f(y, a)$  – одновимірний розподіл ймовірностей для  $H_1$ , а  $f(y, 0)$  – щільність ймовірності для гіпотези  $H_0$ . Тоді ймовірності рангів можна обчислити як:

$$w_m(R_i = l, f) = m \binom{m-1}{l-1} \int_{-\infty}^{\infty} f(y, a) [F(y)]^{l-1} [1 - F(y)]^{m-l} dy, \quad (13)$$

Де  $F(y)$  – кумулятивна функція (КФ) К-розподілу

$$F(y) = 1 - \frac{2}{\Gamma(\nu)} \left(\frac{by}{2}\right)^{\nu} K_{\nu}(by) \quad (14)$$

Залежність значень функції від рангу розраховується як

$$C_m(l, f) = \frac{\partial w_m(R_i = l, f | a)}{\partial a} \Big|_{a=0} = m \binom{m-1}{l-1} \int_{-\infty}^{\infty} J(E, a) [F(E)]^{l-1} [1 - F(E)]^{m-l} dE, \quad (15)$$

де  $J(E) = \frac{\partial f(y, a)}{\partial a} \Big|_{a=0}$  є похідною від одновимірного розподілу ймовірностей  $f(E, a)$  по параметру сигналу в точці  $a = 0$ ;  $F(E)$  є одновимірною КФ завади.

Узагальнена структурна схема детектора локально оптимального рангу показана на рис. 1. Тут ми припускаємо  $C_m(l, f) = l$ .

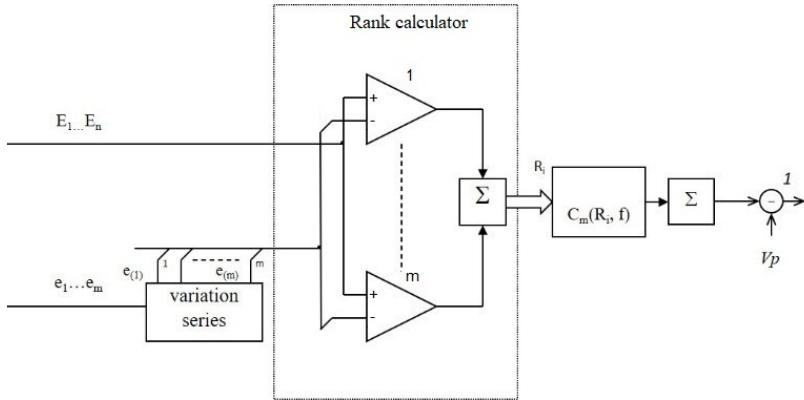


Рис. 1. Узагальнена схема локально оптимального рангового виявника.

Послідовність відліків обвідної (сигналу)  $E_1 \dots E_m$ , відбитого від елемента дальності, що тестується в даний момент, надходить на вхід блоку калькулятора рангів (Rank calculator), який складається з  $m$  компараторів і суматора. Цей сигнал надходить на додатні (+) входи компараторів. На від'ємні (-) входи компараторів подається  $m$  вибірок завод (наприклад, відбиття від суміжних ділянок діапазону), які попередньо ранжуються в одиниці варіаційного ряду. Таким чином, кожне зчитування сигналу порівнюється з  $m$  вибірками завод на компараторах. Виходи компараторів підсумовуються на суматорі, вихід якого формує еталонний ранг обвідної  $R$ .

#### Програмне забезпечення.

Симулятор моделі пасивних завод [16] складається з наступних блоків: введення параметрів РЛС; вибору типу завади і розрахунку параметрів моделі К-розподілу; формування пасивних завод заданого типу та інтенсивності; генерування зондувального сигналу і відбитих сигналів цілі; формування суміші зворотного сигналу цілі та завод; виявлення сигналу та придушення завод за допомогою локально оптимального рангового детектора.

Модель оцінки характеристик виявлення складається з блоків введення параметрів РЛС, вибору режиму завод і розрахунку параметрів К-розподілу, оцінки потужності завод; введення параметрів цілі та формування зворотного сигналу, генерування змішаного зворотного сигналу цілі та завод, придушення завод та оцінки ймовірності виявлення.

#### Приклади результатів досліджень.

Розроблене програмне забезпечення в MATLAB/Simulink дозволяє досліджувати придушення пасивних завод і виявлення сигналів за різними сценаріями. Характеристики виявлення оцінюються методом статистичного

моделювання (Монте-Карло). Як приклад, були використані такі вихідні дані: несна частота 10 ГГц; поляризація вертикальна; пікова потужність 900 Вт; ширина діаграми спрямованості антени 4 градуси (симетрична), коефіцієнт робочого циклу (duty factor)  $10^{-1}$ , коефіцієнт підсилення антени 30 дБі, коефіцієнт шуму 4 дБ, частота повторення імпульсів 50 кГц, 10 кГц і 1 кГц (три режими), смуга пропускання сигналу 4 МГц і 15 МГц (два режими). Максимальна дальність виявлення: 100 км для випадку завад від дощу, 30 км для випадку завад від землі, 55 км для випадку завад від моря. Блок візуалізації представляє ймовірність виявлення на певній відстані, як показано на рис. 2.

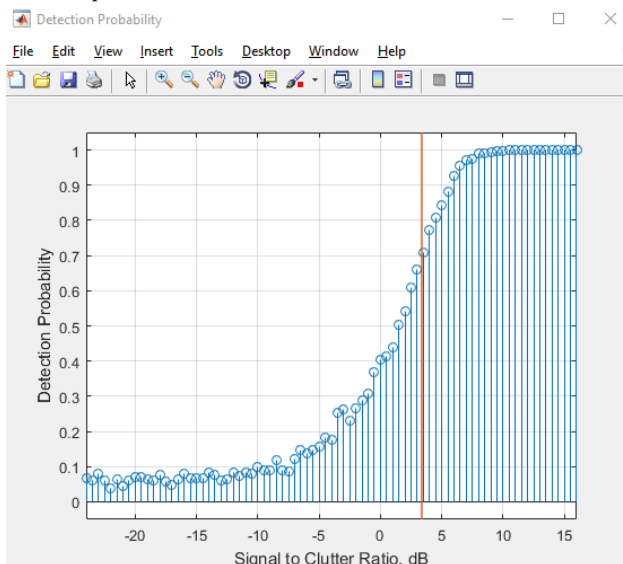


Рис. 2. Приклад представлення характеристики виявлення за допомогою статистичного моделювання.

Вертикальна червона лінія на рис.2 вказує ймовірність виявлення цілі для заданої ЕПР. Бажане співвідношення сигнал/завада [Signal to Clutter Ratio (SCR)] можна вибрати за допомогою відповідного блоку в програмному забезпеченні Simulink. Характеристики виявлення гармонійного сигналу на фоні пасивних завад отримано за двома алгоритмами:

- 1) запропонований ранговий робастний (непараметричний) алгоритм;
- 2) класичний бінарний неадаптивний інтегратор, синтезований для випадку апріорної визначеності [2]. Результати представлені на рис. 3 і 4.

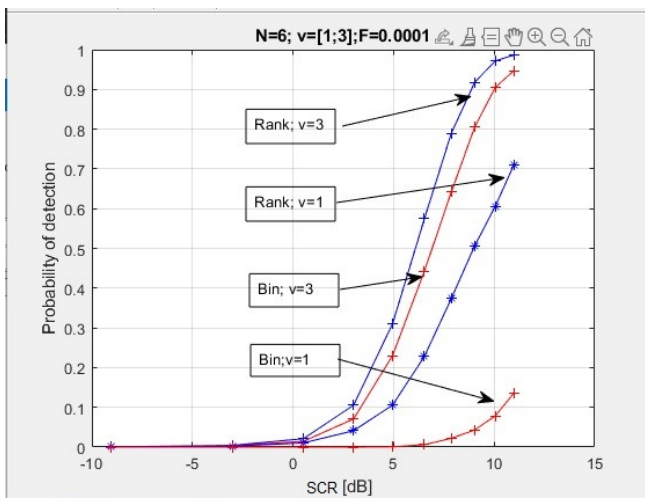


Рис. 3. Характеристики виявлення рангового та бінарного алгоритмів для двох параметрів форми. Обсяг вибірки  $N=6$ . Імовірність хибної тривоги  $F=10^{-4}$ .

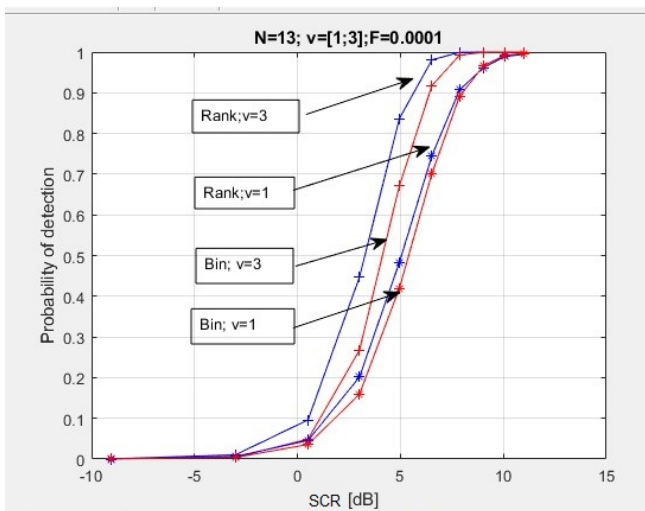


Рис. 4. Характеристики виявлення рангового та бінарного алгоритмів для двох параметрів форми. Обсяг вибірки  $N=13$ . Імовірність хибної тривоги  $F=10^{-4}$ .

Завади розподілені згідно К-розподілу з двома значеннями параметра форми  $v = 1$  і  $v = 3$ . Розмір вибірки приймає одне з двох значень:  $N=6$  і



$N=13$ . З наведених графіків випливає, що ранговий алгоритм є ефективнішим, ніж неадаптивний бінарний інтегратор. Численні розрахунки, проведені в різних умовах, підтверджують, що цей результат справедливий у всіх випадках. При малих розмірах вибірки перевага є більшою.

#### **Висновки.**

Запропоновану узагальнену математичну модель завад від моря, суші та атмосфери реалізовано як програмне забезпечення в середовищі MATLAB/Simulink. Її адаптовано для різних видів завад: море, дощ, земля. Розроблену модель доцільно використовувати для дослідження алгоритмів обробки сигналів [17] придушення завад та виявлення сигналу на тлі завад.

Розроблено та реалізовано локально оптимальний ранговий алгоритм для непараметричного робастного виявлення. Його доцільно використовувати для придушення різноманітних завад, особливо за умови їх негаусовості, що часто трапляється в реальних ситуаціях [18].

Проведено аналіз ефективності придушення завад для багатьох ситуацій в умовах різних видів завад, широкого спектру параметрів радара, характеристик цілі та особливостей сценаріїв спостереження. Запропонований алгоритм виявлення продемонстрував свою високу ефективність за різних умов і може бути корисним для різних застосувань [19 - 22].

#### **Подяка.**

Дослідження було підтримано міжнародним спільним проектом Національного авіаційного університету, Київ, Україна і відділом аерокосмічної інженерії та Фондом співпраці промисловості та академії (IACF) Національного університету Сунчхон (SCNU), Республіка Корея.

#### **Список літератури**

1. Rohling H. Radar CFAR Thresholding in Clutter and Multiple Target Situations. IEEE Trans. on AES, Vol. 19, No. 4, 1983. – P. 608-621.
2. Корнильєв Э.А., Прокопенко И.Г., Чуприн В.М. Устойчивые алгоритмы в автоматизированных системах обработки информации. – Київ: Техніка, 1989. – 224 с. (російською мовою).
3. Leibe B., Leonardis A., Schiele B. Robust object detection with interleaved categorization and segmentation. International Journal of Computer Vision (IJCV), 77 (1-3), 2008. – P. 259-289.
4. Tao M., Zhou F., Liu J., Liu Y., Zhang Z., Bao Z. Narrow-Band interference mitigation for SAR Using Independent Subspace Analysis. IEEE trans. GRS, vol. 52, no. 9, 2014. – P. 5289-5301.
5. Ligthart L.P., Yanovsky F.J., Prokopenko I.G. Adaptive algorithms for radar detection of turbulent zones in clouds and precipitation. IEEE Trans. on AES, Vol. 39, No1, 2003. – P. 357-367.
6. Sinitsyn R.B., Yanovsky F.J. Acoustic noise atmospheric radar with nonparametric copula-based signal processing. Telecommunications and Radio Engineering, Vol. 71, No. 4, 2012. – P. 327-335.

7. Simitsyn R.B., Yanovsky F.J. MIMO radar copula ambiguity function. 9th European Radar Conference, EuRAD, 2012. – P. 146-149.
8. Prokopenko I.G., Omelchuk I.P., Chyrka Y.D. Radar Signal Parameters Estimation in the MTD Tasks. Intl Journal of Electronics and Telecommunications, 2012, Vol. 58, No. 2. P. 159–164.
9. Oliver C.J., Tough R.J.A. On the Simulation of Correlated K-distributed Random Clutter. Optica Acta: Int. J. of Optics, Vol. 33, No 3, 1986. – P. 223-250.
10. Ward K.D., Tough R.J.A., Watts S. Sea clutter: Scattering, the K distribution and radar performance. Waves in Random and Complex Media, Vol. 17, Issue 2, 2007. – P. 233-234.
11. Watts S., Ward K., Greco M. Radar Performance in Clutter – Modelling, Simulation and Target Detection Methods. European Radar Conference EuRAD, 2016. Available: <https://intranet.birmingham.ac.uk/eps/documents/public/emuw2/WF02.pdf>
12. Billingsley J. B. Low angle radar land clutter: measurements and empirical models, USA: William Andrew Publishing, 2002. – 718 p.
13. Yanovsky F. J. Inferring microstructure and turbulence properties in rain through observations and simulations of signal spectra measured with Doppler–polarimetric radars. In book: Polarimetric Detection, Characterization, and Remote Sensing, Springer, 2011. – P. 501-542.
14. Rudiakova A.N., Averyanova Y.A., Yanovsky F.J. Advanced Spectral Model of Doppler-Polarimetric Meteorological Radar Signal. The 15th European Radar Conference, 2018. – P.107-110.
15. Glushko D.N., Yanovsky F.J. Analysis of differential Doppler velocity for remote sensing of clouds and precipitation with dual-polarization S-band radar. Int. J. of Microwave and Wireless Technologies, Vol. 2, issue 3-4, 2010. – P. 391-398.
16. Yanovsky F., Prokopenko I., Rudiakova A., Rhee H. Generalized Computer Model of Sea, Land and Atmospheric Clutter. Int. Radar Symposium (IRS-2022), Gdansk, Poland, September, 2022, 6 pp.
17. Prokopenko I.G., Robust methods and algorithms of signal processing. IEEE Microwaves, Radar and Remote Sensing Symposium, 2017. – P. 71-74.
18. Yanovsky F.J., Unal C.M.H., Russchenberg H.W.J., Ligthart L.P. Doppler-Polarimetric Weather Radar: Returns from Wide Spread Precipitation. Telecommunications and Radio Engineering, Vol. 66, Issue 8, 2007. – P. 715-727.
19. Averyanova Y., Averyanov A., Yanovsky F. The approach to estimating critical wind speed in liquid precipitation using radar polarimetry. International Conf. on Mathematical Methods in Electromagnetic Theory, 2012. – P. 517-520.
20. Nosich A. I., Poplavko Y. M., Vavriv D. M., Yanovsky F. J. Microwaves in Ukraine. IEEE Microwave Magazine, vol. 3, no. 4, 2002. – P. 82-90.
21. Prokopenko I. Nonparametric Change Point Detection Algorithms in the Monitoring Data. Book Chapter in Lecture Notes on Data Engineering and Communications Technologies 83, 2021. – P. 347–360.
22. Prokopenko I.G. Nonparametric algorithms for detection of radar markov signals against the background of markov noise. Proceedings of the International Radar Symposium, IRS-2020, 2020. – P. 356–361.