

УДК 621.396.96:551.501.815

Д.В. Атаманський¹, С.І. Шипіцин²¹ Харківський університет Повітряних Сил імені Івана Кожедуба, Харків² Національний юридичний університет імені Ярослава Мудрого, Харків

ОСОБЛИВОСТІ ОЦІНЮВАННЯ ШИРИНИ ДОПЛЕРІВСЬКОГО СПЕКТРУ МЕТЕООБ'ЄКТІВ В КОГЕРЕНТНИХ ІМПУЛЬСНИХ МЕТЕОРОЛОГІЧНИХ РАДІОЛОКАТОРАХ З ВОБУЛЯЦІЄЮ МІЖІМПУЛЬСНИХ ІНТЕРВАЛІВ ЗОНДУВАННЯ

Розглянуті особливості визначення ширини (W) доплерівського спектру швидкостей (ДСШ) метеоутворень (МУ) методом "парних імпульсів" при різних алгоритмах і умовах оцінювання модулів коефіцієнтів кореляції (К.К.) відліків сигналів, відбитих від МУ, в імпульсних доплерівських метеорологічних радіолокаторах з довільною вобуляцією інтервалів зондування. Показано, що в режимі вобуляції міжімпульсних інтервалів зондування помилки оцінювання W алгоритмами, що використовують модулі усереднених значень К.К., зростають пропорційно збільшенню середньої швидкості руху МУ. Запропоновано алгоритм усунення цього недоліку, що базується на апріорній інформації про радіальну швидкість МУ.

Ключові слова: імпульсний доплерівський метеорологічний радіолокатор, вобуляція інтервалів зондування, метеорологічні утворення, метод "парних імпульсів", моменти спектру.

Вступ

А. Небезпечним метеорологічним явищем для польотів повітряних суден, що пов'язане з інтенсивними атмосферними вихорами та струминними течіями, є атмосферна турбулентність [1]. Для своєчасного й точного визначення областей підвищеної турбулентності поряд з даними температурно-вітрового зондування, супутниковими даними, широко використовуються результати радіолокаційного зондування метеоутворень (МУ) імпульсними доплерівськими метеорологічними радіолокаторами (ІД МРЛ). Методи розпізнавання турбулентних зон, що використовуються в ІД МРЛ, базуються на даних про ширину W доплерівського спектру швидкостей (ДСШ) сигналів, відбитих від МУ [1].

Б. Вважається [1-5], що ДСШ має гаусівську (дзвонову) форму. При такому припущенні в якості оцінок параметра W можуть виступати величини [1, 2]

$$\hat{W} = \frac{c}{T_i} \cdot \sqrt{-2 \cdot \ln(|\hat{r}(T_i)|)}, c = \frac{\lambda}{4\pi}, i=1, z, \quad (1, a)$$

$$\hat{W} = c \cdot \sqrt{2 \cdot \ln \left(\frac{|\hat{r}(T_i)|}{|\hat{r}(T_k)|} \right)} / (T_k^2 - T_i^2), \quad (1, б)$$

$$\hat{r}(T_p) = |\hat{r}(T_p)| \exp\{j\hat{\phi}_p\}, p \in i, k, \quad (1, в)$$

$$\hat{\phi}_p = \frac{4\pi \hat{V}_r T_p}{\lambda}, \quad (1, г)$$

де z – кількість різних значень міжімпульсних інтервалів зондування (кратність вобуляції); λ – довжина хвилі електромагнітного коливання передавача МРЛ; \hat{V}_r – оцінка середньої швидкості МУ;

$|\hat{r}(T_i)|$ – оцінка модуля коефіцієнта кореляції (К.К.) пари відліків адитивної суміші відбиттів від МУ і шуму приймача МРЛ, розділених часовим інтервалом T_i ; $|\hat{r}(T_i)|$, $|\hat{r}(T_k)|$ – оцінки модулів коефіцієнтів кореляції двох пар відліків цієї суміші, розділених часовими інтервалами T_i й T_k , $i, k \in 1, z$, $i \neq k$.

Оцінки по алгоритмам (1) є різновидами оцінок методу "парних імпульсів" (МПП) [1 – 4]. Алгоритм (1, а) дає завжди дійсні оцінки ширини ДСШ. Однак вони навіть у гіпотетичних умовах навчаючих вибірок нескінченного обсягу ($K \rightarrow \infty$), $\hat{r}(T) \rightarrow r(T)$, $\hat{W} \rightarrow W(r(T))$ зміщені (середнє значення оцінки не дорівнює нулю) [5].

Оцінки алгоритму (1,б) асимптотично (при $K \rightarrow \infty$) незміщені, що часто використовується для обґрунтування переваг оцінки (1,б) перед (1,а). У цих гіпотетичних умовах для унімодальних ДСШ при будь-яких $T_i \neq T_k$ знаки чисельника й знаменника збігаються, що гарантує позитивність підкореневого виразу й, тим самим, осмислене (дійсне) значення ширини ДСШ. Однак у реальних умовах скінченних обсягів вибірки K переваги (1,б) у порівнянні з більш простою оцінкою (1,а) не очевидні. Зокрема, навіть при унімодальності ДСШ через випадковість оцінок $\hat{r}(T_i)$ і $\hat{r}(T_k)$ коефіцієнтів кореляції знаки чисельника й знаменника в (1,б) можуть не збігатися (значення \hat{W} – втратити зміст).

В. В ІД МРЛ в режимі постійних міжімпульсних інтервалів зондування в якості $|\hat{r}(T_i)|$ в (1) виступає оцінка Ітакури-Саїто вигляду [6]:

$$|\hat{r}(nT)| = \frac{\left| \sum_{i=1}^{M-n} a_{i+n,i} \right|}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2 \cdot \hat{\sigma}_2^2}}, \quad n \in 1, 2, \quad (2,a)$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \sum_{i=1}^{M-n} a_{i,i}, \quad \hat{\sigma}_2^2 = \sum_{i=1+n}^M a_{i,i}, \quad (2,b)$$

де a_{ij} – елементи випадкової $M \times M$ матриці \mathbf{A} ;

$$\hat{\mathbf{A}} = \{ a_{ij} \}_{i,j=1}^M = \mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^* = \sum_{i=1}^K \mathbf{y}_i \cdot \mathbf{y}_i^*, \quad (3)$$

сформовані з K -мірної вибірки $\mathbf{Y} = \{ \mathbf{y}_i \}_{i=1}^K$ M -мірних векторів комплексних амплітуд $\mathbf{y}_i = \{ y_\ell^{(i)} \}_{\ell=1}^M$ суміші відбиттів від МУ i внутрішнього шуму приймача МРЛ.

Більш проста в технічній реалізації та краща [5] за якістю оцінок W на її основі оцінка Берга модуля $|\hat{r}(T)|$ К.К. [6]:

$$|\hat{r}(nT)| = \frac{\left| \sum_{i=1}^{M-n} a_{i+n,i} \right|}{\frac{1}{2} \cdot (\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2)}, \quad n \in 1, 2. \quad (4)$$

Г. В режимі вобуляції міжімпульсних інтервалів зондування переваги використання (4) можуть зменшуватись. Причиною цього виступає апіорна нерівність всіх елементів $\rho_{i+1,i} = \rho(T)$, $i \in 1, M-1$, нормованої ($\rho_{ii} = 1$, $i \in 1, M$) кореляційної матриці (КМ) $\rho = \{ \rho_{ij} \}_{i,j=1}^M$ відбиттів від МУ i , відповідно, справжньої КМ

$$\Phi_0 = \{ \phi_{ij} \}_{i,j=1}^M = \mathbf{I}_M + \eta \cdot \rho \quad (5)$$

– адитивної суміші внутрішнього шуму приймача $\mathbf{o} = \{ \xi_i \}_{i=1}^M \sim \text{CN}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_M)$ і відбиттів $\mathbf{y}_0 = \{ y_{0i} \}_{i=1}^M \sim \text{CN}(\mathbf{0}, \eta \cdot \mathbf{c})$ від МУ для заданого елемента простору в M суміжних інтервалах зондування. Тут η – відносна (відносно потужності шуму приймача σ_n^2) потужність σ^2 відбиттів, $\text{CN}(\mathbf{a}, \mathbf{B})$ – символ комплексного гаусівського (нормального) випадкового процесу із середнім значенням \mathbf{a} і КМ (або дисперсією) \mathbf{B} .

Д. Вобуляція періодів зондування в більшості радіолокаційних засобів, в тому числі і в ІД МРЛ, використовується як штатний режим зондування простору. Використання алгоритмів (1) методу “парних імпульсів” в цьому режимі зондування, як слідує із п. Г, має свої особливості, які впливають на рівень помилок оцінювання ширини ДСШ W . Дана стаття присвячена дослідженню впливу цих особливостей на помилки оцінювання W (1), ви-

значенню алгоритмів, доцільних для використання в режимі вобуляції періодів зондування.

Аналітично визначити статистичні характеристики помилок оцінок (1) при використанні (2), (4) в умовах п. Г. на даний час складно. Тому вони отримуються в статистичному експерименті, умови, моделі та методика якого наводяться далі.

1. Методика аналізу, моделі й припущення

А. M -мірні вектори \mathbf{y}_i $i \in 1, K$ (3), що імітують комплексні амплітуди адитивної суміші власного шуму приймача та відбиттів від МУ в M суміжних інтервалах зондування з K суміжних елементів дальності [4, 7], вважаються гаусовими взаємно незалежними векторами з нульовими середніми значеннями ($\overline{\mathbf{y}_i} = \mathbf{0}$, $i \in 1, K$) та однаковою кореляційною матрицею

$$\Phi = \{ \phi_{pq} \}_{p,q=1}^M = \overline{\mathbf{y}_i \cdot \mathbf{y}_i^*}, \quad i \in 1, K,$$

яка вважається заданою.

На її основі вибірка \mathbf{Y} (3) формується перетворенням

$$\mathbf{Y} = \{ \mathbf{y}_i \}_{i=1}^K = \mathbf{T} \cdot \mathbf{O} \quad (6,a)$$

пакету

$$\mathbf{O} = \{ \mathbf{o}_i \}_{i=1}^K, \quad \mathbf{o}_i \sim \text{CN}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_M),$$

$$\overline{\mathbf{o}_i \cdot \mathbf{o}_j^*} = \begin{cases} \mathbf{I}_M, & i = j, \\ \mathbf{0}_M, & i \neq j, \end{cases} \quad i, j \in 1, K \quad (6,b)$$

K взаємно незалежних комплексних нормальних M -мірних векторів \mathbf{o}_i відліків білого шуму з нульовим вектором середніх значень та одиничною КМ \mathbf{I}_M , що генеруються стандартними датчиками випадкових величин комп'ютерів.

Матрицею перетворення може бути довільний $M \times M$ "корінь" $\mathbf{T} = \{ t_{\ell i} \}_{\ell,i=1}^M$ заданої КМ Φ , що задовольняє рівності

$$\mathbf{T} \cdot \mathbf{T}^* = \Phi. \quad (6b)$$

Б. Вважається, що КМ Φ припускає подання

$$\Phi = \{ \phi_{pq} \}_{p,q=1}^M = \mathbf{D}_V \cdot \Phi_0 \cdot \mathbf{D}_V^*, \quad (7)$$

де

$$\mathbf{D}_V = \text{diag} \left\{ \exp \left(j \cdot 2 \cdot \pi \cdot 2 \cdot \frac{V_r}{\lambda} \cdot T_{av} \cdot v_\ell \right) \right\}_{\ell=1}^M \quad (8)$$

діагональна $M \times M$ "матриця руху" МУ.

Елементи ρ_{pq} , $p, q \in 1, M$, нормованої КМ

$\rho = \{ \rho_{pq} \}_{p,q=1}^M$ пов'язані зі спектром $s_n(f)$ міжперіодних флуктуацій відбиттів від МУ умовою

$$\int_{-1/2}^{1/2} s_n(f) df = \rho_{pp} = 1, \quad p \in 1, M. \quad (9)$$

Через

$$f = f \cdot T_{av} = f / F_{av}, \quad F_{av} = 1 / T_{av} \quad (10, a)$$

позначена нормована (безрозмірна) частота, а через

$$v_{\ell} = \tau_{\ell} / T_{av}, \quad \tau_{\ell} = \sum_{i=1}^{\ell-1} T_i, \quad \ell \in 1, M - (10, б)$$

нормований до середнього інтервалу

$$T_{av} = \frac{1}{M-1} \cdot \sum_{i=1}^{M-1} T_i \quad (10, в)$$

часовий інтервал між першим та ℓ -м імпульсами M – елементної пачки відбиттів від МУ.

В. Ці відбиття апроксимуються випадковими стаціонарними процесами авторегресії (АР – процесами) довільного цілого порядку $p \geq 1$ [6-9] з унімодальними спектрами потужності виду

$$s_n(f) = \frac{C}{(1 - 2 \cdot x_0 \cdot \cos(2\pi \cdot f - f_0) + x_0^2)^p}, \quad (11)$$

де C – нормуюча константа, що забезпечує виконання умови (9), $f_0 = 2 \cdot V_r \cdot T_{av} / \lambda$ – частота моди, x_0 – параметр форми, що визначається потрібними значеннями ширини спектру на заданому рівні або коефіцієнтом кореляції $\rho(\tau)$ відліків процесу, розділених часовим інтервалом τ .

Г. Кількісним показником точності вимірювання ширини ДСШ виступає середня потужність

$$\sigma_{\Sigma \delta_w}^2 = \bar{\delta}_w^2 + \sigma_{\delta_w}^2 \quad (12, a)$$

випадкової помилки

$$\delta_w = W - \hat{W} \quad (12, б)$$

– різниці між точним значенням W ширини спектра та її оцінкою \hat{W} , отриманою відповідним алгоритмом в умовах, що розглядаються.

В (12):

$$\bar{\delta}_w = \int_{-\infty}^{\infty} \delta_w p(\delta_w) d\delta_w \quad (12, в)$$

та
$$\sigma_{\delta_w}^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (\delta_w - \bar{\delta}_w)^2 p(\delta_w) d\delta_w - (12, г)$$

середнє та середньоквадратичне відхилення (СКВ) випадкової величини δ_w ;

$p(\delta_w)$ – щільність розподілу випадкової величини δ_w .

Вони обчислюються стандартними процедурами по великій ($N \gg 1$) кількості іспитів, в кожному з яких по заданій КМ (13) відбиттів від МУ формуються поточні реалізації навчаючої вибірки Y (6) відповідного об'єму, матриці A (3) та оцінки \hat{W} (1) на їх основі.

Д. При моделюванні використані типові значення технічних параметрів радіолокаційних засобів (РЛЗ) радіотехнічних військ (РТВ) сантиметрового діапазону хвиль (табл. 1). Вони умовно позначені як РЛЗ-1 – РЛЗ-4.

Під РЛЗ-1 розуміються РЛС типу 36Д6 [10, 13, 14] та її модернізовані варіанти [11], а під РЛЗ-3, 4 – висотоміри типу ПРВ-13, 16 відповідно [12]. Їх вибір обумовлений двома обставинами.

По-перше, достатньо широкий розкид значень параметрів підвищує достовірність виявлених закономірностей впливу алгоритмів (1) на помилку оцінювання W .

По-друге, РЛЗ РТВ розглядаються як можливе доповнення технічного парку радіолокаційних засобів системи гідрометеорологічних спостережень і прогнозування (РЛЗ СГМП) [9, 16].

Таблиця 1

Типові значення деяких технічних параметрів РЛЗ, що розглядаються, та розміри ($M \times K$) навчаючої вибірки (паketу), що очікуються

		РЛЗ-1				РЛЗ-2		РЛЗ-3		РЛЗ-4															
λ , м		0.1				0.1		0.1		0.045															
Тип сигналу		ПРІ				ЛЧМ		ПРІ		ПРІ															
$F_{п ср}$, Гц		“ Ч ”		“ Р ”		“ НР ”		991,6		“ Ч ”		“ Р ”													
		1522		761		380				699		365		800		400									
τ_i , мкс		1.5		3		6		43.3		1.5		3		0.85		1.7									
Ω (об/хв)		6		12		6		6		12		135 ⁰ /хв		135 ⁰ /хв											
M		59		29		29		14		14		36		18		19		9		17		8			
K		$R_{ст} = 1.2$ км		5		5		2		2		1		3		3		5		2		9		4	
		1.5 км		6		6		3		3		1		4		4		6		3		11		5	
		2 км		8		8		4		4		2		5		5		8		4		15		7	

“ Ч ”, “ Р ”, “ НР ” – режим випромінювання зондуючих імпульсів: частий, рідкий, надрідкий відповідно.

$F_{п ср}$, Гц – середня частота слідування зондуючих імпульсів; Ω (об/хв) – швидкість обертання антени;

$R_{ст}$ – інтервал однорідності МУ

Статистичні характеристики оцінок W , що отримуються в ході математичного експерименту, можуть використовуватись для визначення відповідності цих оцінок вимогам алгоритмів розпізнавання небезпечних гідрометеорологічних явищ природи, і, як наслідок, доцільності включення РЛЗ РТВ до парку РЛЗ СГМП.

2. Результати математичного моделювання і їх аналіз

А. Розглянемо спочатку вплив оцінок модулів К.К. (2), (4) виду

$$|\hat{r}(nT_{av})| = \frac{\left| \sum_{i=1}^{M-n} a_{i+n,i} \right|}{\frac{1}{2} \cdot (\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2)}, \quad n \in 1, 2, \quad (13, a)$$

$$|\hat{r}(nT_{av})| = \frac{\left| \sum_{i=1}^{M-n} a_{i+n,i} \right|}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2 \cdot \hat{\sigma}_2^2}}, \quad n \in 1, 2, \quad (13, б)$$

на помилку δw (12,б) виміру W алгоритмами (1) в режимі вобуляції між імпульсних інтервалів зондування

$$\hat{W} = \frac{c}{T_{av}} \cdot \sqrt{-2 \cdot \ln(|\hat{r}(T_{av})|)}, \quad c = \frac{\lambda}{4\pi}, \quad i = 1, z, \quad (14, a)$$

$$\begin{aligned} \hat{W} &= c \sqrt{2 \ln \left(\frac{|\hat{r}(T_{av})|}{|\hat{r}(2T_{av})|} \right) / \left((2T_{av})^2 - (T_{av})^2 \right)} = \\ &= \frac{c}{T_{av}} \cdot \sqrt{\frac{2}{3} \ln \left(\frac{|\hat{r}(T_{av})|}{|\hat{r}(2T_{av})|} \right)}. \end{aligned} \quad (14, б)$$

В цьому режимі, як відмічалось у Вступі (п. Г), КМ Φ_0 (5) не є тепліцевою. Можливість застосування (13) в режимі вобуляції обґрунтовується незначною різницею значень між імпульсних інтервалів зондування T_i , $i \in 1, z$.

Однак, як свідчать результати імітаційного моделювання, навіть у цих умовах ($T_i \approx T_j$, $i \neq j$) спостерігається зростання помилки δw (12,б), особливо відчутне при збільшенні радіальної швидкості V_r руху МУ.

Як приклад, на рис. 1 показані функції розподілу $f_{\delta w}(x)$ випадкової помилки δw при двох значеннях V_r (0; 60 м/с). Параметром $f_{\delta w}(x)$ виступають справжні значення W .

Із аналізу графіків витікає, що з ростом V_r зростає середнє значення помилки δw (медіана функцій розподілу $f_{\delta w}(x)$ зміщується вправо відносно точки $x = 0$).

Внаслідок цього збільшується потужність (12, в) помилки δw .

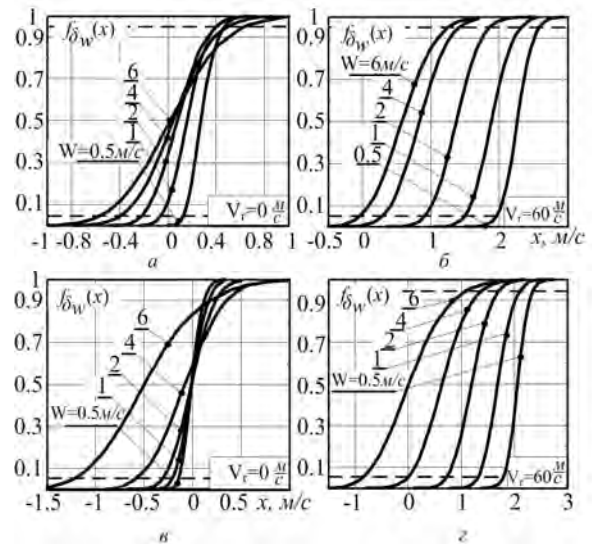


Рис. 1. Емпіричні функції розподілу помилки δw при використанні МПІ (РЛЗ-2, $M=32$, $K=5$, $p \rightarrow \infty$, $\eta=30$ дБ, алгоритм (1)): а, б – оцінка Берга; в, г – оцінка Ітакури-Сайто

Таким чином, в режимі вобуляції періодів зондування, при використанні в алгоритмах (1) оцінок (2), (4) з простими в технічній реалізації модулями

$\left| \sum_{i=1}^{M-n} a_{i+n,i} \right|$ суми елементів відповідних піддіагоналей КМ A (3) замість необхідних в цьому випадку сум модулів $\sum_{i=1}^{M-n} |a_{i+n,i}|$, помилки δw оцінювання

W можуть не задовольняти вимогам ($|\delta w| \leq 1$ м/с) [16], що висувуються до них.

Б. Особливості “ поведінки ” модулів К.К (13) (п. 2.А.) є однією з причин росту нерепрезентативних (комплексних значень) оцінок W алгоритму (16), що ілюструється рис. 2, а.

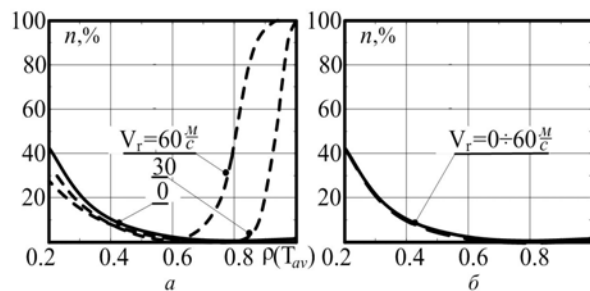


Рис. 2. Відсоток нерепрезентативних вимірювань ширини спектра ($p \rightarrow \infty$, $\eta=10$ дБ, $M=16$, $K=8$): а – без корекції; б – з корекцією

На ньому показані залежності кількості n (у відсотках до загальної кількості вимірювань) нерепрезентативних оцінок W від коефіцієнту $\rho(T_{av})$ між імпульсною кореляцією відбиттів від МУ.

Зростання кількості комплексних значень оцінок W обумовлено двома обставинами.

Перша з них пояснює збільшення кількості комплексних значень при $\rho(T_{av}) < 0.6$. Воно пов'язано із зниженням міжімпульсної кореляції відбиттів від МУ i , відповідно, випадковістю і незалежністю флуктуацій модулів (13), що входять в (1, б). Друга обставина пов'язана із зростанням кількості комплексних значень оцінок W при $\rho(T_{av}) > 0.6$. Воно в основному спричинюється розбіжністю знаків чисельника й знаменника підкореневого виразу в (14,б) і виникає за рахунок випадкового результату підсумування фаз комплексних значень елементів першої та другої піддіагоналей КМ \hat{A} (13), обумовленого ненульовою радіальною швидкістю руху МУ.

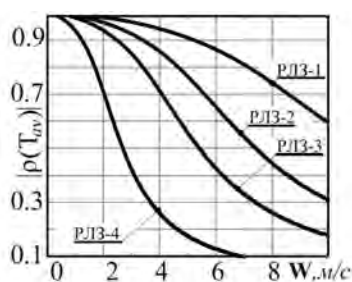


Рис. 3. Залежність коефіцієнта кореляції відліків МУ від ширини ДСШ при апроксимації відліків АР-процесами з $p \rightarrow \infty$ (режим Ч)

Однак рівень впливу зазначених обставин на конкретний РЛЗ залежить від розміру міжімпульсних інтервалів зондування, що визначають коефіцієнт $\rho(T_{av})$ міжімпульсної кореляції відбиттів від МУ. В РЛЗ з високими середніми значеннями частот ($F_{пер}$) слідування зондуючих імпульсів (РЛЗ-1, 2) $\rho(T_{av}) > 0.8$ на всьому необхідному діапазоні ширин ($W \in 0 \dots 6$ м/с [16]) спектра W (рис. 3). Це означає, що кількість нерепрезентативних оцінок для таких РЛЗ визначатиме тільки друга обставина.

Ненульова ймовірність отримання нерепрезентативних оцінок обмежує застосування алгоритму (1, б).

В. Очевидний спосіб зменшення цієї ймовірності полягає в заміні в чисельнику (13) модуля суми на суму модулів

$$|\hat{r}(T_{av})| = \frac{\sum_{i=1}^{M-1} |a_{i+1,i}|}{\frac{1}{2} \cdot (\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2)}. \quad (15)$$

При такій заміні усувається залежність кожного К.К. від ненульової фази (1, г) i , як наслідок, $|\hat{r}(T_{av})|$ в цілому.

Слід зауважити, що технічна реалізація оцінки (15) складніша за (13) через необхідність визначення $(M-1)$ модулів К.К. Крім цього, як показують математичні експерименти, оцінки (15) “завищують” значення модуля КК, що згідно (1,а) знижує значення W і, як наслідок, оцінку ступеня небезпеки МУ. Тому більш привабливим є інший спосіб компенсації “руху” МУ, який обговорюється нижче.

Б. Компенсувати негативний вплив “руху” МУ на оцінки W можна за рахунок апріорної (або попередньо отриманої при оцінюванні параметрів МУ) інформації про його середню швидкість \hat{V}_r . Для цього перед безпосереднім формуванням оцінок W по вибірковій КМ \hat{A} (3) її попередньо перетворюють наступним чином:

$$\hat{A}_1 = \mathbf{D}_{-V} \cdot \hat{A} \cdot \mathbf{D}_{-V}^*, \quad (16, a)$$

$$\text{де } \mathbf{D}_{-V} = \text{diag} \left\{ \exp \left(j \cdot 2 \cdot \pi \cdot \frac{-2\hat{V}_r T_{av} \cdot \gamma_\ell}{\lambda} \right) \right\}_{\ell=1}^M \quad (16, б)$$

– діагональна матриця компенсації “руху” МУ.

Ефективність процедури (16) ілюструється рис. 2, б та рис. 4, де для умов рис. 2 та рис. 1 відповідно, наведені функції розподілу помилки δw (12,б), які отримані при попередньому перетворенні матриці вхідних впливів (3).

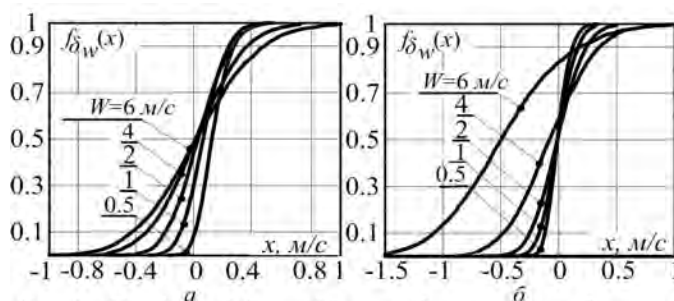


Рис. 4. Емпіричні функції розподілу помилки δw при використанні МПШ та процедури компенсації (РЛЗ-2, $M=32$, $K=5$, $p \rightarrow \infty$, $\eta=30$ дБ, $V_r=60$ м/с, алгоритм (1)): а – оцінка Берга; б – оцінка Ітакурі=Саїто

Аналіз функцій розподілу показує, що при $V_r > 0$ використання до \hat{A} (3) перетворення (16) відповідає ситуації “зупинки” МУ ($V_r = 0$, рис. 1, а, в), що усуває помилку оцінювання, обумовлену його “рухом”, забезпечує зменшення помилки оцінювання ширини ДСШ W . Крім цього, використання процедури (16) істотно знижує кількість нерепрезентативних оцінок W алгоритмом (1,б) рис. 2, б.

В. Загальне уявлення про інтегральні статистичні характеристики оцінок W (1) дають залежності, які показані на рис. 5, 6. Тут для РЛЗ РТВ за умов їх комплектації метеоканалами розраховані залежності середнього відхилення $\sigma_{\Sigma\delta W}$ помилки δW (12,6) від справжнього значення ширини W ДСШ МУ. Параметром графіків виступають значення інтенсивності (η) МУ.

Із аналізу графіків слідує наступне.

Вибір алгоритмів (1, а, б) оцінювання ширини ДСШ W залежить від технічних параметрів РЛЗ, в якому планується його використання.

В РЛЗ (РЛЗ-1, 2) з високим ($\rho(T_{av}) \geq 0.8$, рис. 3) ступенем міжімпульсної кореляції відліків сигналів, відбитих від МУ, доцільно використання алгоритму (1, б) (на основі двох К.К.).

В РЛЗ (РЛЗ-3, 4), в яких в заданому діапазоні (0...6м/с) вимірювань W не забезпечується необхідний рівень кореляції ($\rho(T_{av}) \geq 0.8$) доцільно користуватись алгоритмом (1, а).

При цьому в згаданих РЛЗ рівень помилок виміру W не перевищує максимально допустиме значення ± 1 м/с в практично важливих випадках оцінювання ДСШ МУ з $W > 2$ м/с і інтенсивністю $\eta > 10$ дБ.

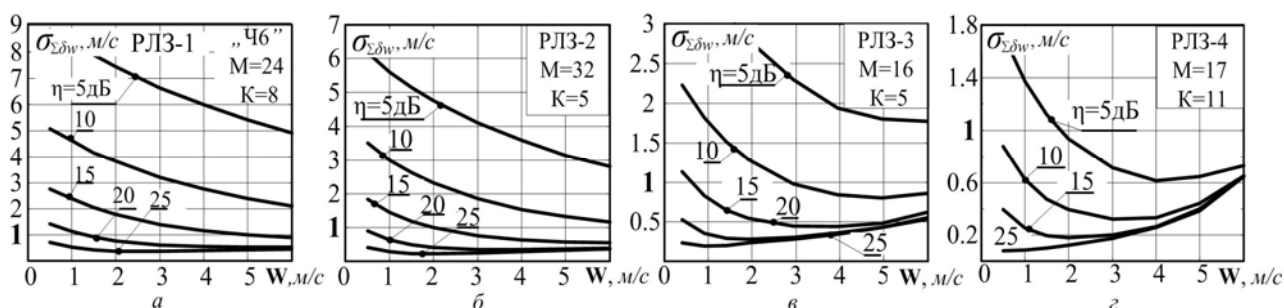


Рис. 5. Точність оцінювання ширини ДСШ РЛЗ РТВ при використанні МПШ та процедури (16) ($\rho \rightarrow \infty$, оцінка Берга, алгоритм (1))

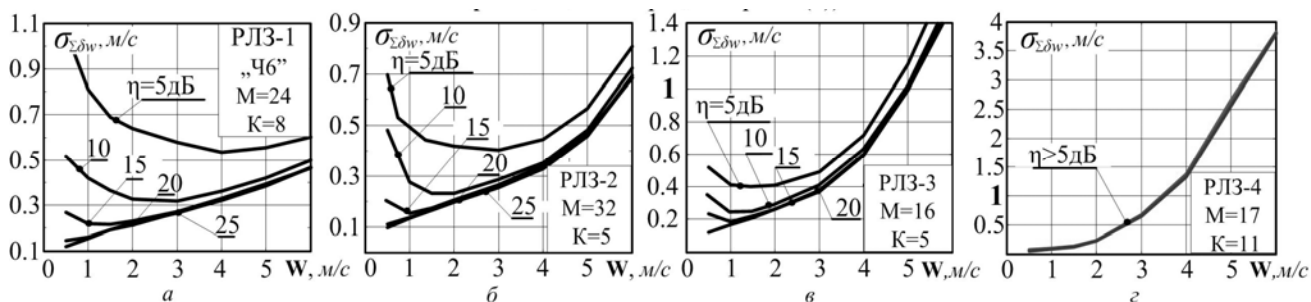


Рис. 6. Точність оцінювання ширини ДСШ РЛЗ РТВ при використанні МПШ та процедури (16) ($\rho \rightarrow \infty$, оцінка Берга, алгоритм (2))

ВИСНОВКИ

1. Досліджено відомі алгоритми оцінювання доплерівського спектра швидкостей (ДСШ) W метеоутворень (МУ) методу “ парних імпульсів” в режимі вобуляції міжімпульсних інтервалів зондування. Показано, що рівень помилок оцінювання W цих алгоритмів залежить від швидкості руху МУ. Причиною цього є використання замість складного в технічній реалізації усереднення модулів коефіцієнтів кореляції (К.К.) відліків суміші внутрішнього

шуму приймача РЛЗ і відбиттів від МУ, значно простішого оцінювання по Бергу модуля усереднених К.К.

2. В режимі вобуляції періодів зондування алгоритми оцінювання ширини ДСШ необхідно доповнити процедурою компенсації набігу фаз комплексних відліків вхідної реалізації, що обумовлено в загальному випадку ненульовою середньою доплерівською швидкістю руху МУ.

3. Оцінки W , що отримуються метеоканалами РЛЗ РТВ, відповідають вимогам алгоритмів розпі-

знання небезпечних явищ природи, що породжуються рухом метеоутворень.

Список літератури

1. Метеорологические автоматизированные радиолокационные сети / [Базлова Т.А., Бочарников Н.В., Брылев Г.Б. и др.]; отв. ред. Г.Б. Брылев. – СПб.: Гидрометеоиздат, 2002. – 332 с.
2. Автоматизированные метеорологические радиолокационные комплексы "Метеочейка" / [Бочарников Н.В., Брылев Г.Б., Кузнецова Л.И. и др.]; отв. ред. Н.В. Бочарников, А.С. Солонин. – СПб.: Гидрометеоиздат, 2007. – 238 с.
3. Довиак Р.Дж. Доплеровские радиолокаторы и метеорологические наблюдения / Р.Дж. Довиак, Д.С. Зрнич; пер. с англ. под ред. А.А. Черникова. – Ленинград: Гидрометеоиздат, 1988. – 512 с.
4. Doviak R.J. Doppler weather radar / R.J. Doviak, D.S. Zrnic, D.S. Sirmans // IEEE Proc. – Nov. 1979. – Vol. 67, № 11. – P. 1522-1553.
5. Леховицкий Д.И. Оценка ширины доплеровского спектра скоростей метеорообразований в когерентных им-пульсных МРЛ с произвольными интервалами зондирования / Д.И. Леховицкий, Д.С. Рачков, А.В. Семеняка, Д.В. Атаманский, А.А. Пушков // Радиотехника. Успехи современной радиоэлектроники. – 2012. – № 8. – С. 47-68.
6. Фридландер Б. Решетчатые фильтры для адаптивной обработки данных / Б. Фридландер // ТИИЭР. – 1982. – Т. 70, № 8. – С. 54-97.
7. Леховицкий Д.И. Извлечение метеоинформации на основе спектрального и корреляционного анализа отражений в импульсных доплеровских метеорологических РЛС / Д.И. Леховицкий, Г.А. Жуга, Б.М. Вовшин, В.В. Лаврукевич // Прикладная радиоэлектроника. – 2007. – Т. 6, № 4. – С. 491-510.
8. Леховицкий Д.И. Моделирование пассивных помех импульсным РЛС на основе процессов авторегрессии произвольного порядка / Д.И. Леховицкий, И.Г. Кириллов //

Системы обработки информации. – Х.: ХУПС, 2008. – Вып. 3 (70). – С. 90-101.

9. Климченко В.И. Анализ потенциальных возможностей обзорных РЛС сантиметрового диапазона хвиль щодо забезпечення дій авіації Повітряних Сил України метеорологічною інформацією / В.И. Климченко, Г.Г. Камалтинов, В.Л. Мисайлов // Системи озброєння і військова техніка. – 2011. – №1(25). – С. 21-27.

10. Радиолокационная станция 36Дб. Эксплуатация и техническое обслуживание: учебное пособие / [Май И.Д., Каспирович А.Г., Винник В.А. и др.]. – Запорожье, КЭМЗ "Искра", 2003. – 146 с.

11. Радиолокационная станция 36ДбМ. Эксплуатация и техническое обслуживание РЛС 36ДбМ: учебное пос. / [Май И.Я., Каспирович А.Г., Винник В.А. и др.]. – Запорожье, КЭМЗ "Искра", 2006. – 140 с.

12. Модернизация. [Электронный ресурс]. – Режим доступа до ресурсу: http://www.iskra.zp.ua/files/files/ru_ModernizationPRV13.pdf/.

13. Модернизация. [Электронный ресурс]. – Режим доступа до ресурсу: http://www.iskra.zp.ua/files/files/ru_Modernization35D6.pdf/.

14. Модернизация. [Электронный ресурс]. – Режим доступа до ресурсу: http://www.iskra.zp.ua/files/files/ru_Modernization19G6.pdf/.

15. Мельников В.М. Обработка информации в доплеровских МРЛ / В.М. Мельников // Зарубежная радиоэлектроника. – 1993. – № 4. – С. 35-42.

16. Концепція державної науково-технічної програми технічного і технологічного розвитку гідрометеорологічної служби (проект). [Електронний ресурс]. – Режим доступу до ресурсу: http://www.mns.gov.ua/laws/regultions/pub_discussion/20070406/conception_gidromet.doc.

Надійшла до редколегії 14.04.2016

Рецензент: д-р техн. наук, проф. К.С. Васюта, Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

ОСОБЕННОСТИ ОЦЕНИВАНИЯ ШИРИНЫ ДОПЛЕРОВСКОГО СПЕКТРА МЕТЕООБЪЕКТОВ В КОГЕРЕНТНЫХ ИМПУЛЬСНЫХ РЛС С ВОБУЛЯЦИЕЙ МЕЖИМПУЛЬСНЫХ ИНТЕРВАЛОВ ЗОНДИРОВАНИЯ

Д.В. Атаманский, С.И. Шипицин

Рассмотрены особенности определения ширины (W) доплеровского спектра скоростей (ДСШ) метеорообразований (МО) методом "парных импульсов" при разных алгоритмах и условиях оценивания модулей коэффициентов корреляции (К.К.) отсчетов сигналов, отраженных от МО, в импульсных доплеровских метеорологических радиолокаторах с произвольной вобуляцией интервалов зондирования. Показано, что в режиме вобуляции межимпульсных интервалов зондирования ошибки оценивания W алгоритмами, которые используют модули усредненных значений К.К., возрастают пропорционально увеличению средней скорости движения МО. Предложен алгоритм устранения этого недостатка, который базируется на априорной информации о радиальной скорости МО.

Ключевые слова: импульсный Доплеровский метеорологический радиолокатор, вобуляция интервалов зондирования, метеорологические образования, метод "парных импульсов", моменты спектра.

METEOROLOGICAL OBJECTS DOPPLER SPECTRUM WIDTH IN COHERENT IMPULSE METEOROLOGICAL RADIOLOCATOR WITH PROBING PULSE SEPARATION WOBBLE EVALUATION PECULIARITIES

D.V. Atamanskiy, S.I. Shipitsyn

Peculiarities of determining the width (W) of the Doppler velocity range (DVR) of meteorological formations (MF) by the method of "paired pulses" under various algorithms and evaluation conditions of modules of correlation coefficients (CC) signals reading reflected from MF in the pulse Doppler meteorological radiolocators with a spontaneous probing pulse separation wobble have been examined. It has been shown that in the probing pulse separation wobble regime the errors of W evaluation with the help of the algorithm using the averaged CC indices' modules increase in proportion to the average MF moving speed. The algorithm to address this shortcoming, based on a priori information about radial velocity of MF, has been offered.

Keywords: pulse Doppler meteorological radiolocator, probing pulse separation wobble, meteorological formations, "paired pulses" method, spectral moment, statistical analysis.