

А.І. Ільницький¹, О.І. Бурба²

¹ Інститут телекомунікаційних систем НТУУ «КПІ», Київ

² Військова частина А1906, Київ

СТАТИСТИЧНІ ОЦІНКИ НЕЗМІЩЕНОСТІ ТА ЕФЕКТИВНОСТІ ПАРАМЕТРІВ ДЖЕРЕЛ ВИПРОМІНЮВАННЯ ПРИ РАДІОМОНІТОРИНГУ ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙНИХ МЕРЕЖ І СИСТЕМ

Стаття присвячена висвітленню особливостей отримання статистичних оцінок параметрів джерел радіовипромінювання і характеристик їх незміщеності, ефективності та оптимальності у процесі ведення радіомоніторингу з моноімпульсним визначенням відносного пеленгу радіотехнічних елементів телекомунікаційних систем. Завдання вимірювання параметрів джерел радіовипромінювань розглядається як завдання оцінювання параметрів розподілу щільності імовірності за даними вибірки вхідної випадкової статистики.

Ключові слова: статистичні оцінки, точність пеленгування, джерело радіовипромінювань, радіомоніторинг, моноімпульсне пеленгування, телекомунікаційні системи, незміщеність, ефективність, оптимальність.

Вступ

Відомо [1, 2], що сучасні телекомунікаційні системи (ТКС) виконують велику кількість завдань та відрізняються значною різноманітністю як структурної, так й функціональної побудови і навантаженням за призначенням. Глобальну ТКС можна розглядати як багатофункціональну параметричну радіотехнічну систему, кожний елемент якої у сукупності створює складну радіоелектронну обстановку (РЕО). Складність сучасної РЕО обумовлена такими основними факторами: постійним збільшенням та різноманіттям джерел радіовипромінювання (ДРВп) на фоні обмежених ресурсів наявних сил та засобів радіомоніторингу (РМ); широким діапазоном робочих частот ТКС (від 30 МГц до 400 ГГц) і тривалості сигналів ДРВп (десятки нс - сотні мкс); високою щільністю потоку сигналів ДРВп в точці прийому, яка може досягати $10^5 - 10^7$ імпульсів в секунду; застосуванням сигналів зі складною частотно-часовою структурою та інформаційним наповненням; використанням енергетично прихованих режимів роботи, в тому числі - з короткочасними сеансами випромінювання; появою і використанням відносно нових, наприклад, SDR (Software – defined radio) технологій побудови і експлуатації приймально-передавальних пристроїв ТКС.

Постановка проблеми у загальному вигляді. Загальний контроль за станом РЕО – радіомоніторинг (РМ) – здійснюють сили і засоби “Українського державного центру радіочастот та нагляду за зв'язком”. Вони визначають умови енергетичного та структурного доступу до ДРВп з метою контролю і забезпечення електромагнітної сумісності радіотехнічних систем, що є запорукою високої ефективності роботи ТКС [3]. При цьому під час РМ повинні визначатися як енергетичні, так і частотно-часові та просторові параметри ДРВп в середовищі ТКС (по-

тужність імпульсних і безперервних сигналів, їх миттєва частота та її девіація, тривалість імпульсів і період повторення, ширина спектра і вид модуляції сигналів, значення пеленга на ДРВп та його місцеположення тощо).

Однак на думку як науковців, так і операторів ТКС поряд з загальним контролем стану РЕО та виконання умов електромагнітної сумісності засобами ДРВп необхідно мати і автономні засоби РМ, які мають бути задіяні та розташовані безпосередньо на приймально-передавальній апаратурі ТКС для здійснення оперативного контролю.

Слід зазначити, що технічні засоби РМ працюють в складних умовах часткової або повної невизначеності, при цьому в результаті контролю отримуються не параметри ДРВп, а їх статистичні оцінки, які повинні задовольняти умовам Крамера-Рао і бути незміщеними, ефективними та оптимальними [3]. Велика точність цих статистичних оцінок параметрів сигналів, отриманих в реальному масштабі часу, гарантує високу ефективність РМ і працездатність ТКС. Тому проблемні питання, які обумовлені завжди існуючими суперечливостями між високими вимогами до ефективності технічних засобів РМ та їх реальними можливостями, вимагають постійного подальшого розвитку теорії і практики апаратно-програмних засобів радіоконтролю, створення нових і модернізації існуючих зразків спеціального обладнання.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Проведений аналіз стану технічного оснащення сил і засобів радіоконтролю, технічних характеристик обладнання (апаратури контролю) свідчить про те, що проблемні питання щодо підвищення їх ефективності залишаються актуальними. Разом з цим, останнім часом у відомій науково-технічній літературі з'являються відомості про нові наукові та практичні результати в галузі теорії і практики радіокон-

тролю: нові та уточнені математичні моделі процесів РМ, нові і удосконалені методи, способи і методики вимірювання основних параметрів ДРВП та апаратно-програмні пристрої їх реалізації [4 – 6]. Однак, слід звернути увагу, що автори нових розробок в цей предметної області обмежуються лише отриманням наукових результатів на ідейно-принциповому рівні [7 – 9], і багато питань практичного значення залишається поза їх увагою.

В якості прикладу можна розглянути використання SDR (Software – defined radio) технологій побудови і експлуатації приймально-передавальних пристроїв ТКС [4], де застосовуються програмні зміни робочих радіочастотних параметрів сигналів (вихідна потужність, діапазон зміни робочих частот тощо), які можуть змінюватися як детерміновано, так і випадково). Природно, що радіоконтроль таких ДРВП є складним науковим і практичним завданням та потребує особливої уваги. Найактуальнішими стають питання миттєвого отримання з високою точністю енергетичних і частотно-часових оцінок параметрів ДРВП та їх моноімпульсного пеленгування з подальшим визна-

$$\beta^* = \arcsin\left(\frac{\lambda_H^*}{2\pi d} \arctg \frac{U_1}{U_2}\right) = \arcsin\left(\frac{\lambda_H^*}{2\pi d} \arctg \left[\frac{\int_{t-T}^t x_1(t) \cos \omega_H t dt \int_{t-T}^t x_2(t) \sin \omega_H t dt - \int_{t-T}^t x_1(t) \sin \omega_H t dt \times \int_{t-T}^t x_2(t) \cos \omega_H t dt}{\int_{t-T}^t x_1(t) \cos \omega_H t dt \int_{t-T}^t x_2(t) \cos \omega_H t dt + \int_{t-T}^t x_1(t) \sin \omega_H t dt \int_{t-T}^t x_2(t) \sin \omega_H t dt} \right]^{-1}\right), \quad (1)$$

де λ_H^* – оцінка довжини хвилі вхідного сигналу з несучою частотою ω_H , яка відома, або вимірюється окремим вимірювачем миттєвої частоти; d – величина фазометричної бази антенної системи пеленгатора; $x_1(t) = S_1(t) + n_1(t)$; $x_2(t) = S_2(t) + n_2(t)$ – сигнально-завадова суміш у приймальних каналах пеленгатора; $S_1(t) = S(t) \cos[\omega_H t + \phi + \psi(t)]$; $S_2(t) = S(t) \cos[\omega_H t + \phi + \psi(t)]$ – корисні сигнали на вході приймальних каналів пеленгатора; $\phi = \pi d / \lambda_H \cdot \sin \beta$; $n_1(t) = N_1(t) \cos[\omega_0 t - \phi_1(t)]$; $n_2(t) = N_2(t) \cos[\omega_0 t - \phi_2(t)]$ × $N_2(t)$ – незалежні внутрішні шуми у приймальних каналах пеленгатора; U_1 – сигнал різницевого каналу фазометричної обробки; U_2 – сигнал сумарного каналу фазометричної обробки; $x_1(t) \cos \omega_H t = x_{1c}$ та $x_1(t) \times \sin \omega_H t = x_{1s}$; $x_2(t) \cos \omega_H t = x_{2c}$ та $x_2(t) \sin \omega_H t = x_{2s}$ – квадратурні (с – косинусоїдальна, s – синусоїдальна) складові сигналів $x_1(t)$ та $x_2(t)$ відповідно.

Наведений вираз (1) для подальшого аналізу отриманої оцінки пеленгу зручніше надати в вигляді:

$$\beta^* = \arcsin\left(\frac{\lambda_S}{2\pi d} \arctg \frac{2(x_{1\Delta c} x_{2\Sigma s} - x_{1\Delta s} x_{2\Sigma c})}{(x_{1\Sigma c}^2 + x_{2\Sigma s}^2) - (x_{1\Delta c}^2 + x_{2\Delta s}^2)}\right), \quad (2)$$

де індекси Δ і Σ при x_1 та x_2 вказують на різнице-

ченням місцеположення ТКС, які підлягають контролю в реальному масштабі часу.

На підставі наведеного *метою і основним змістом статті* є висвітлення результатів аналізу умов отримання незміщених, ефективних та оптимальних статистичних оцінок точності при пеленгуванні джерел радіовипромінювань двоканальними фазовими моноімпульсними пеленгаторами, як апаратно-програмними засобами радіомоніторингу телекомунікаційних мереж і систем.

Виклад основного матеріалу

В [5] запропоновано спосіб двоканального фазового моноімпульсного пеленгування джерел радіовипромінювання станціями радіомоніторингу, а в [6] – пристрій його реалізації, які в сукупності створюють апаратно-програмний засіб радіомоніторингу для аналізу РЕО в середовищі ТКС. Також описано процес отримання достатньо точних оцінок відносного пеленгу на ДРВП β^* , які обчислюються з використанням квадратурних складових прийнятих сигналів в пеленгаційних каналах за виразом:

вий і сумарний канали апаратної обробки квадратур сигналів x_1 та x_2 відповідно.

Обчислення тригонометричних функцій \arctg і \arcsin здійснюється програмно.

Як було зазначено, отримані статистичні оцінки повинні задовольняти умовам Крамера-Рао і бути незміщеними, ефективними та оптимальними, тобто їх математичне сподівання $E(\beta^*)$ та дисперсія $D(\beta^*)$ матимуть мінімальні значення [3]. Проведемо аналіз результатів оцінювання параметрів відносного пеленгу для вузькосмугових сигналів, отриманих за виразами (1) і (2) з визначенням математичного сподівання s та дисперсії $D(\beta^*)$ оцінок відносного пеленгу. Враховуючи те, що щільність імовірності оцінки β^* , отриманої в результаті складної апаратної обробки, у загальному випадку невідома, доцільно використати метод лінеаризації функцій кількох випадкових аргументів [3, 9].

Припустимо, що функція $\beta^* = f(x_{1c}, x_{1s}, x_{2c}, x_{2s})$, $i = 1, 2$ є достатньо гладкою в області точки математичного сподівання $E_1(x_{1c}), E_1(x_{1s})$ реалізації сигналу x_1 . Це надає можливість з достатнім ступенем точності апроксимувати її рядом Тейлора. Обмежуючись тільки лінійними членами розкладу функції $f(x_{1c}, x_{1s}, x_{2c}, x_{2s})$ та вважаючи квадратурні величини $x_{1c}, x_{1s}, x_{2c}, x_{2s}$ некорельованими, отримуємо таке значення математичного очікування оцінки пеленгу:

$$E(\beta^*) = \arcsin \left(\frac{\lambda_S}{2\pi d} \arctg \left[\frac{E(x_{1C})E(x_{2S}) - E(x_{1S})E(x_{2C})}{E(x_{1C})E(x_{2C}) + E(x_{1S})E(x_{2S})} \right] \right), \quad (3)$$

де $E(x_{1C}) = S/2 \cdot \cos(\psi + \phi)$; $E(x_{1S}) = -S/2 \cdot \sin(\psi + \phi)$;
 $E(x_{2C}) = S/2 \cdot \cos(\psi - \phi)$; $E(x_{2S}) = -S/2 \cdot \sin(\psi - \phi)$ – математичні сподівання квадратурних складових.

Отже, математичне сподівання оцінки β^* пеленгу (3), знайдене тільки за лінійними членами ряду Тейлора функції $f(x_{1C}, x_{1S})$ можна вважати її грубим значенням, яке дорівнює дійсному значенню відносного пеленгу β_T^* , що свідчить про незміщеність, достовірність та ефективність саме грубої оцінки параметрів. Дисперсія грубої оцінки $D(\beta_T^*)$ у цьому випадку визначається за виразом:

$$D(\beta_T^*) = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{\partial \beta^*}{\partial x_i} \right)^2 \sigma_{KB}^2, \quad (4)$$

де $x_1 = x_{1C}$; $x_2 = x_{1S}$; $x_3 = x_{2C}$; $x_4 = x_{2S}$ – квадратурні складові x_i ; σ_{KB} – дисперсія шуму у квадратурних каналах пеленгатора; E – символ математичного сподівання величини x_i .

Вирішуючи (2, 3), як функцію (4), отримаємо:

$$D(\beta_T^*) = \frac{\lambda_S^2}{2\pi^2 d^2 q^2 \cos^2 \beta}. \quad (5)$$

Характер зміни дисперсії оцінки пеленгу $D(\beta_T^*)$ можна проаналізувати, задаючись фіксованими значеннями параметрів, від яких вона залежить, згідно з виразом (5). Хоча слід відмітити, що вираз (5) коректний лише для невеликої і достатньо лінійної ділянки функції (1), що знаходиться навколо нормалі до бази пеленгатора. Збільшити розміри цієї ділянки та уточнити результати, отримані за її допомогою, можна використавши розклад функції $\beta = f(x_i), i = 3$ в ряд Тейлора, де необхідно врахувати і третій квадратичний член [5]. У цьому випадку можна стверджувати, що отримані оцінки будуть мати більш точні значення β_T , а математичне сподівання $E(\beta_T^*)$ та дисперсія $D(\beta_T^*)$ точної оцінки визначатиметься за такими виразами:

$$E(\beta_T^*) = [f(x_i)]_E + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \left(\frac{\partial^2 \beta}{\partial x_i^2} \right) \sigma_{KB}^2; \quad (6)$$

$$D(\beta_T^*) = \sigma_{KB}^2 \times \left[\sum_{i=1}^4 \left(\frac{\partial \beta^*}{\partial x_i} \right)^2 + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \left(\frac{\partial^2 \beta}{\partial x_i^2} \right)^2 \sigma_{KB}^4 + \sum_{i < j} \left(\frac{\partial^2 \beta}{\partial x_i \partial x_j} \right)^2 \sigma_{KB}^4 \right]. \quad (7)$$

Використовуючи похідні $\left(\frac{\partial^2 \beta^*}{\partial x_i^2} \right)_E$, запишемо другий доданок правої частини виразу (7):

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \left(\frac{\partial^2 \beta^*}{\partial x_i^2} \right)_E \sigma_{KB}^4 = \frac{2\lambda_S}{\pi d \cos \beta} \frac{\sigma_{KB}^4}{S^2} \times \left[2\text{tg}2\phi \left(1 - \frac{1}{\cos^3 2\phi} \right) - \frac{\lambda_S}{2\pi d \cos \beta} \right]. \quad (8)$$

З урахуванням наведених вище виразів та нелінійного члена розкладу функції $f(x_i)$ у ряд Тейлора (8), математичне сподівання точної оцінки відносного пеленгу можна записати у вигляді:

$$E(\beta_T^*) = \beta + \frac{\lambda_S^2}{2\pi d q^2 \cos \beta} \left[2\text{tg}2\phi \left(1 - \frac{1}{\cos^3 2\phi} \right) - \frac{\lambda_S}{2\pi d \cos \beta} \right], \quad (9)$$

з якого видно, що математичне сподівання збільшується на величину другого доданку виразу (9).

За виразом (9) в середовищі MathCAD проведене розрахунки і побудовані графічні залежності математичного сподівання $E(\beta^*)$ від кута надходження радіосигналу відносно рівносигнального напрямку при лінійної та нелінійної апроксимації (рис. 1) за умови, що $q^2 = 10$; $d = 0,5\lambda$. На рисунку суцільною лінією показане математичне сподівання $E(\beta^*)$ у лінійному наближенні, а пунктирною – з урахуванням нелінійного члена ряду Тейлора.

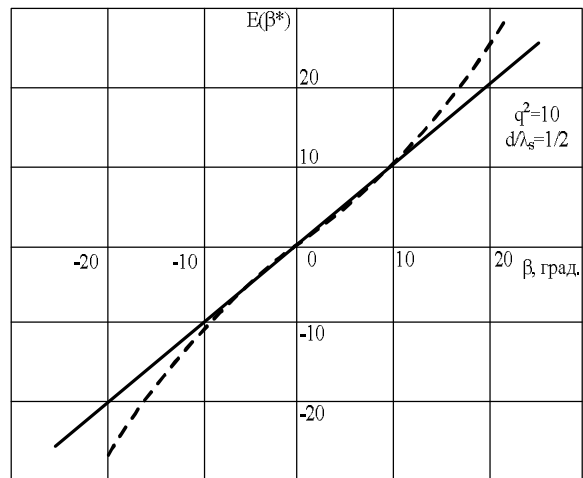


Рис. 1. Залежність математичного сподівання оцінки $E(\beta^*)$ відносного пеленгу від кута надходження радіосигналу

З наведеного графіку видно – уточнена зазначеним способом залежність $E(\beta_T^*)$ від величини відносного кута надходження радіосигналу має нелінійний характер, що свідчить про наявність нестабільної систематичної похибки при оцінюванні відносного пеленгу за лінійною, грубою моделлю $E(\beta_T^*)$, яка зростає по мірі відхилення від рівносигнального напрямку. Це у багатьох практичних випадках є однією з причин застосування моноімпульсних пристроїв лише для індикації точного наведення антени пеленгатора на ДРВп в процесі послідовного пеленгування.

Рішення (7) з урахуванням (9) дає вираз для знаходження величини дисперсії точної оцінки відносного пеленгу $D(\beta_T^*)$, яке з урахуванням нелінійного члена ряду Тейлора, матиме вигляд [5]:

$$D(\beta_T^*) = \frac{\lambda_S^2}{2\pi^2 d^2 q^2 \cos^2 \beta} \left(1 + \frac{1}{q^2} \left[\frac{\lambda_S}{\pi d \cos \beta} \times \left(\frac{\lambda_S}{4\pi d \cos \beta} + \frac{2\text{tg}2\phi}{\cos^3 2\phi} - \text{tg}2\phi \right) - \frac{\text{tg}\beta \text{tg}2\phi}{\cos \beta} + \text{tg}^2 2\phi \left(\frac{2,25}{\cos^6 2\phi} - \frac{4}{\cos^3 2\phi} + 2,25 \right) \right] \right) \quad (10)$$

Графік залежності дисперсії $D(\beta^*)$ від кута надходження радіосигналу β відносно рівносигнального напрямку, побудований за виразами (5 і 10), наведено на рис. 2, де суцільною лінією показано залежність дисперсії грубої оцінки у лінійному наближенні $D(\beta_T^*)$, а пунктирною – з урахуванням нелінійного члена ряду Тейлора – точної оцінки $D(\beta_T^*)$.

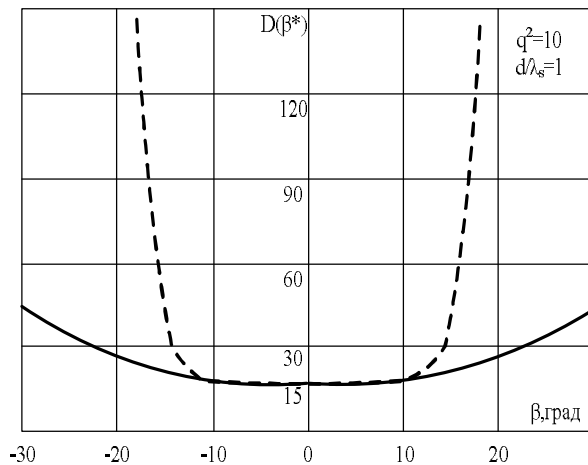


Рис. 2. Залежність дисперсії оцінки $D(\beta^*)$ відносного пеленгу від кута надходження радіосигналу

Характер отриманих залежностей свідчить, що лінійна апроксимація визначення дисперсії оцінок відносного пеленгу дійсна лише у невеликому секторі навколо рівносигнального напрямку, як і було передбачено раніше. Уточнена за нелінійною складовою ряду Тейлора залежність дисперсії має більш виражені межі робочої ділянки сектору пеленгування, де похибки пеленгування мінімальні, що у свою чергу може бути індикатором лінійної ділянки дискримінаційної характеристики. З урахуванням наведеного, в подальшому можна казати про грубий і точний тракти пеленгування з відповідними дискримінаційними (пеленгаційними) характеристиками (ДХ), які реалізуються програмними засобами пристрою.

Аналіз залежності дисперсії оцінок пеленга $D(\beta^*)$ у грубому (β_T^*) та точному (β_T^*) трактах, розрахованих за виразом (9) для відношення сиг-

нал/шум за потужністю $q^2=10$ (рис. 2), показує, що на ДХ точного тракту існують кутові інтервали навколо точок розриву функцій $\text{tg}2\phi$, де $D(\beta_T^*)$ швидко зростає до безкінечності. Це свідчить про суттєве погіршення точності пеленгування і втрату працездатності тракту точного пеленгування на цих ділянках через недостовірність отриманих оцінок точного пеленгу β_T^* . В [5] показано, що для мінімізації похибок вимірювання відносного пеленгу доцільно використовувати додаткову зворотну, котангенціальну ДХ, яка формується програмно в спецобчислювачі. В цьому разі формується додатковий точний канал вимірювання β_T^* з уточненою дисперсією оцінок пеленгу:

$$D^\nabla(\beta_T^*) = \frac{\lambda_S^2}{2\pi^2 d^2 q^2 \cos^2 \beta} \left(1 + \frac{1}{q^2} \left[\frac{\lambda_S}{\pi d \cos \beta} \left(\frac{\lambda_S}{4\pi d \cos \beta} + \frac{2\text{tg}(2\phi + \pi/2)}{\sin^3 2\phi} + \text{tg}(2\phi + \pi/2) \right) + \frac{\text{tg}\beta}{\cos \beta} \text{tg} \left(2\phi + \frac{\pi}{2} \right) + \text{tg}^2(2\phi + \pi/2) \left(\frac{2,25}{\sin^6 2\phi} + \frac{4}{\sin^3 2\phi} + 2,25 \right) \right] \right) \quad (11)$$

Як приклад, за виразами (5, 10, 11) в середовищі MathCAD проведені розрахунки величини дисперсії оцінок пеленгу у грубому і точному трактах пеленгатора за умови, що $\lambda_H^* = 3\text{cm}$; $d/\lambda = 3$; $q^2 = 10$; $\phi = (\pi d \cdot \sin \beta) / \lambda_H$.

Результати розрахунків надані у вигляді графічних залежностей, наведених на рис. 3, де залежність $D^\nabla(\beta_T^*)$ показана пунктиром.

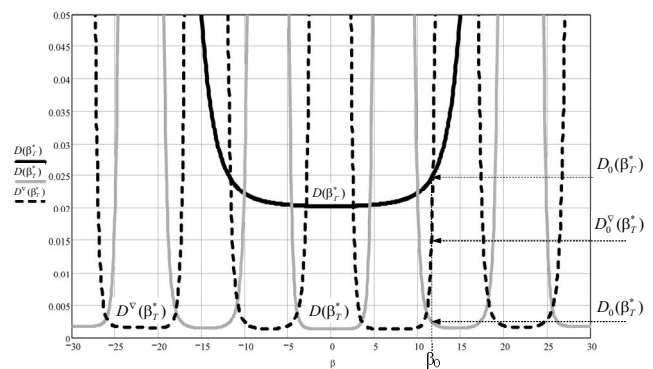


Рис. 3. Залежність дисперсії оцінок пеленгу у грубому і точному трактах пеленгатора

З наведеного видно, що при програмному використанні додаткової ДХ дисперсія оцінки пеленгу набуває мінімальних значень саме на тих ділянках, де оцінка пеленгу за допомогою основної ДХ недостовірна або неможлива. Це у свою чергу свідчить про доцільність використання значень $U_T(\beta)$ і $U^\nabla(\beta)$, як показників надійності відліків пеленгу, отриманих

на певних ділянках ДХ точного тракту, з подальшим програмним вибором з них більш достовірного значення β_T^* .

Крім того, необхідно відмітити, що завдяки програмному використанню додаткової оберненої ДХ та вибору точних оцінок пеленгу з мінімальною дисперсією, результуюча дисперсія у тракті точного пеленгування набуває більш гладкого характеру і величин, близьких до мінімальних значень.

Висновки

1. Завдання вимірювання параметрів джерел радіовипромінювань є задачею оцінювання параметрів розподілу щільності імовірності за даними вибірки вхідної випадкової статистики.

2. При радіомоніторингу, що відбувається в умовах часткової або повної невизначеності, отримуються не значення параметрів вхідних сигналів, а їх оцінки, які повинні задовольняти умовам Крамера-Рао і бути незміщеними, ефективними та оптимальними.

3. Незміщеність, ефективність та оптимальність оцінок повинна оцінюватися за величинами математичного сподівання і дисперсії параметрів джерел радіовипромінювань, які матимуть мінімальні значення.

4. Мінімальні значення математичного сподівання і дисперсії параметрів джерел радіовипромінювань можна отримати тільки при коректному опису внутрішніх параметрів пристроїв радіомоніторингу. В багатьох випадках лінійна апроксимація внутрішніх параметрів призводить до великих похибок вимірювання і втрати незміщеності, ефективності та оптимальності статистичних оцінок сигналів.

5. Наведений підхід до аналізу статистичних оцінок параметрів, які підлягають апроксимації з використанням їх розкладу в ряд Тейлора, дає можливість підвищити точність визначення математичного сподівання і дисперсії оцінок. Його застосування, що розглянуто на прикладі пеленгування джерел радіовипромінювань моноімпульсними пеленгаторами,

може забезпечити програмну мінімізацію математичного сподівання і дисперсії апаратно отриманих оцінок та бути поширено на визначення цілого ряду енергетичних, частотно-часових і просторових оцінок параметрів будь-якої радіотехнічної системи.

Список літератури

1. Радзиевский, В.Г. Теоретические основы радиоэлектронной разведки / В.Г. Радзиевский, А.А. Сирота. – М.: Радиотехника, 2004. – 432 с.
2. Рембовский, А.М. Радиомониторинг: задачи, методы, средства / А.М. Рембовский, А.В. Ашимхин, В.А. Козьмин; Под ред. А.М. Рембовского. – М.: Горячая линия – Телеком, 2006. – 492 с.
3. Ільницький, А.І. Статистичні характеристики інформаційних ознак джерел випромінювання при радіомоніторингу телекомунікаційних мереж / А.І. Ільницький, О.І. Бурба, О.О. Пасічник // Управляющие системы и машины. - 2016. - № 6. - С. 48-58.
4. Галкин, В.А. Основы программируемого конфигурируемого радио / В.А. Галкин – М.: Горячая линия – Телеком, 2015. – 375 с.
5. Войтко, В.В. Спосіб двоканального фазового моноімпульсного пеленгування джерел радіовипромінювання станціями радіомоніторингу / В.В. Войтко, А.І. Ільницький, А.А. Казаров // Деклараційний патент № 107503 на корисну модель U 2015 12210 – Бюл.№11, 10.06.2016.
6. Войтко, В.В. Пристрій двоканального однобазового моноімпульсного вимірювання пеленгу на джерело радіовипромінювання станціями радіомоніторингу на несучій частоті вхідних сигналів / В.В. Войтко, А.І. Ільницький, А.А. Казаров // Деклараційний патент № 122275 на корисну модель U 2017 08068 – Бюл.№24, 26.12.2017.
7. Родс, Д.Р. Введение в моноимпульсную радиолокацию / Пер. с англ. Б.М.Герасимова, Под ред. Л.Д. Бахраха. – М.: Сов.радио, 1960 – 160 с.
8. Леонов, А.И. Моноимпульсная радиолокация / А.И.Леонов, К.И.Фомичев – М.: Сов. радио, 1970.-392 с.
9. Денисов, В.П. Фазовые радиопеленгаторы: Монография / В.П. Денисов – Томск: Томский гос. ун-т систем управления и радиоэлектроники, 2002. – 251 с.

Надійшла до редколегії 26.02.2018

Рецензент: д-р техн. наук, проф. К.С. Козелкова, Державний університет телекомунікацій, Київ.

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ НЕСМЕЩЕННОСТИ И ЭФФЕКТИВНОСТИ ПАРАМЕТРОВ ИСТОЧНИКОВ ИЗЛУЧЕНИЯ ПРИ РАДИОМОНИТОРИНГЕ ТЕЛЕКОМУНИКАЦИОННЫХ СЕТЕЙ И СИСТЕМ

А.И. Ильницкий, О.И. Бурба

Статья посвящена рассмотрению особенностей получения статистических оценок параметров источников радиозлучения и характеристик их несмещенности, эффективности и оптимальности в процессе ведения радиомониторинга с моноимпульсным определением относительного пеленга радиотехнических элементов телекоммуникационных систем.

Ключевые слова: статистические оценки, точность пеленгования, источник радиозлучения, радиомониторинг, моноимпульсное пеленгование, телекоммуникационные системы, несмещенность, эффективность, оптимальность.

STATISTICAL ESTIMATIONS OF THE NON-DISPLACEMENT AND EFFICIENCY OF EMISSIONS SOURCE PARAMETERS AT RADIONITORING OF TELECOMMUNICATION NETWORKS AND SYSTEMS

A.I. Ilnitskiy, O.I. Burba

The article is devoted to the consideration of the features of obtaining statistical estimates of the parameters of radio emission sources and the characteristics of their non-displacement, efficiency and optimality in the process of radiomonitoring with a monopulse determination of the relative bearing of radio engineering elements of telecommunication systems.

Keywords: statistical estimation, accuracy of direction finding, source of radio emissions, radio monitoring, monopulse direction finding, telecommunication systems, non-displacement, efficiency, optimality.