

**МЕТОДИКА ТА РЕЗУЛЬТАТИ ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИХ ДОСЛІДЖЕНЬ
ФЛУКТУАЦІЇ ФАЗИ РАДІОСИГНАЛУ,
ВІДБИТОГО ВІД ХАРАКТЕРНИХ ТОЧОК РЕЛЬЄФУ**

к.т.н. О.А. Коваль, В.І. Луценко, к.т.н. В.С. Куц, О.В. Тесленко, О.О. Голінка
(подав д.т.н., проф. В.І. Замятін)

Набув подальшого розвитку метод вимірювання флуктуації фази радіолокаційних сигналів, відбитих від характерних точок рельєфу місцевості, за межами радіогоризонту, який на відміну від відомих методів дозволяє вивчати вплив великомасштабних турбулентних утворювань тропосфери над морською поверхнею на радіолокаційний сигнал РЛС та визначати подовжні розміри вихорів турбулентності.

Вступ. Турбулентні утворення в тропосфері, як показано в [1], суттєво впливають на точність вимірювання азимута маловисотної цілі. Величина цієї азимутальної похибки, насамперед, визначається просторовими розмірами турбулентності. Одним із критерієм, за яким можна оцінити подовжні та поперечні розміри атмосферних турбулентностей на трасі локації, є флуктуації фази радіолокаційного сигналу. При цьому можуть бути використані три методи локації: радіолокація “на просвіт”, традиційна радіолокація (при якій радіопередавач та радіоприймач суміщені) та рознесена радіолокація. Як відбивачі звичайно використовують кутові відбивачі. Але при вивченні атмосферних турбулентностей над морською поверхнею на дальностях, більших за дальність прямої видимості, застосування кутових відбивачів стає неможливим. У зв’язку з цим особливу актуальність має пошук інших методів та способів вимірювання фазових флуктуацій на всій трасі локації.

Мета статті – розробка методу вимірювання флуктуації фази радіолокаційних сигналів, відбитих від характерних точок рельєфу місцевості на протилежному відносно РЛС березі моря.

З робіт [2, 3] відомо, що для компенсації азимутальної похибки, викликаній впливом великомасштабних турбулентних утворювань, необхідно знати статистичні параметри флуктуації фази радіолокаційного сигналу, який поширюється у нижніх шарах турбулентної тропосфери. Експериментальні дослідження флуктуації фази радіолокаційного сигналу, відбитого від сукупності характерних точок рельєфу протилежного берега Чорного моря, прово-

дилися на високопотенціальній РЛС дальнього виявлення 5Н86 у період з 2001 по 2003 роки і дали можливість оцінити масштаби турбулентних утворень уздовж траси локації за радіолокаційним сигналом РЛС 5Н86.

Основна частина. Турбулентний процес у тропосфері можна характеризувати різними просторовими розмірами пульсацій, які викликані дрібномасштабними та великомасштабними турбулентними утвореннями. Для отримання статистично достовірних характеристик великомасштабних вихорів час спостереження повинен перевищувати їх період пульсації не менше ніж у три рази [1]. Згідно з [2, 3] період пульсацій неоднорідностей з зовнішнім масштабом 3 ... 5 км для нижніх шарів тропосфери складає величину до 1000 с, а неоднорідностей з зовнішнім масштабом 10 ... 50 км – 0,5 ... 1,5 години, тобто безперервний сеанс спостереження повинен мати тривалість від 1,5 до 4,5 годин. Для виключення впливу дрібномасштабних неоднорідностей на точність визначення спектра великомасштабних утворень було запропоновано проводити попередню низькочастотну фільтрацію отриманої реалізації процесу флуктуації фази. Частота режекції фільтра була визначена як $F_{\text{реж}} = 0,1f_{\text{max}}$, де f_{max} – максимальна частота пульсації турбулентності, викликана дрібномасштабними утвореннями. При часовій пульсації дрібномасштабних утворень $\tau_{\ell} \approx 50$ с [3] частота режекції фільтра складала $F_{\text{реж}} \approx 0,002$ Гц. Особливістю вивчення процесу впливу великомасштабної неоднорідності на флуктуації фази відбитого радіосигналу є неможливість отримання сукупності реалізацій при тотожних зовнішніх умовах, тобто процес флуктуації фази являє собою нестационарний випадковий процес. Цей фактор не дозволяє ефективно вносити усереднення за ансамблем отриманих значень на всьому інтервалі спостереження. Тому при визначенні статистичних характеристик необхідно було проводити розподіл однієї реалізації на однакові часові інтервали обробки T_d та проводити усереднення процесу за часом у межах кожного з інтервалів обробки. Було визначено, що тренд середнього значення фази відбитого сигналу досягає величини стандартного відхилення за 2 ... 5 хвилин. Тобто для отримання достовірного середнього значення незміщеної оцінки нестационарного процесу осереднення можна проводити за ансамблем з N дискретних реалізацій протягом інтервалу обробки 15 хвилин. Середнє значення нестационарного процесу при фіксованому часі спостереження визначалось відповідно [4]:

$$\hat{\mu}_x(t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i(t), \quad (1)$$

де $x_i(t)$ – значення початкової фази відбитого сигналу i -ї реалізації ви-

бірки; N – кількість відліків процесу однієї вибірки.

Дискретність відліків процесу складала 0,1 с і була обумовлена періодом повторення зондуючих радіоімпульсів РЛС 5Н86. Таким чином, протягом 15-хвилинного інтервалу спостереження отримувалось 9000 відліків випадкового процесу флукутації фази. Значення виразу (1) співпадає з математичним сподіванням процесу x_i на інтервалі спостереження

$$\hat{\mu}_x(t) = M[x_i(t)].$$

Як показано у [5], після проведення фільтрації нестационарного процесу, для обмеженого за частотою фільтра процесу, можна провести розділення його на стаціонарну та нестационарну складові. Для виділення стаціонарного процесу та виключення впливу тренда фази на подальшу статистичну обробку прийнятої реалізації процесу, проводилось нормування випадкового процесу за нульовим математичним сподіванням

$$x_i^*(t) = x_i(t) - \hat{\mu}_x(t), \quad (2)$$

де $x_i^*(t)$ – значення вихідного випадкового процесу; $x_i(t)$ – значення вхідної реалізації випадкового процесу; $\hat{\mu}_i(t)$ – середнє значення випадкового процесу. Сформований за виразом (2) ансамбль реалізацій флукутації фази у подальшому піддавався перевірці на стаціонарність. Отримана реалізація поділялась на інтервали по 100 вибірок. Для кожного інтервалу вибірок за виразом (2) визначалось середнє значення та середнє значення квадрата, і формувались послідовності виду:

$$\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3, \dots, \bar{x}_{100}; \quad \bar{x}_1^2, \bar{x}_2^2, \bar{x}_3^2, \dots, \bar{x}_{100}^2. \quad (3)$$

Середнє значення квадрата знаходилось як

$$\bar{x}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i^*(t))^2, \quad (4)$$

де N – кількість відліків; $x_i^*(t)$ – значення перетвореного процесу.

Перевірка послідовностей середніх значень та середніх значень квадрата на наявність тренда проводилась відповідно до непараметричних методів, оскільки попередні дані про функцію розподілення вхідного процесу були відсутні. Зокрема, ми використовували для перевірки стаціонарності критерій тренда [6] з рівнем значимості $\alpha = 0,05$. Кількість інверсій спостережень (A) знаходилось як:

$$A = \sum_{i=1}^{N-1} A_i, \quad \text{де } A_i = \sum_{j=i+1}^N h_{ij}. \quad \text{Величина } h_{ij} \text{ визна-}$$

чає кількість випадків перевищення значень $x_i > x_j$ при $i < j$ та визначається з ряду вибірки x_1, x_2, \dots, x_N як $h_{ij} = 1$, при $x_i > x_j$, інших випадках – 0.

Якщо послідовність зі 100 спостережень вміщує незалежні спосте-

реження однієї й тієї ж випадкової величини, то число інверсій є випадковою величиною $A(t)$ з середнім значенням $\mu_A = N(N-1)/4$ та дисперсією $\sigma_A^2 = N(2N+5)(N-1)/72$.

Розглянувши гіпотезу про те, що сформована вибірка відліків являє собою незалежні спостереження випадкової величини $x_i^*(t)$, яка не вміщує тренда, область прийняття гіпотези визначається нерівністю

$$A_{100;1-\alpha/2} < A \leq A_{100;\alpha/2}.$$

Значення числа інверсій в отриманих реалізаціях було у межах від 2638 до 2714 (при табличних значеннях величини інверсій від 2198 до 2804 та рівні значимості 0,05), що підтвердило гіпотезу про незалежність послідовностей відліків флюктуації фази.

Отримання експериментальних даних подовжньої флюктуації фази радіосигналу, відбитого від характерних точок рельєфу протилежного берега Чорного моря, проводилось за таким алгоритмом: РЛС 5Н86 виводилась у позаштатний режим роботи з застосуванням гладкого імпульсного зондуючого радіосигналу. Проводився пошук точки максимальної потужності відбиття на визначеному азимутальному напрямку, що відповідало відбиттю радіосигналів від гірської вершини. Фаза відбитого радіосигналу визначалась за штатним алгоритмом функціонування РЛС у каналі фазотракторних накопичень за значенням кодових одиниць (к.о.). Точність вимірювання фази відповідала значенню однієї кодової одиниці каналу фазотракторних накопичень та складала $42'11''$ (1 к.о. = $2\pi/512$). Тривалість одного сеансу спостереження сягала 3 годин. Внаслідок великого розміру масиву даних, отриманих за один сеанс спостереження, об'єм штатного оперативного запам'ятовуючого пристрою ЕУМ РЛС 5Н86 був недостатнім для його збереження. Тому вихідний сигнал з каналу фазотракторних накопичень у вигляді 8-розрядного коду подавався через пристрій сполучення на додаткову ПЕОМ IBM 586. У ПЕОМ проводилась попередня фільтрація вхідного процесу реалізації фази та формування масиву відліків фази. За 3 години проведення дослідження було отримано 108000 відліків фази відбитого радіосигналу, які записувались на "жорсткий" диск ПЕОМ. З масиву реалізації формувалось "ковзаюче" вікно з 9000 відліків, яке відповідало 15-хвилинній вибірці процесу, та проводилась процедура осереднення за виразом (2). Згідно з виразом (3) проводилось нормування значення відліку фази та наступний запис його значення у масив аналізу. З метою найменшого впливу тренда фази на достовірність отримуваних статистичних характеристик стаціонарного процесу останні 3999 вимірів вхідного масиву реалізацій для подальшого статистичного аналізу не використовувались. Сформований масив $x_i^*(t)$ відліків флюктуації фази піддавався статистичному аналізу за допомогою пакета програм статистичної обробки S-

Plus 2000 на ПЕОМ. Використання досить великого розміру "ковзного" вікна (9000 реалізацій) дало можливість також виключити вплив нестабільності роботи приймальної апаратури РЛС на точність визначення флюктуації фази.

Дослідження за даною методикою проводились протягом трьох діб з 9 до 12 годин, коли відбувається найбільша зміна структури нижніх шарів тропосфери [1, 4]. З метою визначення впливу сезонних умов на характер турбулентних утворювань в акваторії Чорного моря вимірювання флюктуації фази впродовж трьох діб проводились у різних сезонних умовах: на початку травня, у липні та жовтні 2002 і 2003 років.

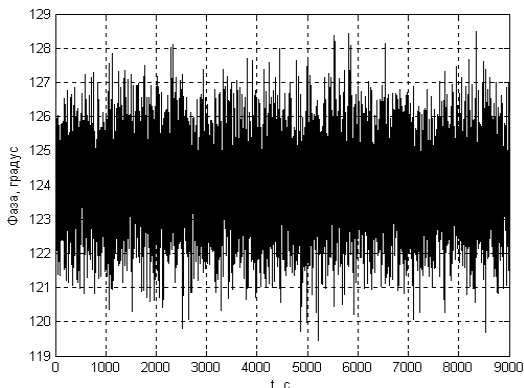


Рис. 1. Реалізації флюктуації фази на азимутальному напрямку 172° (липень 2003 р.)

15 хвилин спостереження, наведена на рис. 1. Значення середнього квадратичного відхилення флюктуації фази $\sigma_{\Delta\phi}$ та дисперсії $\sigma_{\Delta\phi}^2$ при довжині

вибірки $N = 9000$ реалізацій визначались як $\sigma_{\Delta\phi} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (x_i^*)^2}{N-1}}$, де N – кількість відліків (наведені у табл. 1).

ції фази впродовж трьох діб проводились у різних сезонних умовах: на початку травня, у липні та жовтні 2002 і 2003 років. Для підвищення достовірності експерименту спостереження проводились на одному азимутальному напрямку 172°, де були зафіксовані найбільші похибки вимірювання азимута. Реалізація флюктуації фази, отримана у липні 2002 року протягом

Таблиця 1

Сезонна залежність статистичних характеристик флюктуації фази на азимутальному напрямку 172°

Статистичний параметр	Термін проведення вимірювань					
	Травень		Липень		Жовтень	
	2002 р.	2003 р.	2002 р.	2003 р.	2002 р.	2003 р.
$\sigma_{\Delta\phi}$, градус	0,5	0,8	2,5	3	1,5	1,6
$\sigma_{\Delta\phi}^2$, градус ²	0,3	0,4	1,2	1,4	0,8	0,8

Щільність розподілення флюктуації фази оцінювалась за гістограмами. Розбиття вибірки на число розрядів проводилось згідно з методикою, ви-

кладеною у [7], при рівні значимості $\alpha = 0,01$ та числі розрядів $k = 43$. Для спрощення аналізу розміри вибірки були вибрані однакові та склали 50' за фазою. Гістограма розподілення флуктуації фази, яка отримана у липні 2002 року, наведена на рис. 2. Проводячи аналіз отриманих гістограм, була висунута гіпотеза про нормальність розподілення функції щільності імовірності процесу флуктуації фази. Перевірка цієї гіпотези проводилась за допомогою непараметричного критерію згоди хі-квадрат. Припустимо, що, відповідно до гіпотези, величині $x^*(t)$ відповідає щільність розподілення $p(x) = p_0(x)$. Після групування значень вибірки у k класах та обчислення очікуваних у кожному класі частот спостереження f_i , тобто числа спостережень значення в i -му класі, з урахуванням функції $p(x) = p_0(x)$, згідно з [5], знаходимо вибіркову статистику

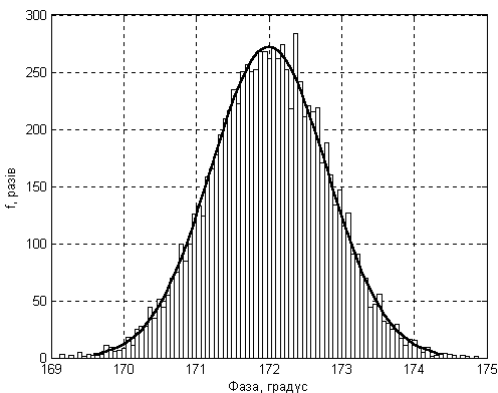


Рис. 2. Розподілення флуктуації фази на азимутальному напрямку 172° (липень 2003 р.)

$$X^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - F_i)^2}{F_i}, \quad (5)$$

де F_i – очікувана частота спостережень розподілення $x^*(t)$ в i -му класі.

Оскільки будь-яке відхилення $p(x)$ від $p_0(x)$ збільшує значення X^2 , то було використано односторонній (з правого боку) критерій. Область прийняття гіпотези при цьому визначалося нерівністю

$$X^2 \leq \chi^2_{n;\alpha}, \quad (6)$$

де χ^2 – χ -розподілення з n ступенями свободи; α – рівень значимості, який визначає вірогідність допуску похибки першого роду.

Кількість ступенів свободи при перевірці нормальності розподілення складала $n = k - 3 = 40$. Значення функції $\chi^2_{n;\alpha}$ при заданих n та α табульовані [5]. Якщо вибіркове значення суми X^2 , знайдене за виразом (5), більше $\chi^2_{n;\alpha}$, то гіпотеза $p(x) = p_0(x)$ відхилялася при рівні значимості α , у протилежному значенні гіпотеза приймалася. Внаслідок перевірки гіпотези, при 1 % рівні значимості, була прийнята гіпотеза про нормальне розподілення функції щільності імовірності процесу флуктуації фази відби-

того радіосигналу. Результати перевірки гіпотези про нормальне розподілення флуктуації фази відбитого радіосигналу наведені на рис. 2, де суцільною лінією зображена гіпотетична крива розподілення. Як видно, гіпотетична крива розподілення флуктуації фази відбитого радіосигналу досить добре погоджується з оцінювальними значеннями щільності імовірності флуктуації фази, які отримані за результатами експериментальних досліджень. Аналіз флуктуації фази у всьому азимутальному секторі спостереження РЛС 5Н86 показує, що вигляд розподілення флуктуації фази не залежить від віддалення точки відбиття і наближається до нормального розподілення. Відмінність отриманих даних з різних азимутальних напрямків полягає у збільшенні значення дисперсії флуктуації фази зі збільшенням відстані до точки відбиття та підвищення дисперсії флуктуації фази на тих азимутальних напрямках, де мають місце розвинуті турбулентні процеси у тропосфері. Значення флуктуації фази складало 7 ... 24° за хвилину, а дисперсія флуктуації фази – 3 ... 8,5° і змінювалась за лінійним законом залежно від відстані до точки відбиття. З урахуванням зроблених припущень закон флуктуації фази можна записати як

$$W_{\Delta\varphi} = \frac{\sigma_{\Delta\varphi}}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\Delta\varphi^2 / 2\sigma_{\Delta\varphi}^2\right),$$

де $\sigma_{\Delta\varphi}$ – середнє квадратичне відхилення флуктуації фази.

Залежність подовжньої автокореляційної функції (АКФ) флуктуації фази від часу наведена на рис. 3. Значення автокореляційної функції визначалось за виразом

$$\hat{R}_x(t_d, t_i) = \frac{1}{N-d} \sum_{i=1}^{N-d} x_i^*(t) x_i^*(t+d), \quad d=0, 1, 2, \dots, m, \quad (8)$$

де $x_i^*(t)$ – значення випадкової функції, яка відповідає і-й реалізації фази; N – об'єм вибірки реалізацій флуктуації фази; d – крок визначення АКФ; m – максимальна кількість кроків.

Вираз (8) дає незміщену оцінку АКФ. Значення інтервалу дискретизації вибірових відліків флуктуації фази у 0,1 с дозволила нам оцінити випадковий процес з максимальною частотою 5 Гц. При отриманій довжині реалізацій флуктуації фази $T_\varphi = 3$ години (об'єм вибірки 108000 від-

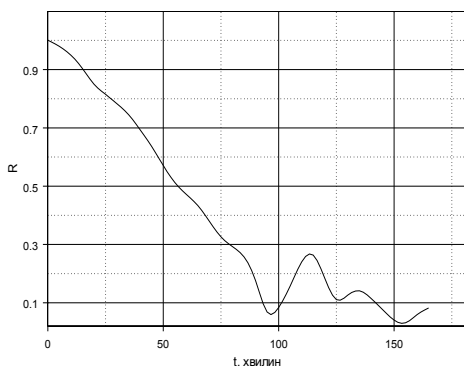


Рис. 3. АКФ флуктуації фази на азимутальному напрямку 172° (липень 2003 р.)

ліків) максимальна роздільна здатність при розрахунку енергетичного спектра процесу склала $B_e = 0,0093$ Гц. Така точність вимірювання дозволила отримувати АКФ великомасштабних турбулентних утворень з зовнішнім масштабом до 5 км.

Оцінка спектральної щільності $\tilde{W}_x(f)$ істинного значення $W_x(f)$ на частоті f визначалось у вигляді

$$\tilde{W}_x(f) = 2h \left[\hat{R}_0 + 2 \sum_{d=1}^{m-1} \hat{R}_d \cos\left(\frac{\pi df}{f_c}\right) + \hat{R}_m \cos\left(\frac{\pi f_m}{f_c}\right) \right],$$

де h – інтервал часу між відліками; \hat{R}_d – оцінка АКФ при величині кроку d ; m – максимальна кількість кроків; $f_c = 1/2h$ – гранична частота спектрального аналізу.

Для підвищення ефективності оцінки істинного значення спектральної щільності процесу флюктуації фази необхідно застосовувати попереднє згладжування кореляційної функції ваговою функцією Парзена, згідно з [5]:

$$D_d = \begin{cases} 1 - 6(d/m)^2 + 6(d/m)^3, & d = 0, 1, 2, \dots, m/2; \\ 2(1 - [d/m])^3, & d = m/2 + 1, \dots, m; \\ 0, & d > m. \end{cases}$$

Оцінка спектральної щільності гармоніки k порядку визначалась як

$$\hat{W}_k = \hat{W}_x\left(\frac{kf_c}{m}\right) = 2h \left[\hat{R}_0 + \sum_{d=1}^{m-1} D_d \hat{R}_d \cos\left(\frac{\pi dk}{m}\right) \right],$$

де значення АКФ \hat{R}_d визначене за виразом (8). Частотний спектр процесу флюктуації фази, отриманий у липні 2002 року, відображено на рис. 4, де пряма лінія відповідає теоретичному значенню

$$W_x(f) \sim f^{-8/3},$$

що підтверджує виконання "закону 2/3" для турбулентних утворень з зовнішніми масштабами до 5 км. Спектральна щільність вхідного процесу флюкту-

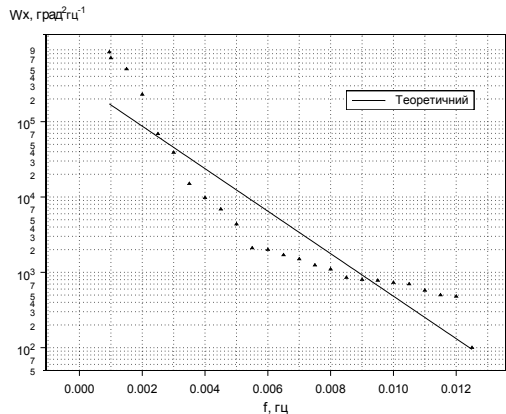


Рис. 4. Частотний спектр флюктуації фази на азимутальному напрямку 172° (липень 2003 р.)

ації фази показує наявність складових у області частот 0,01 ... 0,001 Гц, які обумовлені великомасштабними турбулентними утвореннями з зовнішніми масштабами від 400 м до 5 км.

Для дослідження турбулентних утворень з більшими зовнішніми масштабами нами була застосована інша методика. Впродовж трьох діб проводились 15-хвилинні вимірювання флуктуації фази радіосигналу, відбитого від 16 характерних точок рельєфу, розташованих у всіх азимутальних секторах роботи РЛС 5Н86 (по 4 точки у кожному РЛК), з інтервалом в 1 годину. В оперативну пам'ять ЕУМ РЛС 5Н86 заносились програми, які дозволяли фіксувати діаграму спрямованості антени на фіксованому азимутальному напрямку, наперед заданому оператором. Від кожної точки відбиття отримувалась вибірка з 100 вимірів флуктуації фази. Процес набору статистичних даних від 16 характерних точок рельєфу тривав 3 хвилини. Набір та обробка вхідних даних флуктуації фази проводилась за вищевказаною методикою. Різниця методик полягала у подальшій статистичній обробці сукупності реалізацій, отримуваних від точок відбиття. Протягом доби ми отримували 96 реалізацій, що дало змогу, при визначенні оцінки АКФ, вибрати 10 кроків розміром у 8100 с (2 години 15 хвилин) впродовж однієї доби. При цьому роздільна здатність складала $1,25 \cdot 10^{-5}$ Гц, що дозволило оцінити інтервал кореляції великомасштабних неоднорідностей з розмірами вихорів до 50 км.

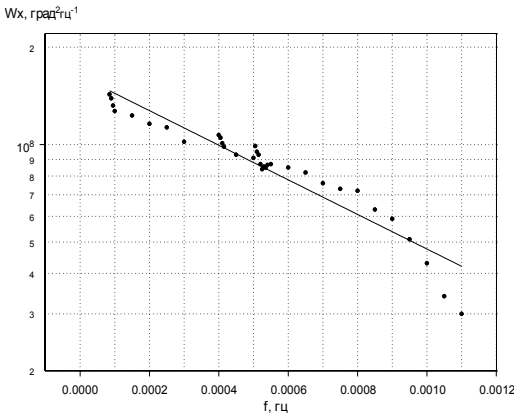


Рис. 5. Частотний спектр флуктуації фази на азимутальному напрямку 147° (26 червня 2002 р.)

і для великомасштабних турбулентних утворень з подовжніми масштабами до 50 км.

Значення середньої добової варіації фази відбитих радіосигналів для різних азимутальних напрямків наведено у табл. 2. Середнє значення флуктуації фази складало від 4 до 15° і залежало від азимутального на-

хорів до 50 км. Отриманий спектр великомасштабного турбулентного утворення з подовжніми розмірами близько 50 км, яке спостерігалось 26 червня 2002 року на азимутальному напрямку 147°, наведено на рис. 5. Спектральна щільність вхідного процесу флуктуації фази аналізувалась у області частот 0,001 – 0,0001 Гц. Експериментально отриманий спектр підтвердив виконання "закону 2/3" також

пряму, а дисперсія – змінювалась від 0,2 до 0,4, залежно від довжини траси локації. З аналізу експериментальних даних було виявлено прямий зв'язок збільшення величини флуктуації фази на тих напрямках, де спостерігались (за даними синоптичної обстановки над акваторією Чорного моря) великомасштабні турбулентні утворення.

Таблиця 2

Середньодобова флуктуація фази

№ РЛК	Азимутальний напрямок, градуси	Статистичний параметр	Місяць та рік проведення вимірювань					
			Травень		Липень		Жовтень	
			2002 р.	2003 р.	2002 р.	2003 р.	2002 р.	2003 р.
2	154	$\sigma_{\Delta\varphi}$, градус	3,8	4,2	4,4	5,0	4,1	4,3
		$\sigma_{\Delta\varphi}^2$, градус ²	0,2	0,24	0,36	0,38	0,25	0,26
1	179	$\sigma_{\Delta\varphi}$, градус	4,1	4,6	6,8	7,1	5,7	5,6
		$\sigma_{\Delta\varphi}^2$, градус ²	0,3	0,31	0,38	0,4	0,34	0,32
4	195	$\sigma_{\Delta\varphi}$, градус	3,1	3,5	3,7	3,8	3,4	3,4
		$\sigma_{\Delta\varphi}^2$, градус ²	0,23	0,25	0,29	0,31	0,27	0,26
3	240	$\sigma_{\Delta\varphi}$, градус	10,2	11,5	14,3	14,9	9,8	9,2
		$\sigma_{\Delta\varphi}^2$, градус ²	0,34	0,39	0,37	0,41	0,35	0,31

Результати оцінки частот і функції розподілення флуктуації фази відбитого радіосигналу показують, що закон розподілення флуктуації фази для всього азимутального сектора наближається до нормального. Залежність дисперсії флуктуації фази від часу показано на рис. 6. Збільшення дисперсії флуктуації фази у ранковій (з 9 до 12 годин) та вечірній (з 19 до 22 годин) години збігається з часом підвищеної циркуляції приводних шарів тропосфери та виникнення бризових ефектів [1]. Найбільше значення дисперсії флуктуації фази

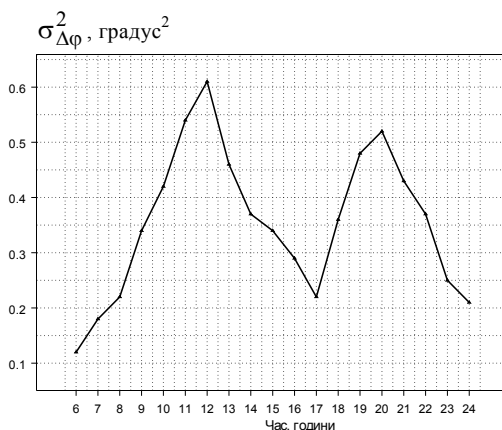


Рис. 6. Зміна дисперсії флуктуації фази за часом на азимутальному напрямку 172°

($\sigma_{\Delta\phi}^2 = 0,6$) фіксувалося на азимутальному напрямку 146° і було пов'язано з наявністю на цьому азимутальному напрямку фронту великомасштабного турбулентного утворення.

Висновки. Проведені експериментальні дослідження свідчать про те, що флуктуації фази радіохвиль, відбитих від характерних точок рельєфу протилежного берега Чорного моря, мають нормальний закон розподілу. Середнє значення флуктуації фази змінюється від 4 до 15° і залежить від азимутального напрямку, а величина дисперсії складає $0,2 \dots 0,4^\circ$, залежно від довжини траси локації. Спектральна щільність подовжньої флуктуації фази має максимальні складові у області частот $0,01 \dots 0,0001$ Гц, що обумовлено великомасштабними турбулентними утвореннями з зовнішніми розмірами від 400 м до 50 км. Максимальний інтервал кореляції флуктуації фази співпадає з зовнішнім масштабом вихору турбулентного утворення і для різних азимутальних напрямків складає $20 \dots 50$ км.

Таким чином, при оцінці похибки вимірювання азимута маловисотної цілі над морем необхідно враховувати великомасштабні турбулентні утворення.

ЛІТЕРАТУРА

1. *Атмосфера: Справочник / Под. ред. Ю.С. Седунова. – Л.: Гидрометеоиздат, 1991. – 510 с.*
2. *Рытов С.М., Кравцов Ю.А., Татарский В.И. Введение в статистическую радиофизику. Случайные поля. – М.: Наука, 1978. – Ч. II. – 464 с.*
3. *Бызова Н.Л., Иванов В.Н., Гаргер Е.К. Турбулентность в пограничном слое атмосферы. – Л.: Гидрометеоиздат, 1989. – 264 с.*
4. *Бендат Дж., Пирсон А. Измерение и анализ случайных процессов. – М.: Мир, 1971. – 408 с.*
5. *Тихонов А.Н., Уфимцев М.В. Статистическая обработка результатов экспериментов. – М.: МГУ, 1988. – 174 с.*
6. *Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. – М.: Радио и связь, 1989. – 656 с.*

Надійшла 13.09.2004

КОВАЛЬ Олексій Андрійович, канд. техн. наук, доцент, заступник начальника кафедри ХУ ПС. Область наукових інтересів – радіолокація.

ЛУЦЕНКО В'ячеслав Іванович, ст. наук. співр. інституту радіофізики та електроніки ім. О.Я. Ускова. Область наукових інтересів – радіолокація.

КУЦ Володимир Сергійович, канд. техн. наук, доцент кафедри ХУ ПС. Область наукових інтересів – радіолокація.

ТЕСЛЕНКО Олег Володимирович, ст. викладач кафедри ХУ ПС. Область наукових інтересів – радіолокація.

ГОЛІНКА Олег Олександрович, начальник відділу ХУ ПС. Область наукових інте-

ресів – радіолокація.
