

Сумарне наведене поле завади буде

$$e_{\Sigma} = e_{mp} + e_{рух} = -\frac{d\Phi}{dt} = \oint_l (E + [v \cdot B]) dl . \quad (5)$$

Як видно з (5), завади, зумовлені рухом поля, компенсувати досить складно, що і обмежувало широке застосування скануючих перетворювачів. Використовуючи досягнення сучасної цифрової техніки, вдається побудувати цифрові схеми компенсації з дуже високим ступенем пригнічення завади  $e_{\Sigma}$ .

1. Зевеке Г.В., Ионкин П.А., Нетушил А.В., Страхов С.В. *Основы теории цепей*. М. Энергоатом, 1989, 528 с. 2. Патент, 22222А Україна, Трансформаторний вихрострумний перетворювач з обертовим магнітним полем / Я. Г. Притуляк, І. Н. Прудіус Й. А. Захарія і ін. (Україна) – Опубл. 30.06.98, Бюл. № 3. 3. А.С. 1820314А1 СРСР Спосіб електричного сканування для незрушуючого контролю електропроводящих изделий / В.А. Гуляев, В.М. Чаплыга, Я.Г. Притуляк. 4. Афанасьев Ю. В., Студенців Н.В., Щелкин А.П. *Магнитометрические преобразователи, приборы, установки*. М.: Энергия, 1972.

УДК 621.396

**Іван Прудіус, Андрій Синявський**

Національний університет "Львівська політехніка",  
кафедра теоретичної радіотехніки і радіовимірювань

## СТАТИСТИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ ЗОБРАЖЕНЬ, СФОРМОВАНИХ КОГЕРЕНТНИМИ РАДІОЛОКАЦІЙНИМИ СИСТЕМАМИ

© Прудіус Іван, Синявський Андрій, 2001

У статті наведені результати дослідження статистичних властивостей радіолокаційних зображень, формування яких здійснюється за рахунок спекл-ефектів, що з'являються внаслідок когерентних процесів у радіолокаційних системах. Показано, що густина розподілу відліків радіолокаційного зображення в загальному випадку суттєво відрізняється від закону розподілу Релея-Райса. Згідно з результатами аналізу статистичну модель спекл-структури запропоновано представляти двоальтернативною умовною функцією густини розподілу.

The investigation results of the stochastic features of images speckle pattern obtained by coherent radars are presented in the paper. The analytical relation between envelope distribution law of received signal and scattering parameters on the object at the radar imaging is determined at the analysis. It is shown that a probability distribution function of the radar image samples differs in general case from Rice-Rayleigh distribution law.

**Вступ.** Формування радіолокаційних зображень при великій роздільній здатності радіолокаційної системи супроводжується виникненням спекл-ефектів, що проявляються у вигляді спекл-структури отриманих зображень [1–3]. Шумоподібний характер спекл-

структури радіолокаційних зображень призводить до втрати візуальної сприйнятності та ускладнення подальшої обробки цих зображень. Це свідчить про необхідність застосування методів обробки радіолокаційних сигналів, які б належно здійснювали виділення корисної інформації за наявності спекл-ефектів при формуванні радіолокаційних зображень. Створення таких методів повинно ґрунтуватися на використанні досконалої моделі спеклу, що представляє взаємозв'язок між випадковими складовими та корисною інформацією. Відомі методи [3] "зменшення", "фільтрації" та "усунення" спеклу на зображеннях володіють недостатньою ефективністю, оскільки базуються на неадекватних моделях спекл-структури та твердженні про її шумовий характер.

Метою нашого дослідження є створення статистичної моделі виникнення спеклу та встановлення статистичних властивостей спекл-структури радіолокаційних зображень.

**Формування зображень когерентними радіолокаційними системами.** У радіолокаційних системах побудови зображень для забезпечення високої роздільної здатності, і відповідно розділення окремих елементів на зображенні, необхідно забезпечувати значну ширину смуги пропускання просторово-часового тракту системи. На основі числового аналізу формування зображень [4] виявлено, що забезпечення значної смуги пропускання супроводжується лінійними спотвореннями в тракті радіолокаційної системи. Для усунення цих спотворень використовують методи погодженої фільтрації (фокусування антени в просторовій області та погоджена фільтрація сигналів у часовій області), або методи оберненої просторово-часової фільтрації, що забезпечують відтворення комплексної огинаючої [4]. Результатом є значне зменшення кореляції між відліками отриманого зображення, що зумовлена спотвореннями у тракті радіолокаційної системи. Такі методи обробки сигналів діють у комплексній площині з дотриманням просторово-часової синхронізації, що дає можливість характеризувати систему, як когерентну. У когерентних радіолокаційних системах вплив спекл-ефектів на формування радіолокаційного зображення є особливо критичним.

Для встановлення фізичного змісту корисної інформації, яку містить радіолокаційне зображення з спекл-структурою, розглянуто механізм розсіювання просторово-неоднорідних хвиль на об'єкті складної форми [1, 2]. Присутність випадкових факторів у формуванні радіолокаційного зображення та довільний крок сканування вказує на необхідність статистичного опису спекл-ефектів і статистичного представлення моделі спекл-структури. У представленому вигляді спекл є елементом сигналу або зображення, що сформовані внаслідок складних інтерференційних процесів розсіювання та має випадковий характер.

У загальному випадку, комплексне миттєве значення прийнятого сигналу когерентною радіолокаційною системою можна представити [6, 5] векторною сумою дифузної  $\dot{D}_\Sigma$  та інтерференційної  $\dot{A}$  складових

$$\dot{X} = \dot{D}_\Sigma + \dot{A}. \quad (1)$$

Бічні пелюстки діаграми спрямованості, значна тривалість зондуючого імпульсу та шершавість ділянки поверхні, яка опромінюється, є причиною наявності у прийнятому сигналі великої кількості  $M \rightarrow \infty$  фазорів  $\dot{d}_j$ ,  $j=1 \dots M$ . Їх векторна сума дорівнює

$\dot{D}_\Sigma = \sum_{j=0}^{\infty} \dot{d}_j$  і кількісно характеризує дифузну складову розсіювання. На основі граничної

теореми статистики дифузну складову можна описати комплексно-гауссівським центрованим законом розподілу [7,8] з дисперсією  $\sigma_D^2$ .

Вектор  $\dot{A}$  є результатом векторної суми  $\sum_{i=0}^{N-1} \dot{a}_i$  інтерферуючих фазорів

$\dot{a}_i$ ,  $i = 0 \dots (N-1)$  в комплексній площині. Інтерферуючі фазори характеризують миттєве значення хвиль у точці прийому, розсіяних локальними ділянками об'єкта. Інтенсивність розсіювання на таких ділянках значно перевищує рівень випромінювання іншими ділянками об'єкта, при цьому домінуючий фазор  $\dot{a}_0$  характеризує корисну інформацію, що містить спекл. У радіолокаційних системах побудови зображень, в яких роздільна здатність співвірна з розмірами геометричних нерівномірностей на об'єкті, можлива кількість інтерферуючих фазорів  $N$  є невеликою. Результати дослідження, наведені в [2], вказують, що ця кількість  $N$  не перевищує 3 ... 5 локальних ділянок розсіювання на об'єктах простої форми. При відповідно високій роздільній здатності радіолокаційної системи побудови зображень об'єктами такого типу можна апроксимувати поверхню будь-якого складного об'єкта.

**Закон розподілу спеклу.** Найбільш вживаною [7] статистичною моделлю спеклу є узагальнений закон розподілу Релея-Райса, який відповідає частковому випадку  $N = 1$  досліджуваної моделі (1). Закон розподілу Райса використовують [7,8] як статистичну модель інтенсивності відліків ехо-сигналу за наявності точкового об'єкта на фоні підстилаючої поверхні, що спричиняє появу дифузної складової розсіювання

$$p(x | A_0) = \frac{x}{\sigma_D^2} \exp\left\{-\frac{x^2 + A_0^2}{2\sigma_D^2}\right\} I_0\left(\frac{x A_0}{\sigma_D^2}\right), \quad (2)$$

де  $x$  – модуль вектора  $\dot{X}$ ;  $A_0$  – значення домінуючого фазора або амплітуда розсіяного сигналу на точковій цілі;  $I_0(\cdot)$  – модифікована функція Бесселя першого роду, нульового порядку.

Наявність декількох  $N > 1$  ділянок локального розсіювання призводить до інтерференції хвиль від них у точці прийому. Такі випадки не характерні для радіолокаційних систем виявлення цілей і тому в літературі увага їм приділена значно менша порівняно з випадком точкового розсіювача. Випадок суми двох незалежних фазорів  $N = 2$  є найпростішим прикладом інтерференційного розсіювання. Відомий аналітичний запис густини розподілу модуля векторної суми  $\dot{X}$  одного інтерферуючого  $\dot{a}_1$ , домінуючого  $\dot{a}_0$  фазорів та дифузної складової  $\dot{D}_\Sigma$  має вигляд [7,8]

$$p(x) = \frac{x}{\sigma_D^2} \exp\left\{-\frac{x^2 + a_0^2 + a_1^2}{2\sigma_D^2}\right\} \sum_{n=0}^{\infty} (-1)^n \varepsilon_n I_n\left(\frac{x a_0}{\sigma_D^2}\right) I_n\left(\frac{x a_1}{\sigma_D^2}\right) I_n\left(\frac{a_0 a_1}{\sigma_D^2}\right), \quad (3)$$

де  $\varepsilon_0 = 1$ , і  $\varepsilon_n = 2$  при  $n \geq 1$ .

Наявність у виразі (3) суми безмежного ряду та добутку функцій Бесселя спричиняє низьку точність числових обчислень значень густини розподілу. При обмеженні ряду, а також при малих значеннях параметра  $\sigma_D^2$  можлива повна втрата точності числових обчислень. Це свідчить про малу ефективність статистичного опису спекл-структури аналітичною моделлю (3).

Для уточнення статистичної моделі розглянуто частковий випадок суми двох фазорів при відсутності дифузної складової  $\dot{D}_\Sigma$ . При цьому модель (1) представлено виразом

$$\dot{X} = \dot{a}_0 + \dot{a}_1 = a_0 e^{j\omega t} + a_1 e^{j(\omega t + \varphi)}, \quad (4)$$

де  $\omega$  – кутова частота;  $\varphi$  – фазовий зсув між фазорами, який є випадковою величиною і розподілений рівномірно  $p(\varphi) = 1/(2\pi)$ ,  $[-\pi, \pi]$ . Відповідно, модуль  $x$  векторної суми (4) є випадковою величиною, яку можна представити нелінійною функцією фазового зсуву  $\varphi$ . Використовуючи правило нелінійного перетворення законів розподілу випадкових величин [7], густину розподілу  $x$  представимо виразом

$$p(x) = \frac{2x}{\pi \sqrt{(2a_0 a_1)^2 - (x^2 - a_0^2 - a_1^2)^2}}. \quad (5)$$

Ця функція розподілу в загальному випадку є бімодальною, з модами  $x_{m \min} = (a_0 - a_1)$  та  $x_{m \max} = (a_0 + a_1)$ . І лише за умови рівності параметрів  $a_0 = a_1$  мода  $x_{m \min}$  зникає. Густина розподілу (5) визначає статистичні властивості огинаючої прийнятого сигналу [6] при наявності в елементі розділення радіолокаційної системи двох незалежних ділянок розсіювання. Незважаючи на те, що отримана залежність є лише частковим випадком, вираз (5) дозволяє аналітично, в простій формі, визначити сингулярності функції розподілу.

На основі отриманої моделі статистичного опису інтерференції двох фазорів (5) можливе формування загальної моделі з врахування дифузної складової. Суму двох незалежних інтерферуючих фазорів  $\dot{a}_0$  і  $\dot{a}_1$  та дифузної складової  $\dot{D}_\Sigma$  можна замінити сумою одного домінуючого  $\dot{A}_0$  фазора та дифузної складової  $\dot{D}_\Sigma$ , припускаючи, що домінуючий фазор є результатом суми інтерферуючих фазорів  $\dot{A}_0 = \dot{a}_0 + \dot{a}_1$ . Така методика визначення густини розподілу модуля  $x$  векторної суми  $\dot{X}$  узагальнена на випадок  $N$  незалежних інтерферуючих фазорів та дифузної складової  $\sigma_D^2 \neq 0$  [6]. Тоді функцію густини розподілу записано у вигляді послідовності  $(N - 2)$  інтегралів

$$p(x) = \int_0^\infty \int_0^\infty \int_0^\infty \dots \int_0^\infty p(x | A_0) p(A_0 | A_1) p(A_1 | A_2) \dots \\ \dots p(A_{N-3} | A_{N-2}) p(A_{N-2}) dA_{N-2} \dots dA_2 dA_1 dA_0, \quad (6)$$

де умовна ймовірність  $p(x | A_0)$  є законом розподілу Райса (2), а умовні ймовірності  $p(A_{i-2} | A_{i-1})$  представляють закон розподілу (5) модуля векторної суми двох фазорів з детермінованою величиною їх модуля та рівноймовірним напрямом

$$p(x | A_1) = \frac{2x}{\pi \sqrt{(2a_0 A_1)^2 - (x^2 - a_0^2 - A_1^2)^2}} \\ p(A_1 | A_2) = \frac{2A_1}{\pi \sqrt{(2a_1 A_2)^2 - (A_1^2 - a_1^2 - A_2^2)^2}} \cdot \\ \dots \dots \dots \\ p(A_{N-2}) = \frac{2A_{N-2}}{\pi \sqrt{(2a_{N-2} a_{N-1})^2 - (A_{N-2}^2 - a_{N-2}^2 - a_{N-1}^2)^2}} \quad (7)$$

Запропонований підхід на основі представлення вектора  $\dot{X}$  у вигляді суми окремих складових дозволив записати функцію розподілу модуля цього вектора через умовні закони розподілу його складових. У такому підході визначено в аналітичному вигляді вирази, що забезпечують сингулярність шуканих функцій густини розподілу. Результати обчислення функцій густини розподілу згідно з розробленою методикою дозволяють оцінити закон розподілу спекл-структури радіолокаційних зображень [6].

На рис. 1 показано сімейство розподілів, які статистично описують спекл-структуру для різної кількості дискретних розсіювачів  $N$ . У цьому випадку спекл є наслідком інтерференції від окремих локальних розсіювачів. Як видно з рисунку, при малій кількості локальних елементів розсіювання  $N < 4$  закон розподілу сильно відрізняється від Райсівського. Збільшення кількості дискретних розсіювачів призводить до асимптотичного наближення закону розподілу спеклу, до закону Релея. Наявність дифузної складової розсіювання зумовлює усунення в функціях густини розподілу сингулярностей та наближенням їх форми до Райсівської. При малих значеннях дифузної складової та невеликій кількості розсіювачів відмінність закону розподілу спеклу від Райсівського є суттєвою.

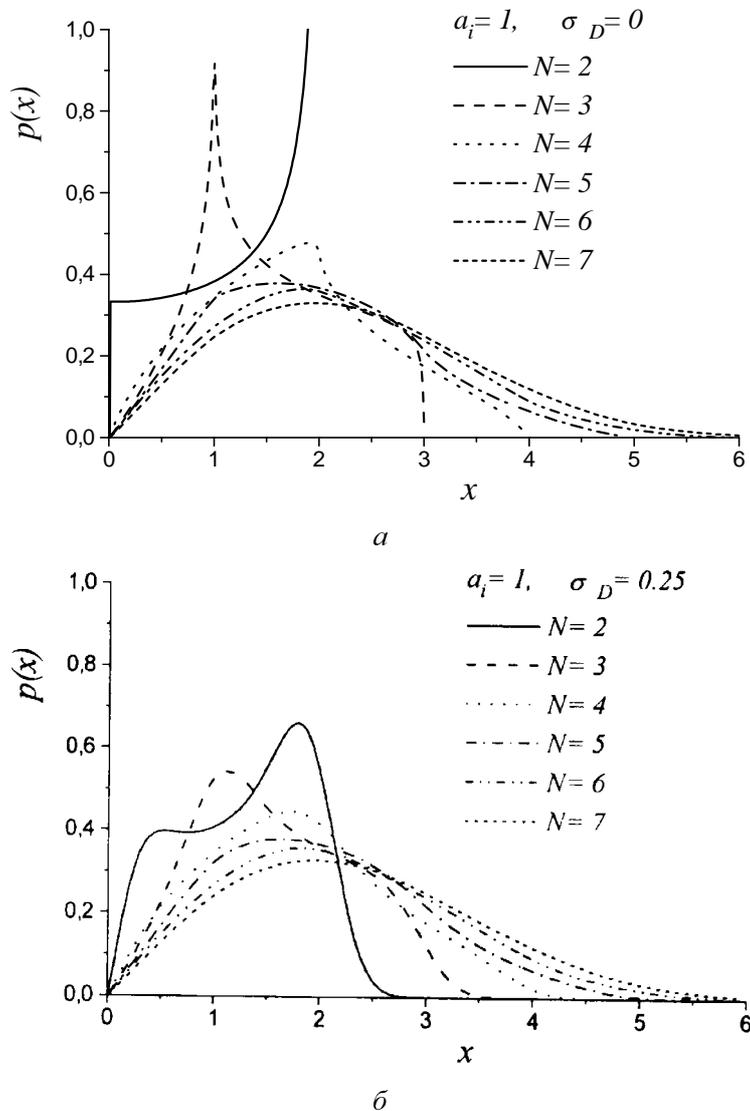


Рис. 1. Функції густини розподілу модуля векторної суми  $N$  інтерферуючих фазорів (а) та модуля векторної суми  $N$  інтерферуючих фазорів і дифузної складової (б)

Запропонована методика обчислення функцій густини закону розподілу дозволила встановити, що статистичні властивості спекл-структури суттєво відмінні від гауссівських. Також показано, що Райсівська модель спекл-структури радіолокаційних зображень, є лише частковою моделлю. В аналітичному вигляді отримано закон розподілу (5), який відповідає механізму розсіювання з нерайсівською моделлю огинаючої ехо-сигналу. Запропоновану статистичну модель можна використовувати для оцінки параметрів спеклу та побудови методів його обробки.

**Двоальтернативна статистична модель спеклу.** Відсутність компактного аналітичного запису функції густини розподілу спеклу визначає доцільним використанням наближених моделей функції розподілу. Як видно з рис. 1 серед функцій густини розподілу, що описують спекл виділяються два типи: лівосторонній та правосторонній. З метою вибору моделі функцій густини розподілу спеклу здійснено порівняльний аналіз адекватності законів розподілу Гаусса, Релея, Райса, Вейбула, К-розподілу, логарифмічно-нормального розподілу, а також запропонованого W-розподілу (5). Ступінь апроксимації гістограми згенерованих вибірок кривою гіпотетичного розподілу оцінено за критерієм погодження Пірсона  $\chi^2$  [9].

Особливості кривих функцій густини розподілу (рис. 1) можна охарактеризувати числово за допомогою параметрів асиметрії  $A_{skew}$  та ексцесу  $E_{kurt}$  [9], які просто обчислюються на основі оцінки значень центрального та початкового моментів. На рис. 2 зображено розподіл параметрів асиметрії та ексцесу множини випадкових відліків для різних моделей розсіювання, які використано при виборі найкращих апроксимуючих функцій густини розподілу. Умовними позначеннями відмічено тип розподілу, який найкраще відповідає за критерієм Пірсона статистичним властивостям згенерованої множини відліків.

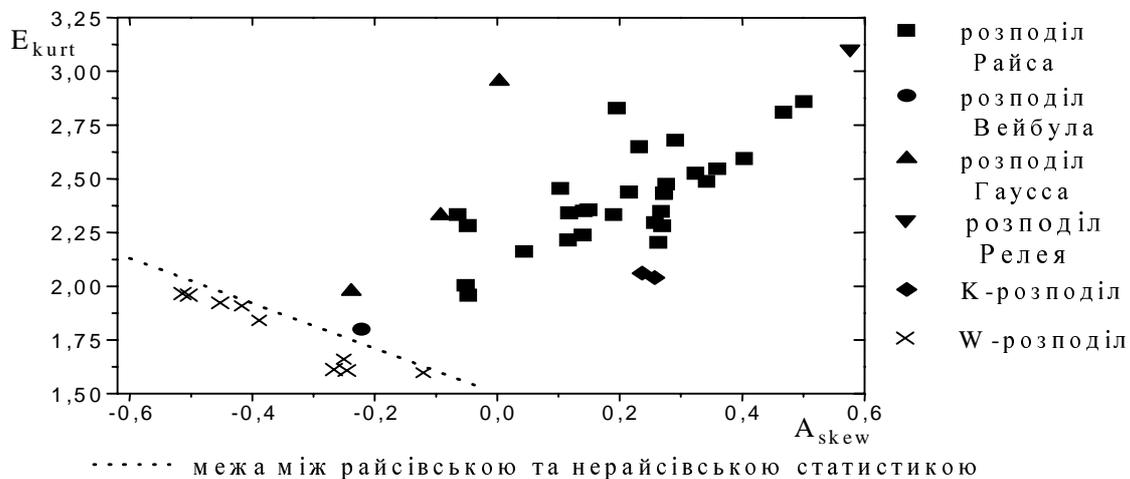


Рис. 2. Розподіл значень асиметрії та ексцесу, який характеризує статистичні властивості відліків інтенсивності радіолокаційних зображень

Як видно з рис. 2, W – розподіл, який найкраще апроксимує нерайсівську статистику, зосереджений в області від'ємних значень асиметрії  $A_{skew}$  при малих значеннях ексцесу  $E_{kurt}$ . Розподіли Гаусса, Релея, Райса, Вейбула, К – розподіл та логарифмічно-нормальний розподіл є функціями розподілу, які близькі до моделі райсівської статистики відліків радіолокаційного зображення. На рис. 2 вони окремо представлені в області позитивних значень асиметрії  $A_{skew}$  та великих значень ексцесу  $E_{kurt}$ .

На основі проведеного дослідження запропоновано підхід до визначення статистичних характеристик спеклу, згідно з яким відліки радіолокаційного зображення можна охарактеризувати двома типами моделей розподілу: райсівською моделлю (подія  $H_{Rice}$ ) та нерайсівською моделлю (подія  $H_{NonRice}$ ). Сума ймовірностей належності відліку зображення до райсівської статистики  $P(H_{Rice})$  та належності до нерайсівської статистики  $P(H_{NonRice})$  дорівнює одиниці  $P(H_{Rice}) + P(H_{NonRice}) = 1$ . Ці події становлять повну групу подій.

На основі зроблених висновків про наявність на радіолокаційних зображеннях ділянок з райсівською та нерайсівською статистикою запропоновано модель функції розподілу інтенсивності відліків радіолокаційного зображення, яка охоплює ці два випадки. Запропонована модель має форму змішаної функції розподілу, що дозволяє параметрично розділити випадки райсівського та нерайсівського типу розподілів

$$p(x | A_o) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} \exp\left\{-\frac{x^2 + A_o^2}{2\sigma^2}\right\} I_o\left(\frac{x A_o}{\sigma^2}\right) & \text{з ймовірністю } P(H_{Rice}) \\ \frac{2x_i}{\pi\sqrt{(2A_o b)^2 - (x^2 - A_o^2 - b^2)^2}} & \text{з ймовірністю } 1 - P(H_{Rice}) \end{cases} \quad (8)$$

Представлення моделі спеклу у вигляді умовної функції густини розподілу дозволяє статистично встановити відповідність параметра  $A_o$  закону розподілу (8) корисній інформації у спекл-структурі радіолокаційних зображень. Близькість функцій закону розподілу Релея-Райса та закону розподілу Вейбула дає можливість скористатись іншою формою статистичного представлення спеклу

$$p(x) = \begin{cases} \frac{\eta}{\sigma_W} \cdot \left(\frac{x}{\sigma_W}\right)^{\eta-1} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x}{\sigma_W}\right)^\eta\right) & \text{з ймовірністю } P(H_{Rice}) \\ \frac{2x}{\pi\sqrt{(2A_o b)^2 - (x^2 - A_o^2 - b^2)^2}} & \text{з ймовірністю } 1 - P(H_{Rice}) \end{cases} \quad (9)$$

Таке представлення статистичної моделі дає змогу перейти до інтегральної функції розподілу, яку можна записати через прості аналітичні вирази. Як відомо, функція розподілу дозволяє визначати характеристики виявлення сукупності точкових розсіювачів та створювати статистичні методи обробки радіолокаційних сигналів на основі нелінійних перетворень.

**Функція правдоподібності, як статистична модель радіолокаційного зображення в когерентних системах.** Вважаючи, що множина відліків сформованого радіолокаційного зображення є результатом дискретного представлення спекл-ефектів, які є наслідком розсіювання та містять корисну інформацію, модель спеклу представлено також у формі функції правдоподібності. Доцільність такого представлення аргументовано значним вмістом випадкових складових у спеклі та можливістю строгого підходу до синтезу статистичних методів оцінювання [7,8].

Використання функції правдоподібності оснований на припущенні про локальну ідентичність та незалежність закону розподілу відліків  $p(x_i | A_o) = p(x_j | A_o)$  обмеженої ділянки зображення  $i, j = \overline{1, N}$ . Локально ідентичний характер підтверджено результатами дослідження радіолокаційних поперечних портретів простих об'єктів. Тоді функцію правдоподібності  $P(x | A_o)$ , згідно з означенням [8], представлено добутком умовних законів розподілу (8)

$$P(x|A_o) = \begin{cases} \sigma^{-2N} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N x_i^2 - \frac{NA_o}{2\sigma^2}\right) \cdot \prod_{i=1}^N \left(x_i \cdot I_0\left(\frac{x_i A_o}{\sigma^2}\right)\right) & H_{Rice} \\ \left(\frac{2}{\pi}\right)^N \cdot \prod_{i=1}^N (x_i) \cdot \left(\prod_{i=1}^N \left((2A_o b)^2 - (x_i^2 - A_o^2 - b^2)^2\right)\right)^{-\frac{1}{2}} & H_{NonRice} \end{cases} \quad (10)$$

У найпростішому випадку оцінку корисного параметра  $A_o$  можна реалізувати за допомогою максимізації логарифму запропонованої функції правдоподібності (10).

Сукупність відліків  $i = \overline{1, N}$ , що містить обмежена стаціонарна ділянка зображення, дає змогу зробити висновок про характер розподілу. Оскільки події, які свідчать про належність відліків радіолокаційного зображення до райсівської  $H_{Rice}$  та нерайсівської  $H_{NonRice}$  статистики, є взаємо-виключаючі, то необхідною задачею є встановлення характерних ознак кожної з подій. Критерій узгодження  $\chi^2$  використано для розділення гіпотез райсівської  $H_{Rice}$  та нерайсівської  $H_{NonRice}$  статистик, згідно з яким визначено межу, що розділяє параметри вибірки з різним статистичним характером. Цю межу представлено лінійною функцією параметрів асиметрії  $A_{skew}$  та ексцесу  $E_{kurt}$ :

$$E_{kurt_{lim}} = 1.5 - 1.05 A_{skew_{lim}} \quad (11)$$

На рис. 2 межу між райсівською та нерайсівською статистикою зображено штриховою лінією. У цьому випадку умову належності множини відліків до райсівської чи нерайсівської статистик записано у вигляді

$$\begin{cases} \text{райсівська статистика} & (H_{Rice}): & E_{kurt} > 1.5 - 1.05 A_{skew} \\ \text{нерайсівська статистика} & (H_{NonRice}): & E_{kurt} \leq 1.5 - 1.05 A_{skew} \end{cases} \quad (12)$$

Оцінку параметрів асиметрії  $A_{skew}$  та ексцесу  $E_{kurt}$  можна здійснити на основі припущення про локальну ідентичність та незалежність функції густини розподілу інтенсивності відліків радіолокаційного зображення.

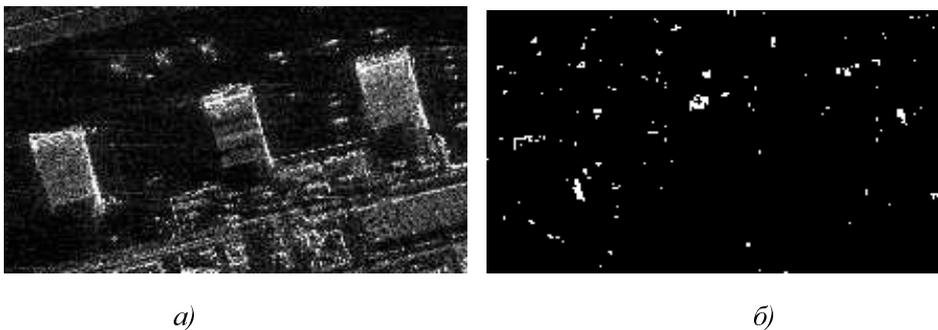


Рис. 3. Виявлення ділянок на радіолокаційному зображенні, які володіють нерайсівською статистикою:

*a* – радіолокаційне зображення; *б* – ділянки з нерайсівською статистикою

На прикладі реального радіолокаційного зображення (рис. 3, а) виявлено ділянки з різними статистичними властивостями. Прийнято, що область локальної ідентичності та незалежності функції розподілу має розмір  $N = 5 \times 5$  відліків. На рис. 3, б представлено

результат виявлення у вигляді бінарного зображення, де ділянки з мінімальною інтенсивністю (темні) відповідають райсівській статистиці відліків, а ділянки з максимальною інтенсивністю (світлі) характеризують нерайсівський розподіл інтенсивності відліків. Як видно з рисунків, нерайсівською природою інтенсивності відліків володіють ділянки зображення, які відповідають елементам складних об'єктів. Ділянки зображень від протяжних підстилаючих поверхонь описує райсівська статистика інтенсивності.

**Висновок.** На основі детального вивчення розсіювання розроблено статистичну модель спекл-структури радіолокаційних зображень, що сформовані когерентними системами з високою роздільною здатністю. Виявлено відмінність закону розподілу інтенсивності відліків спеклу від традиційно вживаної райсівської моделі. Запропонована модель має компактний аналітичний запис інтегральної функції розподілу і функції густини розподілу, а також охоплює райсівський та нерайсівський характер випадкових процесів. Розроблено один з можливих підходів до розв'язання задачі розділення цих альтернативних подій. Запропонована модель спеклу в формі функції правдоподібності дає можливість строго розв'язувати статистичну задачу синтезу методів обробки сигналів в радіолокаційних системах побудови зображень.

1 Prudyus I.N., Y.A. Zakharia, Sumyk M.M., Synyavskyy A.T. *Stochastic features of speckled radar images with high spatial resolution // Proc. of Inter. Conf. on Modern Problems of Telecommunications, Computer Science and Engineers Training (TCSET'2000). Lviv-Slavsko, Ukraine, February 14–19, 2000. P.157–158.* 2 Прудюс І.Н., Захарія Й.А., Сіявський А.Т. *Дифракція просторово-неоднорідної хвилі в задачі формування радіолокаційних зображень // Технічна електродинаміка. 2000. № 4. С.14–18.* 3 Schwarz G., M. Walessa, M. Datcu *Speckle Reduction in SAR Images – Techniques and Prospects // Proc. of Inter. Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS'97). – Singapore. – 1997. – P. 2031–2033.* 4 Кленфер Є.І., Прудюс І.Н., Сіявський А.Т. *Підвищення якості зображень в радіолокаційних системах з синтезованою апертурою // Вісник ДУ "Львівська Політехніка", 2000, № 397, С. 42–49.* 5 Жень-цзин Жао, Эльбаум М. *Статистики первого порядка нерэлеевского замирающего сигнала и его обнаружение // ТИИЭР. – 1978. –Том. 66. – №7. – С. 73–83.* 6 Prudyus I.N., Synyavskyy A.T. *Echo envelope distribution in high resolution radar imaging system // Proc. Inter. Conf. the Experience of Designing and Application of CAD Systems in Microelectronics (CADSM'2001). Slavske: NU"LP". –Feb., 2001. P. 58–59.* 7 Тихонов В.И., Харисов В.Н. *Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем: Навчальний посібник. – М.: Радио и связь, 1991. – 608 с.* 8 Левин Б.Р. *Теоретические основы статистической радиотехники. – М.: Радио и связь, 1989. – 656 с.* 9 Корн Г., Корн Т. *Справочник по математике для научных работников и инженеров: Пер. с англ. – М.: Наука, 1970. – 720 с.*