

Зв'язок, радіотехніка, радіолокація, електроніка

УДК 621.396.96:551.501.815

Д.В. Атаманський

Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків

ОЦІНЮВАННЯ РАДІАЛЬНОЇ ШВИДКОСТІ МЕТЕООБ'ЄКТІВ ВІЙСЬКОВИМИ РАДІОЛОКАЦІЙНИМИ ЗАСОБАМИ САНТИМЕТРОВОГО ДІАПАЗОНУ ХВИЛЬ

Розглянуто процедуру виміру середньої радіальної швидкості (V_r) руху метеоб'єктів радіолокаційними засобами (РЛЗ) радіотехнічних військ (РТВ) сантиметрового діапазону хвиль за умов їх комплектації каналами обробки відбиттів від метеоутворень (метеоканалами). Визначені статистичні характеристики оцінок радіальної швидкості при різних алгоритмах пульсарного методу оцінювання. На основі аналізу цих характеристик обґрунтовано алгоритм, доцільний для впровадження в метеоканалах РЛЗ РТВ. Показано, що оцінки V_r , які при цьому будуть отримуватись, відповідають вимогам для їх долучення до інформаційної бази даних розпізнавання небезпечних метеоявищ, породжених рухом метеоутворень.

Ключові слова: імпульсний доплерівський метеорологічний радіолокатор, вобуляція інтервалів зондування, метеорологічні утворення, пульсарний метод.

Вступ

А. Зсув вітру відносять до числа небезпечних метеорологічних явищ, які породжуються рухом метеоутворень (МУ) і впливають на політ повітряних суден при зліті та посадці. Оперативний моніторинг цього дрібномасштабного та швидко мінливого в часі явища передбачає наявність щільної мережі спостережень з коротким інтервалом реагування [1].

Зазвичай ця мережа комплектується радіолокаційними системами виявлення – імпульсними доплерівськими метеорадіолокаторами (ІД МРЛ). Бажана щільність мережі ІД МРЛ не завжди досяжна через значні фінансові витрати. Для розширення парку радіолокаційних засобів (РЛЗ), спроможних здійснювати радіолокаційну розвідку метеоутворень (МУ), в роботах [2, 3] пропонується використання РЛЗ сантиметрового діапазону хвиль, що виконують інші завдання, але теоретично придатні для метеолокації. Такими засобами за умов їх оснащення окремим каналом обробки мето сигналів, можуть бути військові РЛЗ радіотехнічних військ (РТВ) сантиметрового діапазону хвиль.

Окремі результати досліджень вказаних засобів щодо спроможності формування вектора інформаційних параметрів метеоутворень необхідної повноти, якості (помилки оцінювання) і формату представлення в реальному часі в процесі їх бойового застосування відображені в роботах [2, 3]. Однак в цих роботах залишено по увагою ряд питань, пов'язаних з оцінюванням РЛЗ РТВ середньої радіальної швидкості V_r метеоутворень, яка використовується в алгоритмах розпізнавання ді-

лянок простору з небезпечними для повітряних суден значеннями зсувів вітру. Дослідженню цих питань присвячена дана стаття.

Б. Радіальна складова V_r швидкості МУ в імпульсно-доплерівських МРЛ зазвичай визначається автоковаріаційним ("пульсарним" [4, 6 – 8]) методом, в якому в її ролі використовується оцінка (\hat{V}_r) величини

$$V_r = c \cdot \arg(r); \quad (1,а)$$

$$c = \lambda / (4 \cdot \pi \cdot T), \quad (1,б)$$

де

$$\arg(r) = \varphi_T = \arctg(r''/r') \quad (2)$$

– аргумент (фаза) в загальному випадку комплексного коефіцієнту кореляції (КК)

$$r = r' + j \cdot r'' = R \cdot e^{j\varphi_T}, \quad j = \sqrt{-1}, \quad R = \sqrt{(r')^2 + (r'')^2} \quad (3)$$

відліків відбиттів від метеоутворень, розділених часовим інтервалом T .

Формула (1а) є наслідком зв'язку фази КК

$$\varphi_T = 2 \cdot \pi \cdot F_d \cdot T, \quad F_d = 2 \cdot V_r / \lambda \quad (4)$$

із залежним від довжини хвилі λ доплерівським зсувом частоти F_d відбиттів, який визначається швидкістю руху МУ (тут та далі всюди мається на увазі її радіальна складова V_r).

В багатьох випадках діапазон однозначності

$$V_r^{(0)} = \frac{\lambda}{2 \cdot T}, \quad (5)$$

що забезпечується при використанні (1) є недостатнім. Зокрема, для розгорнутих в підрозділах РТВ радіолокаційних засобах з $\lambda \approx 4,5$ см та $T = 1,25$ мс діапазон однозначного виміру V_r лежить в межах $V_r = \pm V_r^{(0)} / 2 = (\pm 9)$ м/с, що значно менше потрібного (± 50 м/с) діапазону, в якому знаходиться більшість значень швидкостей вітру з урахуванням його поривів [9].

В. В найбільш розповсюдженому в метеолокації методі розширення діапазону однозначності (1) використовуються фази оцінок КК відбиттів від МУ, розділених не рівними, а різними (вобульованими) часовими інтервалами. Зокрема, при використанні двох ($z = 2$) різних інтервалів $T = T_1$ та $T_2 \neq T_1$ в ролі оцінки швидкості використовується випадкова оцінка (\hat{V}_r^B) величини [4, 6, 7]

$$V_r^{(B)} = c_\Delta \cdot \arg_\Delta(r); \quad (6, a)$$

$$c_\Delta = \lambda / (4 \cdot \pi \cdot \Delta); \quad (6, б)$$

$$\arg_\Delta(r) = \arg(r_1) - \arg(r_2); \quad (6, в)$$

$$\Delta = T_1 - T_2, \quad T_1 \neq T_2, \quad (6, г)$$

де $\arg(r_i)$ – аргумент оцінки КК відліків відбиттів, розділених часовими інтервалами $T = T_i$, $i = 1, 2$.

Інтервал однозначності

$$V_r^{(0\Delta)} = \frac{\lambda}{2 \cdot \Delta} \quad (7)$$

оцінки (6) в T/Δ разів перевищує відповідний діапазон $V_r^{(0)}$ (5) методу (1). Однак таке розширення діапазону однозначності може супроводжуватися таким же і навіть більшим зростанням помилок вимірювання швидкості [6, с. 169, 4].

Г. Для подолання цього недоліку в [5] запропонований

алгоритм оцінювання, що дозволяє підвищити точність вимірювань радіальної швидкості і при цьому зберегти потрібний діапазон однозначності виміру швидкості. В цьому алгоритмі підсумкова оцінка швидкості формується як результат сумісного використання результатів розрахунків, отриманих як по (6), так і по (1). Перші використовуються для визначення тільки тієї частини

$$\gamma_i = V_{ri}^{(0)} \cdot \varepsilon \left(\frac{V_r^{(B)}}{V_{ri}^{(0)}} \right), \quad V_{ri}^{(0)} = \frac{\lambda}{2 \cdot T_i}, \quad i \in 1, 2 \quad (8, a)$$

оцінки загальної швидкості, яка складає ціле число ($\varepsilon(x)$) діапазонів однозначності для інтервалів $T = T_1$ або $T = T_2$. Другі коректують цю "грубу" оцінку по швидкостям

$$V_i = c_i \cdot \arg(r_i); \quad c_i = \lambda / (4 \cdot \pi \cdot T_i) \quad (8, б)$$

отриманим у відповідності з (1) по інтервалам $T = T_i$, $i \in 1, 2$.

Скоректовані значення швидкості (V_{ri}) для інтервалів зондування $T = T_i$, $i \in 1, 2$ розраховуються відповідно до виразу

$$V_{ri} =$$

$$= \begin{cases} V_{\text{cor } i}, & \text{якщо } \left| V_r^{(B)} - V_{\text{cor } i} \right| \leq V_{ri}^{(0)} / 2, & (a) \\ V_{\text{cor } i} + V_{ri}^{(0)}, & \text{якщо } \left| V_r^{(B)} - V_{\text{cor } i} \right| > V_{ri}^{(0)} / 2, & (б) \end{cases} \quad (9)$$

де

$$V_{\text{cor } i} = \gamma_i + V_i, \quad i \in 1, 2. \quad (10)$$

Коректування по (9, а) використовується при співпадінні знаків швидкостей, отриманих по (6) та (8, б).

Д. Точність алгоритмів (6), (9) в реальних умовах апріорної невизначеності характеризують статистичні характеристики випадкової оцінки \hat{V}_r , яка в цих умовах використовується замість апріорі невідомого значення швидкості V_r . Ці характеристики для даних умов залежать від наступних факторів [4]: від обсягу навчаючої вибірки, доступної для оцінювання V_r ; від абсолютних значень між імпульсних інтервалів зондування; від обраного закону та кратності (z) вобуляції (кількості різних інтервалів зондування); форми і ширини спектру флуктуацій швидкостей МУ.

Мета статті: доповнити і кількісно конкретизувати, проведений в [2, 3] аналіз можливостей оглядових РЛЗ РТВ сантиметрового діапазону хвиль щодо визначення радіальної швидкості руху метеооб'єктів в реальних умовах апріорної невизначеності та обмеженого часу спостереження за метеооб'єктами.

Аналітично визначити статистичні характеристики оцінок (6), (9) радіальної швидкості руху метеоутворень для РЛЗ РТВ на даний час складно. Тому вони отримуються в статистичному експерименті, умови, моделі та методика якого наводяться далі.

1. Методика аналізу, моделі й припущення

А. Для побудови оцінок (6), (9) швидкості МУ використовуються оцінки аргументів $\arg r_1$ та $\arg r_2$ апріорі невідомих КК $r_1 = r(T_1)$ та $r_2 = r(T_2)$, які визначаються елементами оціночної $M \times M$ кореляційної матриці (КМ)

$$A = \left\{ a_{pq} \right\}_{p,q=1}^M = Y \cdot Y^* = \sum_{i=1}^K y_i \cdot y_i^*, \quad (11, a)$$

що формується по вибірці обсягу K

$$\mathbf{Y} = \{ \mathbf{y}_i \}_{i=1}^K, \quad \mathbf{y}_i = \left\{ y_\ell^{(i)} \right\}_{\ell=1}^M \sim \text{CN}(\mathbf{0}, \mathbf{\Phi}) \quad (11, \text{б})$$

M -мірних векторів \mathbf{y}_i , $i \in 1, K$, що імітують комплексні амплітуди адитивної суміші власного шуму приймача та відбиттів від МУ в M суміжних інтервалах зондування з K суміжних елементів дальності [4 – 6]. Вони вважаються гаусовими взаємно незалежними векторами з нульовими середніми значеннями ($\overline{\mathbf{y}_i} = \mathbf{0}$, $i \in 1, K$) та однаковою кореляційною матрицею $\mathbf{\Phi} = \{ \varphi_{pq} \}_{p,q=1}^M = \overline{\mathbf{y}_i \cdot \mathbf{y}_i^*}$, $i \in 1, K$, яка вважається заданою. На її основі вибірка (11б) формується перетворенням

$$\mathbf{Y} = \{ \mathbf{y}_i \}_{i=1}^K = \mathbf{T} \cdot \Xi \quad (12, \text{а})$$

пакету

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

$$\overline{\xi_i \cdot \xi_j^*} = \begin{cases} \mathbf{I}_M, & i = j, \\ \mathbf{0}_M, & i \neq j, \end{cases} \quad i, j \in 1, K \quad (12, \text{б})$$

K взаємно незалежних комплексних гаусових M -мірних векторів ξ_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** $\mathbf{\Phi}$, що задовольняє рівності

$$\mathbf{T} \cdot \mathbf{T}^* = \mathbf{\Phi}. \quad (12, \text{в})$$

Б. Вважається, що **КМ** $\mathbf{\Phi}$ припускає уявлення

$$\mathbf{\Phi} = \{ \varphi_{pq} \}_{p,q=1}^M = \mathbf{D}_V \mathbf{\Phi}_0 \mathbf{D}_V^*, \quad (13)$$

де $\mathbf{\Phi}_0 = \mathbf{I}_M + \eta \cdot \rho$ (14)
– **КМ** суміші шуму з одиничною **КМ** \mathbf{I}_M та відбиттів від "нерухомих" ($V_r = 0$ м/с) МУ,

$$\mathbf{D}_V = \text{diag} \left\{ \exp \left(j \cdot 2 \cdot \pi \cdot 2 \cdot \frac{V_r}{\lambda} \cdot T_{av} \cdot v_\ell \right) \right\}_{\ell=1}^M \quad (15)$$

– діагональна $M \times M$ "матриця руху" МУ, η – відносна (відносно потужності шуму) потужність відбиттів від МУ (відношення сигнал/шум (ВСП)),

$$\rho = \{ \rho_{pq} \}_{p,q=1}^M, \quad \rho_{pp} = 1 \quad (16, \text{а})$$

– нормована **КМ** міжперіодних флукуацій відбиттів від МУ. Її елементи рівністю Вінера – Хінчина

$$\rho_{pq} = \int_{-1/2}^{1/2} s_n(f) \cdot e^{j \cdot 2 \cdot \pi \cdot f \cdot (v_p - v_q)} df, \quad p, q \in 1, M, \quad (16, \text{б})$$

пов'язані з нормованим умовою

$$\int_{-1/2}^{1/2} s_n(f) df = \rho_{pp} = 1, \quad p \in 1, M \quad (16, \text{в})$$

спектром $s_n(f)$ міжперіодних флукуацій відбиттів.

Через

$$f = f \cdot T_{av} = f / F_{av}, \quad F_{av} = 1 / T_{av} \quad (17, \text{а})$$

позначена нормована (безрозмірна) частота, а через

$$v_\ell = \tau_\ell / T_{av}, \quad \tau_\ell = \sum_{i=1}^{\ell-1} T_i, \quad \ell \in 1, M \quad (17, \text{б})$$

– нормований до середнього інтервалу

$$T_{av} = \frac{1}{M-1} \cdot \sum_{i=1}^{M-1} T_i \quad (17, \text{в})$$

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 $p \geq 1$ [10, 11] з унімодальними спектрами потужності виду

$$s_n(f) = \frac{C}{(1 - 2 \cdot x_0 \cdot \cos(2\pi \cdot f - f_0) + x_0^2)^p}. \quad (18)$$

Тут C – нормуюча константа, що забезпечує виконання умов (16в), $f_0 = 2 \cdot V_r \cdot T_{av} / \lambda$ – 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. В залежності від закону зондування (17) **КМ** (11) – (16), (18) набуває специфіку структури, яка враховується при формуванні по оціночній **КМ** $\hat{\Phi}$ (11а) оцінок $\hat{t}_i = \hat{t}(T_i)$ невідомих **КК**, по аргументам яких будуються оцінки швидкості (6), (9). В окремому випадку постійного інтервалу зондування ($T_i = T_{av} = T$) (невідомі) істинна **КМ** $\mathbf{\Phi}$ (13) є ермітовою тьопліцевою [12]. В цих умовах оцінкою $\hat{a}g(r)$ аргументу **КК**, що визначає оцінку \hat{V}_r швидкості (1), є аргумент

$$\hat{a}g(r) = \arg \sum_{i=1}^{M-1} a_{i+1,i} \quad (18)$$

суми елементів першої піддіагонали матриці \mathbf{A} (11, а).

В РЛЗ РТВ зазвичай використовуються два закони зміни (вобуляції) інтервалів зондування з однаковою кратністю вобуляції ($z = 4$). В першому з них (рис. 1, а) простір по черзі зондується з різними часовими інтервалами T_i $i \in 1, 4$. В другому

(рис. 2, б) пачка розбита на 4 рівні складові (підпачки) m_0 з постійними, але різними часовими інтервалами T_i $i \in 1, 4$ між імпульсами різних складових.

У випадку поперемінної вобуляції (рис. 1, а) апріорі рівними для фіксованого $i \in 1, 4$ є $\Phi_{4j-3+i, 4j-4+i}$ $j \in 1, L$ елементи першої піддіагоналі істинної КМ Φ (13). Тому у цьому випадку оцінками $\hat{a}g(r_i)$ аргументів $arg(r_i)$, $i = 1, 4$ можуть виступати оцінки аргументів величин

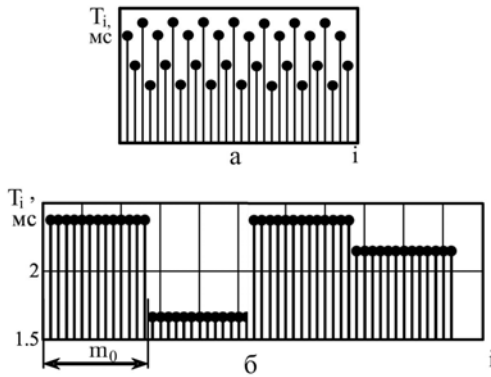


Рис. 1. Приклади вобуляції міжімпульсних інтервалів зондування

$$\hat{i}_i = \begin{cases} \frac{\sum_{j=1}^{L=\text{floor}[(M-2)/4]+1} a_{4j-3+i, 4j-4+i}}{\text{floor}[(M-2)/4]+1} & \text{при } i=1 \\ \frac{\sum_{j=1}^{L=\text{floor}[(M+1)/4]} a_{4j-3+i, 4j-4+i}}{\text{floor}[(M+1)/4]} & \text{при } i=2 \\ \frac{\sum_{j=1}^{L=\text{floor}[(M)/4]} a_{4j-3+i, 4j-4+i}}{\text{floor}[(M)/4]} & \text{при } i=3 \\ \frac{\sum_{j=1}^{L=\text{floor}[(M-1)/4]} a_{4j-3+i, 4j-4+i}}{\text{floor}[(M-1)/4]} & \text{при } i=4 \end{cases} \quad (19)$$

сум відповідних елементів перших піддіагоналей матриці A (11, а). де $\text{floor}\{x\}$ – символ округлення до меншого цілого.

При попачковій вобуляції (рис. 1, б) оцінки КК (\hat{i}_i) визначаються з виразів:

$$\hat{i}_i = \frac{\sum_{j=1}^{\text{ceil}[M/d]} \sum_{k=2}^{b+1} a_{d(j-1)+(i-1)b+k, d(j-1)+(i-1)b+k-1}}{g_i} \quad (20, a)$$

$$\text{при } d(j-1)+(i-1)b+k \leq M \quad (20, б)$$

$$g_i = b(\text{floor}\{M/d\} + c), \quad (20, в)$$

$$c = \begin{cases} 1, & \text{при } \text{floor}\left(\frac{M - \text{floor}\{M/d\} \cdot d}{b}\right) \geq i \\ 0, & \text{при } \text{floor}\left(\frac{M - \text{floor}\{M/d\} \cdot d}{b}\right) < i \end{cases} \quad (20, г)$$

де $d = b \cdot u$; $i \in 1, 4$;

$\text{ceil}\{x\}$ – символ округлення до більшого цілого;

b – кількість імпульсів у підпачці;

u – кількість підпачок, що укладаються в період вобуляції.

Д. Аналізу підлягає точність оцінювання середньої радіальної швидкості МУ радіолокаційними засобами РТВ ПС ЗС України, які теоретично здатні при відповідній доробці вимірювати параметри метеоутворень [2]. Вони умовно позначені як РЛС-1 – РЛС-4. Під РЛС-1 розуміються РЛС типу 19Ж6 (35Д6) та їх модернізованих варіантів [14 – 17], під РЛС-2 – РЛС типу 79К6, а під РЛС-3, 4 – висотоміри ПРВ-13, 16 відповідно [17]. Їх технічні характеристики, які використані при розрахунках і необхідні для подальших пояснень, наведені в табл. 1.

Вибір розмірів (M, K) навчаючої вибірки (11) здійснено у відповідності з методикою докладно розглянутою в [3].

Д. Кількісним показником точності вимірювання швидкості виступає середньоквадратичне відхилення (СКВ)

$$\sigma_{\delta V} = \int_{-\infty}^{\infty} \delta v_i \cdot \overline{\delta v_i}^2 p(\delta V) d\delta V \quad (21, a)$$

випадкової помилки

$$\delta V = V_r - \hat{V}_r \quad (21, б)$$

– різниці між точним значенням V_r швидкості та її оцінкою \hat{V}_r , отриманою відповідним алгоритмом в умовах, що розглядаються.

В (21) $p(x)$ та \bar{x} – щільність розподілу та середнє значення випадкової величини x . 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 (11, б) відповідного об'єму, матриці A (11, а) та оцінки \hat{V}_r (1), (6), (9), (10) на їх основі.

Головне завдання математичного експерименту полягає у визначенні для обраних РЛЗ РТВ (табл. 1)

– алгоритмів оцінювання середньої радіальної швидкості МУ;

– статистичних характеристик (21) оцінок V_r .

Таблиця 1

Типові значення деяких технічних параметрів РЛЗ, що розглядаються, та розміри (М×К) 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			
закон вобуляції		попачкова (рис. 1, б)						почергова (рис. 1, а)					
$F_{п\text{ ср}}$, Гц	“ Ч”	“ Р”		“ НР”		991,6		“ Ч”	“ Р”	“ 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	12	6	6	12	135 ⁰ /хв		135 ⁰ /хв		
М		59	29	29	14	14	36	18	19	9	17	8	
К	$R_{ст} = 1,2$ 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 зондуєчих імпульсів: частий, рідкий, надрідкий відповідно;
 $F_{п\text{ ср}}$, Гц – середня частота слідування зондуєчих імпульсів;
 Ω (об/хв) – швидкість обертання антени.

Результати цього експерименту призначені для обґрунтування доцільності включення результатів обробки сигналів, відбитих від МУ, РЛЗ РТВ до інформаційної бази даних для розпізнавання небезпечних гідрометеорологічних явищ природи.

2. Результати математичного моделювання і їх аналіз

А. Розпочнемо із оцінки впливу діапазону однозначності виміру швидкості V_r РЛЗ РТВ на точність оцінювання V_r . У всіх РЛЗ РТВ (табл. 1) використовується вобуляція періодів зондування, однак параметри і закони вобуляції істотно відрізняються. Зокрема, в РЛЗ-4 реалізована $z=2$ -кратна вобуляція з міжімпульсними інтервалами T_1 і $2T_1$, що з урахуванням (7) залишає діапазон однозначного виміру V_r постійного режиму зондування (5).

На відміну від спеціалізованих РЛЗ (метеорадіолокаторів (МРЛ)), де використовують вобуляцію на $z=2$ положення, а тривалість T_i ($i \in 1,2$) періодів зондування вибирають з умов досягнення балансу між значеннями максимальної дальності виявлення та інтервалу однозначності вимірювань V_r (± 50 м/с) МУ, в РЛЗ РТВ метеоінформація розглядається як корисний “додатковий продукт”, яка може автоматично отримуватись в процесі виконання основного завдання – видачі бойової та розвідувальної інформації про точкові цілі, що можуть ру-

хатись зі швидкостями до 1000 м/с. Тому для забезпечення однозначності вимірювань V_r (± 1000 м/с) зазвичай використовується вобуляція періодів зондування на $z=4$ положення. Крім цього для забезпечення необхідної точності фазового методу виміру швидкості точкових цілей і захисту від пасивних завад відповідним чином зменшуються міжімпульсні періоди зондування простору.

Б. Вобуляція на $z=4$ положення може розглядатись як об'єднання двох $z=2$ -кратних, де в якості аргументів $\arg(r_i)$ процедур (6), (9) виступають аргументи оцінок КК відліків, розділеними часовими інтервалами T_i і T_k , $i, k \in 1,4$, $i \neq k$. За оцінку швидкості (6), (9) і діапазону однозначності

$$V_r^{(0_i)} = \pm V_r^{(0_{\Delta i})} / 2,$$

можуть виступати як оцінки швидкостей $\hat{V}_r^{(1)}$, $\hat{V}_r^{(2)}$ і діапазони однозначності $V_r^{(0_1)}$, $V_r^{(0_2)}$, які отримані по кожній із цих $z=2$ -кратних вобуляцій, так і середнє арифметичне значення цих оцінок $(\hat{V}_r^{(12)})$ і діапазонів однозначності $V_r^{(0_{12})}$.

В табл. 2 наведені результати розрахунків максимальних $(V_r^{(0_{\max})})$, мінімальних $(V_r^{(0_{\min})})$ значень діапазонів однозначності $V_r^{(0_i)}$ досліджуємих РЛЗ для всіх можливих комбінацій часових інтервалів T_i і T_k ; $i, k \in 1,4$; $i \neq k$.

Діапазони однозначного виміру середньої швидкості МУ

РЛЗ	F_n , Гц (режим "Ч")	$V_r^{(0_{\max})}$, м/с	$V_r^{(0_{\min})}$, м/с
РЛЗ-1	1579 1634 1387 1491	± 1173	± 285
РЛЗ-2	1123 1048 973 823	± 391	± 77
РЛЗ-3	667 769 653 806	± 125	± 85
РЛЗ-4	800 400	± 9	± 9

Із аналізу табл. 2 слідує, що однозначність виміру швидкості в необхідному діапазоні ($V_r \in (-50, 50)$ м/с [4, 6, 7, 9]) забезпечується в лише РЛЗ 1 – 3, тому ці засоби і підлягають подальшому розгляду. Однак цими засобами вказаний діапазон перекривається зі значним запасом, що спричинює зниження точності оцінювання V_r по алгоритму (6) пропорційно розширенню діапазону однозначності.

Як ілюстрація цієї властивості алгоритму (6) на рис. 2 показані функції розподілу випадкової помилки δV (21, б) при різних значеннях діапазону

однозначності ($V_r^{(0_i)}, i \in 1, 2$). Видно, що по мірі розширення діапазону однозначності розширюється розмір довірчого інтервалу

$$\Delta_{\delta V} = f_{\delta V}(0, 95) - f_{\delta V}(0, 05), \quad (22)$$

в якому з імовірністю 0,9 лежать значення помилки δV (21, в), і відповідно, збільшується дисперсія помилки δV .

В (22) $f_{\delta V}(x)$ – значення функції розподілу випадкової величини δV в точці x .

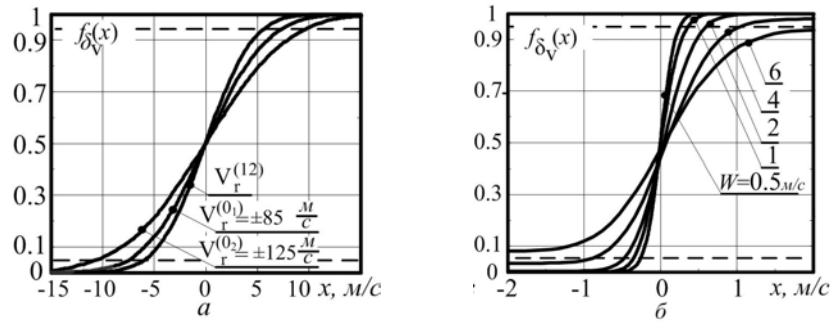


Рис. 2. Емпіричні функції розподілу помилки δV оцінки V_r ($W = 4$ м/с, $\eta = 10$ дБ, $p \rightarrow \infty$, $K = 8$):
а – РЛЗ-3, $M=16$; б – РЛЗ-2, $M=48$, $m_0=16$

В. Зростання помилок δV вимірювання V_r по алгоритму (6) зумовлено двома обставинами [6, с. 169; 4]:

- 1) помилка оцінки (6, а) пропорційна значенню c_{Δ} (6, б), у зв'язку з чим при однакових помилках оцінювання випадкових складових $\arg(r_1)$ і $\arg(r_2)$ помилка $\delta_{V_{\Delta}}$ визначення $V_r^{(b)}$ буде збільшуватись по мірі зменшення різниці Δ (6г), яка в свою чергу буде розширювати інтервал однозначності (7);
- 2) дисперсія оцінки (6) залежить від дисперсії

$$\sigma_{\Delta}^2 = |\overline{\Delta}|^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2 \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2 \cdot \rho_{12}$$

різниці $\Delta = \varphi_1 - \varphi_2$ випадкових аргументів

$\varphi_i = \arg(r_i)$ (6, в) з дисперсіями $\sigma_i^2 = |\overline{\varphi_i}|^2$, $i = 1, 2$ та їх коефіцієнтом кореляції ρ_{12} [4, 10]:

$$\rho_{12} = \frac{\overline{\varphi_1 \varphi_2}}{\sigma_1 \sigma_2} =$$

$$= \frac{\sum_{\ell=1}^N \arg(a_{21}(\ell)) \cdot \arg(a_{2+n, 1+n}(\ell))}{\sqrt{\sum_{\ell=1}^N |\arg(a_{21}(\ell))|^2 \cdot \sum_{\ell=1}^N |a_{2+n, 1+n}(\ell)|^2}}, \quad (23)$$

де значення n , що має сенс кількості часових інтервалів протяжністю $T = T_{av}$ між відліками вхідного процесу, які використані для обчислення відповідного елементу $a_{v, v-1}$, $v \in 2, M$ першої піддіагоналі оціночної КМ (11а). При відносно малій різниці інтервалів зондування T_1 та T_2 значення $\sigma_1 \approx \sigma_2 = \sigma$, так що

$$\sigma_{\Delta}^2 = \sigma_{\Delta}^2(n) = 2 \cdot \sigma^2 \cdot (1 - \rho_{12}(n)). \quad (24)$$

Із зменшенням рівня кореляції дисперсія різницевої фази $\arg_{\Delta}(\bar{r})$ (6, в) наближається до суми дисперсій складових, тому результуючі помилки виміру швидкості можуть стати навіть більшими, ніж збільшення діапазону її однозначного виміру.

Г. Друга обставина пояснює залежність помилок вимірювання V_r МУ від обраного закону вобуляції (рис. 1) і переваги (більшу швидкодійність) почергової вобуляції над попачковою. Так, як слідує із аналізу рис. 2, при почерговій вобуляції (рис. 2, а) для забезпечення приблизно однакових ширин довірчих інтервалів $\Delta_{\delta V}$ (22) необхідно обсяг $(16/4 \times 8 = 32)$ вибірки, що в 4 рази менший обсягу $(16 \times 8 = 128)$ вибірки, який необхідний при попачковій вобуляції (рис. 2, б).

Більша швидкодійність почергової вобуляції пояснюється наступною властивістю законів вобуляції (рис. 1). У відповідності з (19), (20) можна вважати, що в (23) для почергової вобуляції значення $n=1$, тоді як для попачкової $n \approx M/2$. Тому значення $\rho_{12}(n)$ при попачковій вобуляції менше значення $\rho_{12}(n)$ при почерговій вобуляції, що обумовлює збільшення дисперсії (ширини довірчого інтервалу (22)) помилки оцінювання δV (21, б) для цього закону вобуляції. Описана властивість законів вобуляції також пояснює різницю в статистичних характеристиках їх усереднених оцінок $V_r^{(12)}$ (п. Б). Саме більша кореляція оцінок складових $(V_r^{(1)}, V_r^{(2)})$ оцінки $V_r^{(12)}$ обумовлює меншу дисперсію (ширину довірчого інтервалу) цієї оцінки при почерговій (рис. 2, а) вобуляції в порівнянні з попачковою (рис. 2, б).

Д. Більш повну картину про статистичні характеристики оцінок радіальної швидкості МУ РЛЗ, що розглядаються (табл. 1), дають графіки, які показані

на рис. 3. На них приведені залежності показника (21, а) точності вимірювання швидкості V_r від ширини W доплерівського спектру флуктуацій швидкостей складових метеоутворень, що є, в свою чергу, функцією коефіцієнта міжперіодної кореляції флуктуацій імпульсів пачки (16, б). Фіксованими параметрами моделювання виступають розмір пачки (M) та обсяг навчаючої вибірки (K).

Аналіз залежностей показує, що СКВ (21, а) помилок оцінювання V_r МУ по алгоритму (6) значно перевищує максимально допустиме значення ± 1 м/с [7, 9], що відповідно знижує якість розпізнавання небезпечних явищ, пов'язаних з рухом МУ.

Одним із очевидних шляхів зменшення помилок оцінювання V_r по алгоритму (6), поряд з відповідним підбором міжімпульсних інтервалів зондування (п. Б, В), є збільшення розміру M та обсягу вибірки K.

В метеорологічних РЛЗ збільшення M і K здійснюється за рахунок вибору швидкості Ω (об/хв) обертання антени, яка може змінюватись адаптивно від 0 до 6 об/хв відповідно до метеоситуації. В військових РЛЗ радіолокаційна розвідка МУ здійснюється в рамках виконання основного завдання – виявлення і виміру координат точкових цілей. Для його вирішення підібрані відповідні параметри пристроїв РЛЗ.

Зміна окремих з них (між імпульсного інтервалу, режимів (“С”, “Р”) запуску передавача, обсягу m_0 підпачок (рис. 1, б), швидкості обертання антени, ширини спектра зондувальних імпульсів) для зменшення помилок оцінювання параметрів МО практично неможлива.

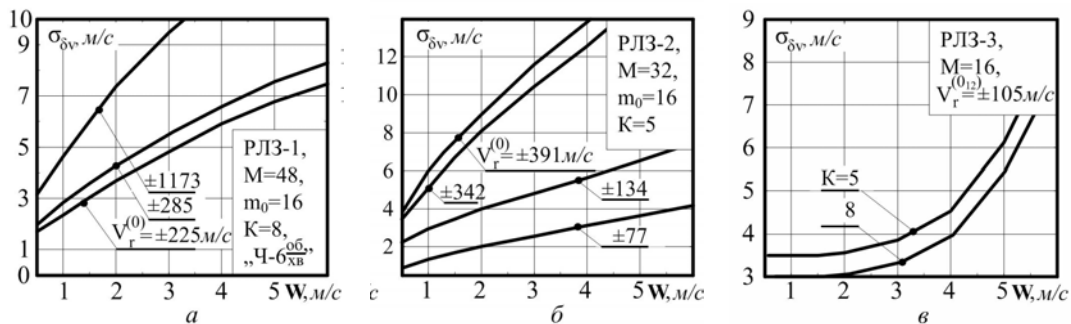


Рис. 3. СКВ помилки δV при використанні алгоритму (6) $p \rightarrow \infty, \eta = 10$ дБ

Таким чином, на відміну від МРЛ, де алгоритм (6) дає задовільні помилки вимірювань V_r в необхідному діапазоні швидкостей МУ [6, 7], в РЛЗ РТВ помилки оцінювання V_r значно перевищують допустимі ± 1 м/с.

Е. Зменшити помилки вимірювань V_r можливо за рахунок застосування “швидкодійних [14]” алгоритмів обробки, в яких при однакових

розмірах M та обсягах вибірки K помилки оцінювання V_r менші помилок алгоритму (6). Перспективний в цьому плані алгоритм (11) “пульсарного” методу (ППМ) оцінювання V_r . Висока “швидкодійність” цього алгоритму підтверджується аналізом показаних на рис. 4 емпіричних функцій розподілу помилки δV (21, б) алгоритмів (6) і (11) для одного із варіантів комбінації періодів T_i

і T_k при $z = 2$ -кратній вобуляції. Із рисунка видно, що розмір довірчих інтервалів (22) помилки δV алгоритму (11) приблизно на порядок менше відповідного інтервалу алгоритму (6).

Така істотна різниця в точності виміру швидкості руху МУ пов'язана з тим, що дисперсія помилки

(ширина довірчого інтервалу) алгоритму (11) визначається дисперсією помилки оцінки V_2 (8, б) при $T_2 = \min(T_1, T_k)$, пропорційною квадрату множника c_2 , що в T_2/Δ разів менше множника c_Δ (6, б), квадрату якого пропорційна дисперсія помилки алгоритму (6) (п. В Вступу).

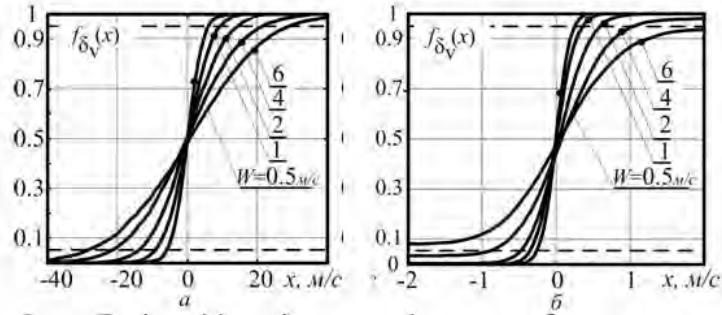


Рис. 4. Емпіричні функції розподілу помилки δV при використанні ПІМ (РЛЗ-2, $p \rightarrow \infty$, $M=32$, $K=5$, $V_r^{(0)} = \pm 391$ м/с, $\eta = 10$ дБ); а – алгоритм (6); б – алгоритм (11)

Є. Загальне уявлення про інтегральні статистичні характеристики оцінки V_r (11) дають залежності СКВ помилки δV (21) від ширини W доплерівського спектру флуктуацій швидкостей МУ, які показані на рис. 5.

Моделювання проведено для типових режимів зондування РЛЗ (табл. 1) з урахуванням можливих

значень $V_r^{(0)}$. Із аналізу рис. 5 слідує, що при реалізації в метеоканалах РЛЗ РТВ алгоритму (11) очікувані значення СКВ помилки δV (21, б) оцінювання середньої радіальної швидкості (V_r) небезпечних метеоутворень ($\eta > 10$ дБ) не перевищують максимально допустиме значення ± 1 м/с.

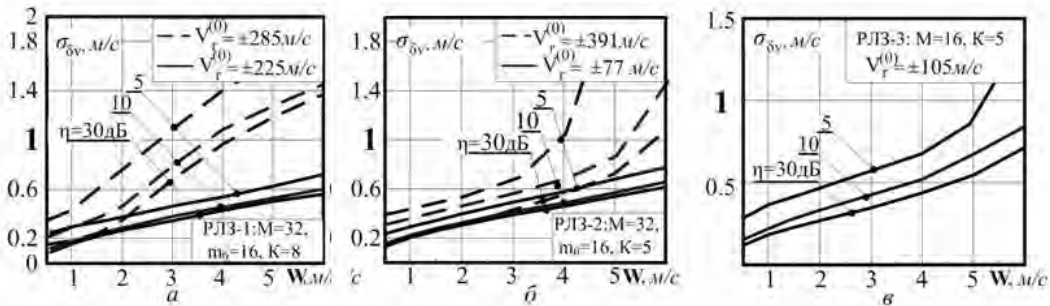


Рис. 5. СКВ помилки δV при використанні алгоритму (11) ($p \rightarrow \infty$)

Істотно вища “швидкодійність” алгоритму (11) в порівнянні з алгоритмом (6) може розглядатись як вагомий аргумент для його реалізації в метеоканалах РЛЗ РТВ, а статистичні характеристики його оцінок – для обґрунтування доцільності включення результатів обробки сигналів, відбитих від МУ, до інформаційної бази даних для розпізнавання небезпечних гідрометеорологічних явищ природи.

Висновки

1. Досліджено різні алгоритми пульсарного методу оцінювання середньої радіальної швидкості (V_r) руху метеоб'єктів з метою визначення доцільного для впровадження в метеоканалах РЛЗ РТВ. Показано, що на відміну від МРЛ, де стандартний алго-

ритм (6) пульсарного методу оцінювання дає задовільні помилки вимірювань V_r в необхідному діапазоні швидкостей МУ, в метеоканалах РЛЗ РТВ помилки оцінювання V_r алгоритму (6) значно перевищують допустимі ± 1 м/с. Зменшення помилок оцінювання V_r за рахунок зміни параметри пристроїв РЛЗ (між імпульсного інтервалу зондування, режимів (“С”, “Р”) запуску передавача, обсягу m_0 підпачок (рис. 1, б), швидкості обертання антени, ширини спектра зондувальних імпульсів) практично неможливо.

2. Для підвищення точності вимірювань запропоновано застосування “швидкодійних” алгоритмів обробки, зокрема алгоритму (11) на основі сумісного використання оцінок, що отримуються процеду-

рою виміру швидкості в режимі вобуляції періодів зондування. При цьому забезпечується необхідна точність оцінювання V_r і зберігається потрібний діапазон однозначного виміру V_r .

3. Оцінки V_r , що отримуються метеоканалами РЛЗ РТВ по алгоритму (11), можуть використовуватись в інформаційній базі даних для розпізнавання небезпечних явищ природи, що породжуються рухом метеоутворень.

Список літератури

1. Руководство по практике метеорологических подразделений, обслуживающих авиацию / Секретариат всемирной метеорологической организации / Женева – 2003. – 50 с.

2. Климченко В.І. Аналіз потенційних можливостей оглядових РЛС сантиметрового діапазону хвиль щодо забезпечення дій авіації Повітряних Сил України метеорологічною інформацією / В.І. Климченко, Г.Г. Камалтинов, В.Л. Місайлов // Системи озброєння і військова техніка. – 2011. – №1(25). – С. 21-27.

3. Атаманський Д.В. Точність оцінювання відбиваності метеооб'єктів військовими радіолокаційними засобами сантиметрового діапазону хвиль / Д.В. Атаманський, Д.С. Рачков, А.В. Семеняка // Системи озброєння і військова техніка. – 2012. – Вип. 2(30). – С. 48-54.

4. Леховицький Д.І. Модифіцированный метод парных импульсов для когерентных импульсных МРЛ с произвольными интервалами зондирования / Д.І. Леховицький, Д.С. Рачков, А.В. Семеняка, Д.В. Атаманський, А.А. Пушков // Успехи современной радиоэлектроники. – 2012. – № 3. – С. 25-45.

5. S.M. Torres, Y.F. Dubel, and D.S. Zrnich, "Design, implementation, and demonstration of a staggered PRT algorithm for the WSR-88D," J. Atmos. Oceanic Technol., vol. 21, pp. 1389-1399, Sep. 2004.

6. 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. – 212 с.

7. Метеорологические автоматизированные радиолокационные сети / [Базлова Т.А., Бочарников Н.В., Брылев Г.Б. и др.]; отв. ред. Г.Б. Брылев. – СПб.: Гидрометеоиздат, 2002. – 209 с.

8. V. Efremov. Results of theoretical and experimental investigations of meteorological formations power spectrum using superresolution methods./V. Efremov, V. Laurukevich, I. Vy-legzhanin, B. Vovshin, D. Lekhovyt'skiy //– IRS – 1006, Hamburg, Germany, 06-21 September 1006, Proc. – P. 444-454.

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

10. Дженкинс Г. Спектральный анализ и его приложения. Т. 2 / Г. Дженкинс, Д. Ваттс. – М.: Мир, 1972. – 287 с.

11. Леховицький Д.І. Моделирование пассивных помех импульсным РЛС на основе процессов авторегрессии произвольного порядка / Д.І. Леховицький, И.Г. Кириллов // Системи обробки інформації. – 2008. – № 3 (70). – С. 90-101.

12. Воеводин В.В. Матрицы и вычисления / В.В. Воеводин, Ю.А. Кузнецов. – М.: Наука, Главная редакция физико-математической литературы, 1984. – 320 с.

13. Леховицький Д.І. Извлечение метеоинформации на основе спектрального и корреляционного анализа отражений в импульсных доплеровских метеорологических РЛС / Д.І. Леховицький, Г.А. Жуга, Б.М. Вовшин, В.В. Лаврукевич // Прикладная радиоэлектроника. – 2007. – Т. 6, № 4. – С. 491-510.

Надійшла до редколегії 16.05.2012

Рецензент: д-р техн. наук, доц. К.С. Васюта, Харківський університет Повітряних Сил, Харків.

ОЦЕНИВАНИЕ РАДИАЛЬНОЙ СКОРОСТИ МЕТЕООБЪЕКТОВ ВОЕННЫМИ РАДИОЛОКАЦИОННЫМИ СРЕДСТВАМИ САНТИМЕТРОВОГО ДИАПАЗОНА ВОЛН

Д.В. Атаманский

Рассмотрена процедура измерения средней радиальной скорости (V_r) движения метеообъектов радиолокационными средствами (РЛС) радиотехнических войск (РТВ) сантиметрового диапазона волн при условии их характеристики каналами обработки отражений от метеообразований (метеоканалами). Определены статистические характеристики оценок радиальной скорости при разных алгоритмах пульсарного метода оценивания. На основе анализа этих характеристик обоснован алгоритм, целесообразный для внедрения в метеоканалах РЛС РТВ. Показано, что получаемые при этом оценки V_r отвечают требованиям для них включения в информационную базу данных распознавания опасных метеоявлений, порожденных движением метеообразований.

Ключевые слова: импульсный доплеровский метеорологический радиолокатор, вобуляція інтервалов зондування, метеорологические образования, пульсарный метод.

ESTIMATION OF RADIAL SPEED OF METEOROLOGICAL OBJECTS IN MILITARY SHF RADAR SYSTEMS

D.V. Atamanskiy

Procedure of estimation of a meteorological formation mean radial speed (V_r) in military SHF radar systems in the case of using channels for meteorological reflection processing (weather channels) was considered. Statistical characteristics of radial speed estimates were determined for different algorithms of "pulse pair" estimation method. On the basis of analysis of such characteristics it was proved the algorithm which is advisable for application in weather channels of military radars. It was shown that the estimates of V_r which will be obtained correspond to requirements for their using in common data base of recognition of dangerous meteorological phenomena caused by moving meteorological formations.

Keywords: pulse Doppler weather radar, sounding interval wobble, meteorological formations, "pulse pair" method.