

**ДОВІРЧА ІМОВІРНІСТЬ І ДОВІРЧИЙ ІНТЕРВАЛ СТАТИСТИЧНИХ ОЦІНОК
ПАРАМЕТРІВ ДЖЕРЕЛ РАДІОВИПРОМІНЮВАННЯ ПРИ РАДІОМОНІТОРИНГУ
ТЕЛЕКОМУНІКАЦІЙНИХ МЕРЕЖ**

ІЛЬНИЦЬКИЙ А.І.¹, БУРБА О.І.²

¹Науково-дослідний інститут телекомунікацій НТУУ «КПІ»,
пров. Індустріальний, 2, Київ, 03056, Україна
anatolii.ilnytskyi@gmail.com

²Військова частина А1906,
вул. Мельникова, 81, Київ, 04050, Україна
oleg_burba@ukr.net

**ДОВЕРИТЕЛЬНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ И ДОВЕРИТЕЛЬНЫЙ ИНТЕРВАЛ
СТАТИСТИЧЕСКИХ ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ ИСТОЧНИКОВ РАДИОИЗЛУЧЕНИЯ
ПРИ РАДИОМОНИТОРИНГЕ ТЕЛЕКОММУНИКАЦИОННЫХ СЕТЕЙ**

ИЛЬНИЦКИЙ А.И.¹, БУРБА О.И.²

¹Научно-исследовательский институт телекоммуникаций НТУУ «КПИ»,
пер. Индустриальный, 2, Киев, 03056, Украина
anatolii.ilnytskyi@gmail.com

²Воинская часть А1906,
ул. Мельникова, 81, Киев, 04050, Украина
oleg_burba@ukr.net

**TRUST PROBABILITY AND TRUST INTERVAL OF STATISTICAL ESTIMATES
OF PARAMETERS OF RADIO RADIATION SOURCES AT RADIO MONITORING
TELECOMMUNICATION NETWORKS**

ILNITSKIY A.I., BURBA O.I. 2

¹Research Institute of Telecommunications, NTUU "KPI",
Industrialny lane, 2, Kiev, 03056, Ukraine
anatolii.ilnytskyi@gmail.com

²Military unit A1906,
Melnikova st., 81, Kyiv, 04050, Ukraine,
oleg_burba@ukr.net

Анотація. Розглянуті особливості визначення довірчої імовірності при вимірюванні параметрів джерел радіовипромінювань і довірчого інтервалу їх статистичних оцінок у процесі ведення радіомоніторингу телекомунікаційних мереж.

Ключові слова: метод максимальної правдоподібності, довірчий інтервал, довірна імовірність, незміщена оцінка, параметр, сигнал, джерело радіовипромінювання, радіомоніторинг.

Аннотация. Рассмотрены особенности определения доверительной вероятности при измерении параметров источников радиоизлучений и доверительного интервала их статистических оценок в процессе ведения радиомониторинга телекоммуникационных сетей.

Ключевые слова: метод максимального правдоподобия, доверительный интервал, доверительная вероятность, несмещённая оценка, параметр, сигнал, источник радиоизлучения, радиомониторинг.

Abstract. The features of determining the trust probability in measuring the parameters of radio emission sources and the trust interval of their statistical estimates in the process of radio monitoring in telecommunication networks.

Keywords: maximum likelihood method, confidence interval, confidence probability, unmatched estimation, parameter, signal, radio emission source, radio monitoring.

ВСТУП

У процесі ведення радіомоніторингу (РМ) телекомунікаційних мереж (ТКМ), їх ідентифікації, визначення технічних характеристик і фазового стану (їх цінності, ступеня загрози або безпеки) одним із завдань є їх класифікація й розпізнавання [1–3]. Як викладено в [2, 3], найбільш ефективно воно може бути вирішено на основі положень, методик і алгоритмів, що реалізують статистичні методи обробки, де під класифікацією розуміють поділ всієї множини об'єктів і джерел на неперетинні класи, а під розпізнаванням – віднесення досліджуваного об'єкта до того чи іншого класу. При цьому використовується відомий набір інформаційних ознак (ІО): технічних; групових та індивідуальних; статичних і динамічних; кількісних або якісних та ін.

Ефективність процесів розпізнавання при використанні статистичних підходів вимагає максимально можливої кількості радіотехнічних ІО, що надають практично повну характеристику об'єкта РМ: діапазон робочих радіочастот, види модуляції, структуру сигналів та їх параметри (амплітудні, частотні, фазові, часові), потужність каналів, режими роботи, кількість абонентів, тощо. Тобто, має бути сформований повний опис об'єкта максимально можливим набором ІО, що дає можливість з високою імовірністю здійснити розпізнавання об'єкта й визначити його фазовий стан. При цьому розпізнавання і класифікація джерел радіовипромінювання (ДРВП), а також визначення їх місцеположення (пеленгування) завжди вирішується в умовах часткової або повної невизначеності параметрів вхідних сигналів відомими статистичними методами - порівняння з еталоном, дихотомії, структурно-системним та сигнатурно-системним методами тощо [3].

Слід зазначити, що незалежно від обраного методу, процеси розпізнавання й класифікації засновані на визначенні інформаційних ознак ДРВП – кількісних та якісних, належності і фазового стану тощо. Тобто засобами РМ визначаються параметри сигналів радіовипромінювань, наприклад, носійна частота, тривалість, період або частота повторення, ширина спектра сигналу, девіація частоти, пеленг на джерело тощо. При цьому слід звернути особливу увагу, що у результаті РМ отримуються не значення параметрів вхідних сигналів, а їх оцінки, які повинні задовольняти умовам Крамера-Рао і бути незміщеними, ефективними та оптимальними [6–8].

Результати аналізу відомих літературних джерел цієї предметної області і досвід проведення науково-дослідних робіт показують, що вирішення наведеного завдання практично у 100% випадків здійснюється при таких припущеннях та початкових умовах [4, 5]:

- обсяг статистичної вибірки оцінок параметрів вхідних сигналів достатньо великий (від 100 відліків і більш);
- щільність розподілу отриманих оцінок описується нормальним законом (законом Гаусса);
- довірчий інтервал вимірювання обирають величиною «три сигма»;
- потрібна ймовірність правильного розпізнавання джерел і об'єктів достатньо висока ($P_{\Pi} \geq 0,8$ – задається замовником-споживачем).

Також вважають, що при вирішенні наведених завдань найбільш ефективним є використання методу максимальної правдоподібності, що не викликає ніяких сумнівів.

Однак, практика РМ свідчить, що інформація спостереження повинна отримуватися у масштабі часу, наближеного до реального, тобто з максимальною швидкістю і мінімальними часовими втратами; точність визначення оцінок параметрів ДРВП та їх пеленгів повинна бути максимальною; ймовірність розпізнавання і класифікації джерел та об'єктів – не менш заданої.

Тобто, перелічені вимоги і наведені вище припущення свідчать, що при РМ має місце проблемна ситуація, яка обумовлена існуючою суперечністю між сучасним станом засобів

моніторингу і вимогами до забезпечення високої швидкодії, точності і достовірності у процесі отримання відомостей, даних та інформації.

Для розв'язання висвітленої проблемної ситуації потрібно з'ясувати таке:

- яким повинен бути статистичний обсяг вибірки при максимальній швидкодії вимірювання параметрів ДРВП (тобто при отриманні оцінок параметрів вхідних сигналів на проході) та забезпечення нормального (гаусівського) закону розподілу;
- якої величини обирати довірчий інтервал для забезпечення високої точності вимірювання параметрів при заданому, достатньо великому значенні ймовірності правильного розпізнавання;
- у яких співвідношеннях повинні бути показники швидкодії, величина статистичного обсягу вибірки, точності та ймовірності для забезпечення мінімальних інформаційних втрат при РМ.

АНАЛІЗ ОСТАННІХ ДОСЛІДЖЕНЬ І ПУБЛІКАЦІЙ

У відомих наукових джерелах з питань статистичної обробки результатів вимірювання параметрів [6–8] зазначено, що для отримання незміщених, ефективних і оптимальних оцінок з високою ймовірністю ($P = 0,99$) величина довірчого інтервалу повинна складати значення «три сигма». Однак, в умовах ведення РМ при забезпеченні високої точності вимірювання параметрів ДРВП межі інтервалу 3σ , до якого потрапляють виміряні оцінки, стають надто великими, що призводить до появи значних похибок вимірювання, а отримані оцінки втрачають властивості незміщеності, ефективності і оптимальності. З іншого боку, для збільшення точності вимірювання параметрів довірчий інтервал необхідно зменшити до значення 1σ , однак при цьому довірна ймовірність падає до величини $P = 0,68$.

На підставі наведеного **метою і основним змістом статті** є висвітлення особливостей визначення довірчої ймовірності при вимірюванні параметрів джерел радіовипромінювань і довірчого інтервалу їх незміщених оцінок у процесі ведення радіомоніторингу джерел радіовипромінювання телекомунікаційних мереж.

ВИКЛАД ОСНОВНОГО МАТЕРІАЛУ ДОСЛІДЖЕННЯ

Сигнали на вході радіоприймальних пристроїв засобів РМ можна надати у вигляді функції часу [4, 5], яка залежить від низки параметрів $S(t, \alpha)$, де вектор параметрів $\alpha^T = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$ може мати як корисні (час затримки, носійна частота, початкова фаза, доплерівський зсув, кутова координата тощо), так і завадові складові. Тобто на вході завжди спостерігається суміш корисного сигналу і завади (випадковий процес):

$$x(t) = S(t, \alpha) + n(t). \quad (1)$$

Якщо вибірки випадкового процесу x_1, x_2, \dots, x_n розглядають в моменти часу t_1, t_2, \dots, t_n , то такий опис визначає багатомірну щільність ймовірності $W(X, \alpha)$ вектора $X^T = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ параметра α . Тобто завдання визначення вектора параметрів α є задачею оцінювання параметрів розподілу щільності ймовірності $W(X, \alpha)$ за даними $X^T = (x_1, x_2, \dots, x_n)$.

Для оцінювання параметрів α спостерігач має тільки вибірку X з реалізації $x(t)$, тому оцінка $\alpha^* = f(X)$, а функція f визначає вирішальне правило (алгоритм) оцінювання. Завдання ж пошуку функції $f(X)$ за умовою, що щільність розподілу $W(X, \alpha)$ відома, є основним в теорії оцінювання параметрів сигналів ДРВП. Тобто щільність ймовірності оцінки може бути отримана шляхом такого функціонального перетворення:

$$W(X, \alpha) \xrightarrow{\alpha=f(X)} W(\alpha^*/\alpha). \quad (2)$$

Для кількісної характеристики якості оцінювання використовують математичне очікування E та дисперсію D :

$$E = \int_{-\infty}^{\infty} \alpha^* W(\alpha^*/\alpha) d\alpha, \quad D = \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha^* - E)^2 W(\alpha^*/\alpha) d\alpha = \sigma^2. \quad (3)$$

Як було зазначено, внаслідок того, що вирішення завдань РМ відбувається в умовах часткової або повної невизначеності параметрів сигналів ДРВП, використовують методи статистичного оцінювання невідомих параметрів, найефективнішим з яких вважається метод максимальної правдоподібності [4,5]. Його сутність полягає у тому, що спостерігач задається законом розподілу імовірності випадкової величини, наприклад нормальним

$$W(x/\alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(x-\alpha)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (4)$$

і шляхом його логарифмування шукають максимальне значення логарифмічної функції правдоподібності:

$$\ln W(x/\alpha) = -\ln \sqrt{2\pi\sigma^2} - \frac{(x-\alpha)^2}{2\sigma^2}. \quad (5)$$

Як видно, в отриманому виразі (5) перша складова від параметрів сигналу не залежить та її в подальшому можна не враховувати. Тоді (5) можна розглядати в такому вигляді:

$$\ln W(x/\alpha) = -\frac{(x-\alpha)^2}{2\sigma^2} = \ln L_x(\alpha). \quad (6)$$

Якщо для спрощення подальшого аналізу покласти $\sigma^2 = 1$, то вираз (6) описує параболу з її максимальним значенням при $\alpha = x$ (рис. 1).

Оскільки розглядається нормальний закон розподілення випадкової величини параметра α , то при обраному значенні довірчого інтервалу 1σ , довірна імовірність $P(|x-\alpha| \leq \sigma) = 0,68$. Це добре видно з рис. 1 (крива 1) – це відрізок АВ на рівні $\ln L_x(\alpha) = -0,5$ [7–9]. Якщо збільшити величину довірчого інтервалу до 2σ , то довірна ймовірність буде збільшена до величини $P = 0,95$, а при 3σ ця імовірність досягне значення $P = 0,998$.

Як видно з рис. 1, у якості оціночного значення параметра α треба обирати значення $x(\alpha^* = x)$, яке є серединою довірчого інтервалу, що відповідає максимуму функції правдоподібності. Тобто для підвищення точності вимірювання параметрів величину довірчого інтервалу треба зменшувати, однак при цьому значення відповідної імовірності буде зменшуватись, а саме: максимальна величина $P = 0,998$ досягається на інтервалі 3σ (з достатньо великими похибками вимірювання), а при обраному інтервалі величиною 1σ (з високою точністю вимірювання) ця імовірність складатиме величину $P = 0,68$. В цьому полягає одне з основних суперечностей процесу вимірювання в умовах часткової або повної невизначеності параметрів сигналів ДРВП засобами РМ.

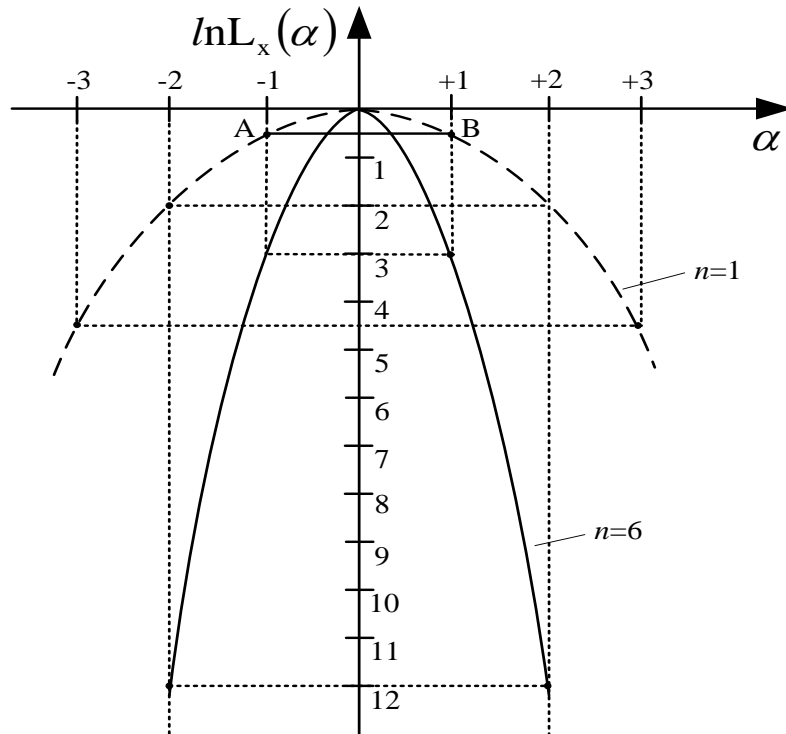


Рисунок 1 – Загальний вигляд логарифмічної функції правдоподібності

Одним з шляхів подолання цієї суперечності є збільшення об'єму статистичної вибірки вимірювання. Якщо часовий інтервал вибірових значень більше інтервалу шумового процесу, то компоненти вектора $X^T = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ статистично незалежні (кількість n визначає об'єм вибірки). Тоді умовна щільність імовірності вибірових даних буде визначатися за таким виразом [9]:

$$W(x/\alpha) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi\sigma^2})^n} \exp\left[-\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \alpha)^2}{2\sigma^2}\right]. \quad (7)$$

Як і раніше припустимо, що $\sigma^2 = 1$, тоді

$$W(x/\alpha) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^n} \exp\left[-\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \alpha)^2}{2}\right]. \quad (8)$$

Позначимо вибірове середнє значення $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$, і після перетворень та логарифмування отримуємо логарифмічну функцію правдоподібності з об'ємом вибірки n :

$$\ln L_x(\alpha) = -\frac{n}{2}(\alpha - \bar{x})^2. \quad (9)$$

Аналіз отриманої залежності (9) свідчить, що це є також парабола з максимальним значенням при $\alpha = \bar{x}$ (рис. 1, крива 2), яка у порівнянні з кривою 1 спадає значно швидше при відхиленні від \bar{x} . Відрізок на рівні $\ln L_x(\alpha) = -0,5$, як і у попередньому випадку, характеризує довірчий інтервал для довірчої імовірності $P = 0,68$. При $\sigma^2 \neq 1$ величина цього інтервалу зменшується і дорівнює такому значенню [7]:

$$\bar{x} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \alpha \leq \bar{x} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}.$$

Це свідчить про те, що зі збільшенням об'єму вибірки вибіркове середнє тісніше групується біля істинного значення параметра α за рахунок загострення функції правдоподібності. Оскільки вибіркове значення має таке ж середнє значення, як і середнє значення самого розподілення, то оцінка $\alpha^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ буде незміщеною.

Отже, застосування метода пошуку оцінок максимальної правдоподібності полягає у такому:

- вибірка спостереження $X^T = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ підставляється до виразу умовної щільності імовірності $W(X/\alpha)$;
- після підстановки $W(X/\alpha)$ розглядається як функція параметра α і застосовується логарифмічна функція правдоподібності $\ln L_x(\alpha)$ з об'ємом вибірки n ;
- визначається значення параметра α , при якому функція правдоподібності $\ln L_x(\alpha)$ досягає максимуму;
- це значення параметра α вважається його оцінкою:

$$\begin{aligned} \max L_x(\alpha) & \quad \text{при } \alpha^* = \alpha_{МП}; \\ \frac{d \ln L_x(\alpha)}{d\alpha} = 0 & \quad \text{при } \alpha = \alpha^*. \end{aligned} \tag{10}$$

У іншій формі наведені співвідношення можна надати з використанням такого опису відношення правдоподібності:

$$\begin{aligned} \lambda_x(\alpha) &= W(X/\alpha)/W(X/0); \\ \frac{d\lambda_x(\alpha)}{d\alpha} &= 0 \quad \text{при } \alpha = \alpha^*. \end{aligned} \tag{11}$$

Якщо умовна щільність імовірності $W(X/\alpha)$ залежить від вектора параметрів $\alpha^T = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)$, то оцінки компонент вектора визначають з системи рівнянь:

$$\frac{d \ln L_x(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)}{d\alpha_i} = 0 \quad \text{при } \alpha_i = \alpha_i^*, \quad i = 1, 2, \dots, k. \tag{12}$$

В [7, 8] наведено, що при великому об'ємі вибірки дисперсія оцінки максимальної правдоподібності може бути визначена за таким виразом:

$$\sigma_\alpha^2 = M \left[- \frac{d^2 \ln \lambda_x(\alpha)}{d\alpha^2} \right], \tag{13}$$

де M – оператор математичного очікування усередненого розподілення $W(X/\alpha)$.

Друга похідна виразу (13) визначає «гостроту» максимуму функції правдоподібності. Чим гостріше максимум функції, тим менша величина дисперсії, більша точність вимірювання. В [7] також показано, що наведене співвідношення достатньо точно визначає дисперсію оцінки і при малих об'ємах статистичної вибірки параметрів, однак таке твердження є спірним.

Розглянемо ще один підхід до побудови довірчого інтервалу I_β , що відповідає довірчій імовірності β , для математичного очікування величини x при таких обмеженнях і початкових

умовах (тут і далі для зручності і розуміння використано позначення величин як і у [9]): об'єм статистичної вибірки n достатній; закон розподілення випадкової величини x_i та m^* – нормальний; математичне очікування m та дисперсія D/n відомі. Потрібно знайти таку величину ε_β , для якої

$$P(|m^* - m| < \varepsilon_\beta) = \beta. \quad (14)$$

Застосовуючи відому [9] табульовану нормальну функцію розподілення

$$\Phi^*(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt; \quad t = \frac{x-m}{\sigma},$$

вираз (14) можна надати у такому вигляді:

$$P(|m^* - m| < \varepsilon_\beta) = 2\Phi\left(\frac{\varepsilon_\beta}{\sigma^*}\right) - 1. \quad (15)$$

Тоді рішення рівняння (15) визначає величину ε_β :

$$\varepsilon_\beta = \sigma^* \arg \Phi^*\left(\frac{1+\beta}{2}\right), \quad (16)$$

де $\arg \Phi^*(x)$ – зворотня функція $\Phi^*(x)$; $\sigma^* = \sqrt{D/n}$.

Таким чином, довірчий інтервал буде дорівнювати:

$$I_\beta = (m^* - \varepsilon_\beta; m^* + \varepsilon_\beta). \quad (17)$$

Слід звернути увагу, що обчислення ε_β зручніше проводити з використанням таблиць [9], де використовується допоміжна величина

$$t_\beta = \arg \Phi^*\left(\frac{1+\beta}{2}\right). \quad (18)$$

При цьому довірчий інтервал визначається у такому вигляді:

$$I_\beta = (m^* - t_\beta \sigma^*; m^* + t_\beta \sigma^*). \quad (19)$$

Для довідки: у табл. 1 наведені значення параметра t_β від величини об'єму вибірки n для довірчих ймовірностей $\beta = (0,5 \dots 0,98)$, які найчастіше використовують на практиці при дослідженнях, розрахунках і оцінюванні [8,10].

Таблиця 1 – Значення параметра t_β від величини об'єму вибірки n для довірчих ймовірностей $\beta = (0,5 \dots 0,98)$

Імовірність β	Значення параметра t_β						
	0,5	0,6	0,68	0,7	0,8	0,9	0,98
$n = 20$	0,687	0,86	0,96	1,064	1,325	1,725	2,53
$n \geq 120$	0,674	0,842	0,939	1,036	1,282	1,645	2,33

З урахуванням наведеного розглянемо практичний приклад визначення довірчого інтервалу при заданій імовірності під час вирішення завдань оцінювання параметрів сигналів ДРВП засобами РМ, наприклад, вимірювання носійної частоти $f = 300$ МГц простого радіосигналу з імовірністю $\beta = 0,8$ і відносною апаратурною точністю $\delta f = 10\%$ [10].

Припустимо, що в результаті вимірювань отримано вибірку об'ємом $n = 20$ (табл. 2).

Таблиця 2 – Вибірка $n = 20$

i	f_i	i	f_i	i	f_i	i	f_i
1	330	6	315	11	297	16	282
2	327	7	312	12	294	17	279
3	324	8	309	13	291	18	276
4	321	9	306	14	288	19	273
5	318	10	303	15	285	20	270

Для зручності позначимо вимірювані значення частот як $f_i = x_i$ і обчислимо математичне очікування параметра вимірювання:

$$m^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} x_i = 299,8 \text{ [МГц]}.$$

Оберемо довільну початкову точку відліку $x = 315$ МГц. Тоді величина дисперсії буде обчислена за таким виразом:

$$D^* = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{20} x_i^2 - (m^* - x)^2 \right] \frac{n}{n-1} = 90329,8.$$

Середньоквадратичне відхилення цієї величини дорівнюватиме значенню $\sigma_m = \sqrt{D^*/n} = 68,7$, яке суттєво залежить від n .

Для визначення величини ε_β за виразами (16, 17, 18) необхідно мати величину зворотної функції $\arg \Phi^*(x)$, яку можна отримати з таблиці [9], та визначити допоміжну величину t_β , яка для $n=20$ і заданої імовірності $\beta=0,8$ дорівнює $t_\beta=1,325$ (табл. 2). Тоді $\varepsilon_\beta = t_\beta \sigma_m = 91$ МГц.

Таким чином, межі довірчого інтервалу будуть мати такі значення:

$$m_1 = m^* - \varepsilon_\beta = 299,8 - 91 = 208,8 \text{ МГц};$$

$$m_2 = m^* + \varepsilon_\beta = 299,8 + 91 = 390,8 \text{ МГц}.$$

Проведені розрахунки при таких самих початкових умовах і обмеженнях, але з оберненою відносною апаратною точністю вимірювання $\delta f = 5\%$ показують, що збільшення точності у 2 рази на величину довірчого інтервалу впливає незначно:

$$m_1 = m^* - \varepsilon_\beta = 213,94 \text{ МГц};$$

$$m_2 = m^* + \varepsilon_\beta = 386,04 \text{ МГц}.$$

Якщо обрати величину $\sigma^2 = 1$ (з мінімальними похибками), для якої апріорі відомо [9], що $\beta = 0,68$, то при $n = 20$ величина $t_\beta = 0,96$, а значення $\varepsilon_\beta = t_\beta \sigma_m = 0,96$ МГц. Тоді межі довірчого інтервалу будуть мати такі значення:

$$m_1 = m^* - \varepsilon_\beta = 299,8 - 0,96 = 298,84 \text{ МГц};$$

$$m_2 = m^* + \varepsilon_\beta = 299,8 + 0,96 = 300,76 \text{ МГц},$$

які свідчать про те, що отримані оцінки є асимптотичне незміщеними.

Отже, обидва розглянуті підходи дають можливість достатньо просто визначити межі довірчого інтервалу вимірюваних параметрів ДРВП при заданій величині імовірності. Але в обох випадках результат обчислення завжди буде залежати від величини об'єму вибірки n .

Тобто виникає питання: з якими об'ємами вибірок повинні працювати засоби РМ при вимірюванні параметрів сигналів ДРВП з високою точністю і заданою імовірністю.

Для отримання відповіді на це питання розглянемо простий практичний приклад розрахунку об'єму статистичної вибірки повільного параметра джерела радіовипромінювань (РЛС середньої дальності визначення цілей) залежно від режиму її роботи з такими початковими даними і обмеженнями [10]: швидкість обертання антенної системи ДРВП (V_A) 4 об/хв; 6 об/хв; частота повторення зондувальних сигналів (F_{Π}): 200 Гц; 400 Гц (рідкий та частий запуск передатчика); період повторення зондувальних сигналів (T_{Π}): $5 \cdot 10^{-3}$ с; $2,5 \cdot 10^{-3}$ с; ширина діаграми спрямованості антенної системи ($2\theta_A$): 1^0 ; 2^0 ; 3^0 ; тривалість імпульсів зондувальних сигналів (τ_c), носійна частота (f_n), період повторення (T_{Π}) – величини постійні (стаціонарний випадковий процес).

При відомій швидкості обертання антенної системи джерела випромінювання $V_A = 4$ об/хв. = 24 град/с, або $V_A = 6$ об/хв. = 36 град/с час перебування t_A зондувального сигналу у межах ширини діаграми спрямованості $2\theta_A = 1^0$; 2^0 ; 3^0 буде дорівнювати $t_A = 2\theta_A / V_A$. Тоді кількість імпульсів n за час t_A визначатиметься частотою повторення F_{Π} , (періодом повторення зондувальних сигналів T_{Π}) джерела розвідки $n = t_A \cdot F_{\Pi} = t_A / T_{\Pi}$ у рідкому та частому режимах запуску відповідно.

Арифметичні розрахунки дали можливість отримати шукані числові дані, що наведені у табл. 3 і 4, з яких видно, що об'єм статистичної вибірки залежно від режиму роботи джерел радіовипромінювання знаходиться у межах $n = 6-50$ одиниць.

Таблиця 3 – Об'єм статистичної вибірки n при $F_{\Pi} = 200$ Гц

Швидкість обертання антенної системи					
$V_A = 4$ об/хв (24 град/с)			$V_A = 6$ об/хв (36 град/с)		
Ширина діаграми спрямованості			Ширина діаграми спрямованості		
$2\theta_A = 3^0$	$2\theta_A = 2^0$	$2\theta_A = 1^0$	$2\theta_A = 3^0$	$2\theta_A = 2^0$	$2\theta_A = 1^0$
Об'єм статистичної вибірки ($F_{\Pi} = 200$ Гц)			Об'єм статистичної вибірки ($F_{\Pi} = 200$) Гц		
$n = 25$	$n = 16$	$n = 8$	$n = 16$	$n = 11$	$n = 6$

Таблиця 4 – Об'єм статистичної вибірки n при $F_{\Pi} = 400$ Гц

Швидкість обертання антенної системи					
$V_A = 4$ об/хв (24 град/с)			$V_A = 6$ об/хв (36 град/с)		
Ширина діаграми спрямованості			Ширина діаграми спрямованості		
$2\theta_A = 3^0$	$2\theta_A = 2^0$	$2\theta_A = 1^0$	$2\theta_A = 3^0$	$2\theta_A = 2^0$	$2\theta_A = 1^0$
Об'єм статистичної вибірки ($F_{\Pi} = 400$ Гц)			Об'єм статистичної вибірки ($F_{\Pi} = 400$ Гц)		
$n = 50$	$n = 32$	$n = 16$	$n = 32$	$n = 22$	$n = 12$

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, використання методу максимальної правдоподібності забезпечує вибір величини довірчого інтервалу при заданому значенні імовірності та отримання незміщених і ефективних оцінок параметрів вхідних сигналів.

3. Вибір величини довірчого інтервалу при заданому значенні імовірності відбувається в умовах суперечності, сутність якої полягає в тому, що для підвищення точності вимірювання параметрів величину довірчого інтервалу треба зменшувати, однак при цьому значення відповідної імовірності також буде зменшуватись. Величина $P = 0,998$ досягається на інтервалі 3σ (з достатньо великими похибками вимірювання), а при обраному інтервалі величиною 1σ (з високою точністю вимірювання) ця імовірність складатиме величину $P = 0,68$.

4. Одним з шляхів подолання наведеної суперечності є збільшення об'єму статистичної вибірки вимірювання. Проведені розрахунки показали, що на практиці об'єм статистичної вибірки залежно від режиму роботи джерел радіовипромінювання знаходиться у межах $n = 6 - 50$ одиниць, що необхідно враховувати при аналізі достатності об'ємів вибірки.

5. Аналіз наведених результатів і числових розрахунків свідчать, що вирішення завдання вибору максимального значення імовірності при забезпеченні мінімальних похибок вимірювання – це складне та суперечливе завдання, особливості якого повинні враховувати як замовники наукової продукції, так і її виконавці.

ЛІТЕРАТУРА

1. 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.
2. Радзиевский В.Г. Теоретические основы радиоэлектронной разведки. / В.Г. Радзиевский, А.А. Сирота. – М.: Радиотехника, 2004. - 432 с.
3. Смирнов Ю.А. Радиотехническая разведка / Ю.А.Смирнов – М.: Воениздат., 2001. 456 с.
4. Радзиевский В.Г. Обработка сверхширокополосных сигналов и помех. / В.Г. Радзиевский, П.А.Трифонов. – М.: Радиотехника, 2009. – 288 с.
5. Перов А.И. Статистическая теория радиотехнических систем / Учеб. пособие для ВУЗов. / М.: Радиотехника, 2003 – 400 с.
6. Орнатский П.П. Теоретические основы информационно-измерительной техники / П.П. Орнатский.- Киев.: Вища школа, 1976. – 432 с.
7. Светозаров В.В. Основы статистической обработки результатов измерений / В.В. Светозаров.- М.: МИФИ, 2005. – 40 с.
8. Ткалич В.Л., Лобковская Р.Я. Обработка результатов технических измерений / В.Л. Ткалич, Р.Я.Лобковская. – СПб.: СПбГУ ИТМО, 2011. – 72 с
9. Вентцель Е.С. Теория вероятностей / Е.С. Вентцель.- М.: Наука, 1964.- 576 с.
10. Трухачев А.А. Радиолокационные сигналы и их применения. М.: Воениздат, 2005. – 320 с.

REFERENCES

1. Rembovsky, A.M. Radiomonitoring: tasks, methods, means. Moscow: Hot line – Telecom, 2006.
2. Radzievsky, V.G. Sirota, A.A. Theoretical foundations of radio electronic reconnaissance. Moscow: Radio Engineering, 2004.
3. Smirnov, Yu.A. Radioengineering Intelligence. Moscow: Military Publishing, 2001.
4. Radzievsky, V.G., Trifonov, P.A. Processing ultra-wideband signals and interference. Moscow: Radio Engineering, 2009.
5. Perov, A.I. Statistical theory of radio engineering systems / Proc. manual for high schools. Moscow: Radio Engineering, 2003.
6. Ornatsky, P.P. Theoretical foundations of information and measurement technology. Kiev : Vishcha school, 1976.
7. Svetozarov, V.V. Fundamentals of statistical processing of measurement results. Moscow: MIFI, 2005.
8. Tkalic, V.L., Lobkovskaya, R.Ya. Processing of technical measurement results. St. Petersburg: SPbSU ITMO, 2011.
9. Ventzel, E.S. Theory of Probability. Moscow: Nauka, 1964.
10. Trukhachev, A.A. Radar signals and their applications. Moscow: Military Publishing, 2005.