

УДК 621.396.96

Адаптивне оцінювання параметрів руху малорозмірного БПЛА за даними відеокамери і FMCW-далекоміру

Жук С. Я., Соколов К. А.

Національний технічний університет України "Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського", м. Київ, Україна

E-mail: s.zhuk@kpi.ua, k.sokolov@kpi.ua

На сьогоднішній день розвиток технологій побудови малорозмірних БПЛА (МБПЛА) призвів до широкого їх використання в різних галузях господарства, а також для задоволення потреб комерційних і приватних споживачів. Разом цим широкий доступ до даної технології і її розповсюдження також породжує новий клас загроз. Це обумовлює необхідність у розробці засобів спостереження, що виявляють та супроводжують МБПЛА у просторі. Комбінована система спостереження, що включає відеокамеру та FMCW-далекомір здатна визначати координати місцеположення МБПЛА в просторі. Сучасні МБПЛА відносяться до інтенсивно маневруючих цілей, які спроможні здійснювати інтенсивні маневри, зависати і не рухатись у просторі. Це вимагає використання при розробці алгоритмів траєкторної обробки адекватних методів оцінювання параметрів руху МБПЛА, які враховують його можливі маневри. Для опису руху МБПЛА в прямокутній місцевій системі координат використано стохастичну динамічну систему з випадковою структурою в дискретному часі, яка враховує три основні види руху: зависання, майже рівномірний рух, рух з маневром. Отримано рівняння вимірювання в прямокутній місцевій системі координат комбінованої системи спостереження за МБПЛА, що включає відеокамеру і FMCW-далекомір. Для синтезу алгоритму адаптивного оцінювання параметрів руху МБПЛА використано математичний апарат змішаних марківських процесів в дискретному часі, який дозволяє отримати рекурентні алгоритми оцінювання. В розробленому алгоритмі обчислюються перший та другий моменти умовних апостеріорних щільностей ймовірності параметрів руху МБПЛА, а також екстрапольовані та апостеріорні ймовірності різних типів його руху. При цьому він забезпечує полігаусівську апроксимацію безумовної апостеріорної щільності ймовірності параметрів руху МБПЛА при переході на наступний крок оцінювання. Адаптивний фільтр є багатоканальним і відноситься до класу пристроїв із зворотними зв'язками між каналами. Аналіз розробленого алгоритму адаптивного оцінювання параметрів руху МБПЛА за даними відеокамери і FMCW-далекоміру проведено шляхом статистичного моделювання.

Ключові слова: БПЛА; FMCW-далекомір; відеокамера; параметри руху; види маневру; адаптивне оцінювання; змішані марківські процеси; апостеріорна щільність ймовірності

DOI: [10.20535/RADAR.2023.91.46-52](https://doi.org/10.20535/RADAR.2023.91.46-52)

Вступ

Протягом останнього десятиліття значно зросли масштаби використання малорозмірних БПЛА (МБПЛА) у сферах безпеки, господарства, розваг та обслуговування [1,2]. Набув подальшого розвитку модельний ряд даних апаратів. Модульність будови, можливість розширення базового функціонала МБПЛА різноманітною апаратурою, зокрема давачами, сканерами та іншим спеціальним обладнанням дозволило зробити різні вузькопрофільні системи для вирішення різноманітних задач. Простота використання, інтегрованість з мобільними пристроями лише сприяла швидким темпам розпо-

всюдження МБПЛА серед кінцевих користувачів, оскільки навчання оператора не займає багато часу.

Малі габарити, висока мобільність та невелика собівартість МБПЛА обумовлюють їх високу доступність та широкий спектр використання різними користувачами. Наразі правові питання використання даної технології не є повністю врегульованими. Висока доступність будь-якому користувачу може нести не тільки користь, але й потенційну небезпеку, що підтверджується значною кількістю інцидентів з використанням МБПЛА [3]. Використання даної технології в цілях шпіонажу, контрабанди, терористичних актів та інших протиправних дій є реальними загрозами [4,5]. Потенціал розвитку даної технології є досить значним, а отже ще більше

сфер діяльності зможуть використовувати можливості даних систем. І їх кількість у вжитку буде тільки зростати. А отже, питання щодо створення систем протидії МБПЛА стоїть дуже гостро і є актуальним.

Одними з основних засобів виявлення і супроводження МБПЛА є системи відеоспостереження. Вони забезпечують високу точність вимірювання кутових координат і роздільну здатність, що відкриває широкі можливості щодо ідентифікації типів об'єктів [6]. Системи відеоспостереження використовують як широкопольні (панорамні), так і вузькопольні відеокамери, а також спеціальне програмне забезпечення [7]. Такі камери автоматично фокусуються на об'єктах, якими є МБПЛА, вирішують завдання їх розпізнавання з використанням еталонних зображень, виконують відеозапис наближення МБПЛА до об'єкту, та активують відповідну сигналізацію [8]. Але відеокамера вимірює лише кутові координати об'єкта і не дозволяє визначити його положення в просторі.

Значення дальності до цілі може бути виміряно з використанням далекоміра. Широке використання для вимірювання дальності до об'єкта на малих і середніх відстанях знаходить далекомір неперервного випромінювання з частотною модуляцією (FMCW-далекомір) [9]. В ньому застосовується зміна робочої частоти під час вимірювання. Перевагами FMCW-далекоміра є: можливість вимірювання дуже малих відстаней до цілі, висока точність вимірювання дальності та радіальної швидкості, низка середня потужність сигналу, що випромінюється. Комбінована система спостереження, що включає відеокамеру та FMCW-далекомір здатна визначити координати місцеположення МБПЛА в просторі.

Сучасні МБПЛА, відносяться до інтенсивно маневруючих об'єктів, які спроможні здійснювати різкі зміни напрямку руху, інтенсивні маневри, а також зависати і не рухатись у просторі [10]. Це обумовлює необхідність використання при розробці алгоритмів траєкторної обробки адекватних методів оцінювання параметрів руху МБПЛА, які враховують його можливі маневри. В роботі з використанням математичного апарату змішаних марківських процесів в дискретному часі [11] розроблено алгоритм адаптивного оцінювання параметрів руху МБПЛА за даними відеокамери і FMCW-далекоміру. Його аналіз проведено шляхом статистичного моделювання.

1 Математичні моделі руху МБПЛА і вимірювання його координат відеокамерою і FMCW-далекоміром

Основою алгоритмів побудови траєкторної фільтрації являються моделі руху об'єкта і вимірювання

його координат системою спостереження [12, 13]. При побудові моделі руху об'єкта в якості базової бажано використовувати прямокутну систему координат (СК). Її основна перевага полягає в тому, що для опису прямолінійного руху об'єкта використовуються лінійні динамічні моделі в неперервному або дискретному часі, на відміну від інших СК, що значно спрощує алгоритми траєкторної фільтрації.

При побудові математичної моделі руху МБПЛА в прямокутній місцевій СК виділено три базових варіанти його руху $M = 3$: висіння з малим випадковим зміщенням $j = 1$; прямолінійний рух з малим випадковим прискоренням $j = 2$; інтенсивний маневр $j = 3$. В якості математичної моделі руху МБПЛА, яка дозволяє описати зміни руху у невідомі для спостерігача моменти часу, використано стохастичну динамічну систему з випадковою структурою виду в дискретному часі [14]:

$$\lambda(k) = \mathbf{B}_j \lambda(k-1) + \mathbf{C}_j \mathbf{w}(k), \quad j = \overline{1, M} \quad (1)$$

де $\lambda^T(k) = (x(k), \dot{x}(k), \ddot{x}(k), y(k), \dot{y}(k), \ddot{y}(k), z(k), \dot{z}(k), \ddot{z}(k))$ – вектор стану, що включає координати положення, швидкості і прискорення по осях прямокутної місцевої СК; $\mathbf{w}(k)$ – некорельована послідовність гаусівських векторів $\mathbf{M}[\mathbf{w}(k)] = 0$, $\mathbf{M}[\mathbf{w}(k)\mathbf{w}^T(k)] = \mathbf{I}$; \mathbf{F}_j , \mathbf{C}_j – відомі матриці

$$\mathbf{B}_j = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_j^d & 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{B}_j^d & 0 \\ 0 & 0 & \mathbf{B}_j^d \end{bmatrix}, \quad \mathbf{C}_j(k) = \begin{bmatrix} \mathbf{C}_j^d & 0 & 0 \\ 0 & \mathbf{C}_j^d & 0 \\ 0 & 0 & \mathbf{C}_j^d \end{bmatrix};$$

$$\mathbf{B}_1^d = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B}_2^d = \begin{bmatrix} 1 & T & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{B}_3^d = \begin{bmatrix} 1 & T & \frac{T^2}{2} \\ 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{C}_1^d = \begin{bmatrix} \sigma_1 \cdot T \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{C}_2^d = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_2 \cdot T^2}{2} \\ \sigma_2 \cdot T \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{C}_3^d = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_3 \cdot T^3}{6} \\ \frac{\sigma_3 \cdot T^2}{2} \\ \sigma_3 \cdot T \end{bmatrix};$$

$\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3$ – СКВ флуктуацій швидкості, прискорення та швидкості зміни прискорення МБПЛА для першого, другого і третього типів руху, відповідно.

Для опису типу структури моделі руху МБПЛА (1), що відповідає певному виду руху, використовується ланцюг Маркова $a_j(k)$, $j = \overline{1, M}$ з ймовірностями переходів $\Pi_{i,j}(k, k-1)$, $i, j = \overline{1, M}$. Він керує випадковою зміною структури моделі у часі.

Відеокамера і FMCW-далекомір вимірюють азимут $\varphi^v(k)$, кут місця $\theta^v(k)$, радіальну дальність $r^v(k)$ до БПЛА та радіальну швидкість $\dot{r}^v(k)$ в сферичній СК. Враховуючи, що при побудові моделі руху МБПЛА використано прямокутну місцеву СК,

рівняння спостереження мають вид

$$\begin{aligned}\varphi^v(k) &= \arctg\left(\frac{y(k)}{x(k)}\right) + v_\varphi(k); \\ \theta^v(k) &= \arctg\left(\frac{z(k)}{\sqrt{x^2(k) + y^2(k)}}\right) + v_\theta(k); \\ r^v(k) &= \sqrt{x^2(k) + y^2(k) + z^2(k)} + v_r(k); \\ \dot{r}^v(k) &= \frac{x(k)\dot{x}(k) + y(k)\dot{y}(k) + z(k)\dot{z}(k)}{\sqrt{x^2(k) + y^2(k) + z^2(k)}} + v_{\dot{r}}(k),\end{aligned}\quad (2)$$

де $v_\varphi(k)$, $v_\theta(k)$, $v_r(k)$, $v_{\dot{r}}(k)$ – некорельовані помилки вимірювання відповідних координат з дисперсіями σ_φ^2 , σ_θ^2 , σ_r^2 , $\sigma_{\dot{r}}^2$.

Координати МБПЛА в прямокутній і сферичній СК зв'язані нелінійними рівняннями

$$\begin{aligned}x^v(k) &= r^v(k) \cos \theta^v(k) \cos \varphi^v(k); \\ y^v(k) &= r^v(k) \cos \theta^v(k) \sin \varphi^v(k); \\ z^v(k) &= r^v(k) \sin \theta^v(k).\end{aligned}\quad (3)$$

Виконавши лінеаризацію виразів (3), рівняння спостереження відеокамери і ФМСW-далекоміра в прямокутній СК з врахуванням (2) можна привести до вигляду [15]:

$$\begin{aligned}x^v(k) &= x(k) + v_x(k); \\ y^v(k) &= y(k) + v_y(k); \\ z^v(k) &= z(k) + v_z(k); \\ \dot{r}^v(k) &= \frac{x(k)\dot{x}(k) + y(k)\dot{y}(k) + z(k)\dot{z}(k)}{\sqrt{x^2(k) + y^2(k) + z^2(k)}} + v_{\dot{r}}(k),\end{aligned}\quad (4)$$

де $v_x(k)$, $v_y(k)$, $v_z(k)$ – помилки вимірювання положення МБПЛА в прямокутній СК.

У векторному вигляді рівняння спостереження (4) можна представити у вигляді

$$\lambda^v(k) = \mathbf{g}(\lambda(k)) + \mathbf{v}(k),\quad (5)$$

де $\lambda^v(k) = (x^v(k), y^v(k), z^v(k), \dot{r}^v(k))$ – вектор, компонентами якого є параметри руху МБПЛА, що вимірюються; $\mathbf{g}(\lambda(k))$ – нелінійна векторно-значна функція, яка розраховує істинні значення параметрів руху, що вимірюються; $\mathbf{v}(k) = (v_x(k), v_y(k), v_z(k), v_{\dot{r}}(k))^T$ – вектор помилок вимірювання положення МБПЛА у прямокутній СК та радіальної швидкості з кореляційною матрицею

$$\mathbf{R}(k) = \begin{bmatrix} \mathbf{R}_{xyz}(k) & 0 \\ 0 & \sigma_{\dot{r}}^2(k) \end{bmatrix}.$$

Елементи кореляційної матриці $\mathbf{R}_{xyz}(k)$ визначаються за формулами [15]:

$$\begin{aligned}\sigma_x^2(k) &= \sigma_r^2 \cos^2 \theta(k) \cos^2 \varphi(k) + \\ &+ r^2(k) \sigma_\theta^2 \cos^2 \varphi(k) \sin^2 \theta(k) + r^2(k) \sigma_\varphi^2 \sin^2 \varphi(k) \cos^2 \theta(k); \\ \sigma_y^2(k) &= \sigma_r^2 \cos^2 \theta(k) \sin^2 \varphi(k) + \\ &+ r^2(k) \sigma_\theta^2 \sin^2 \varphi(k) \sin^2 \theta(k) + r^2(k) \sigma_\varphi^2 \cos^2 \varphi(k) \cos^2 \theta(k); \\ \sigma_z^2(k) &= \sigma_r^2 \sin^2 \theta(k) + \sigma_\theta^2 r^2(k) \cos^2 \theta(k); \\ \sigma_{xy}^2(k) &= 0.5 \sin 2\varphi(k) (\cos^2 \theta(k) \sigma_r^2 - r^2(k) \sigma_\varphi^2 + \\ &+ \sin^2 \theta(k) r^2(k) \sigma_\theta^2); \\ \sigma_{xz}^2(k) &= 0.5 \sin 2\theta(k) \sin \varphi(k) (\sigma_r^2 - r^2(k) \sigma_\theta^2(k)); \\ \sigma_{yz}^2(k) &= 0.5 \sin 2\theta(k) \cos \varphi(k) (\sigma_r^2 - r^2(k) \sigma_\theta^2(k)),\end{aligned}$$

де $r(k)$, $\varphi(k)$, $\theta(k)$ – координати об'єкта в сферичній СК.

Компоненти кореляційної матриці помилок вимірювання $\mathbf{R}(k)$ в прямокутній СК залежать від поточного положення МБПЛА. Тому вони повинні обчислюватися на кожному кроці спостережень.

2 Алгоритм адаптивного оцінювання параметрів руху МБПЛА за даними відеокамери і ФМСW-далекоміру

Найбільш повне рішення задачі оцінювання полягає у визначенні апостеріорної щільності ймовірності процесу, що оцінюється. При використанні квадратичної функції втрат в критерії мінімуму апостеріорного ризику в якості оптимальної оцінки процесу $\lambda(k)$ використовується математичне очікування апостеріорної щільності ймовірності, а її кореляційна матриця є кореляційною матрицею похибок оцінки при умові, що отримана відповідна послідовність вимірювань.

Векторна послідовність, що об'єднує неперервно-значний вектор стану моделі руху об'єкта $\lambda(k)$ та дискретний компонент $a_j(k)$, що характеризує вид його руху, відноситься до класу змішаних марківських процесів у дискретному часі. Дотримуючись методики синтезу, наведеної в монографії [10], можна показати, що апостеріорна щільність ймовірності змішаного процесу розраховується рекурентно, а оптимальний фільтр відноситься до класу багатоканальних пристроїв зі зворотними зв'язками між каналами. На практиці реалізація оптимального алгоритму спільної фільтрації змішаного марківського процесу призводить до значних обчислювальних витрат. Тому на практиці використовуються квазі-оптимальні алгоритми фільтрації.

Виконуючи лінеаризацію рівняння вимірювання радіальної швидкості в (4), а також метод гаусівської апроксимації щільностей ймовірності, можна

показати, що квазіоптимальний алгоритм адаптивної фільтрації параметрів руху МБПЛА у прямокутній СК за даними відеокамери і FMCW-далекоміру має вигляд [16]:

$$P(a_j(k)|\Lambda^v(k-1)) = \sum_{i=1}^M \Pi_{ij}(k, k-1) P(a_i(k-1)|\Lambda^v(k-1)); \quad (6)$$

$$\lambda_j^*(k) = \sum_{i=1}^M \Pi_{ij}(k, k-1) P(a_i(k-1)|\Lambda^v(k-1)) \mathbf{B}_j \hat{\lambda}_i(k-1) / P(a_j(k)|\Lambda^v(k-1)); \quad (7)$$

$$\mathbf{R}_j^*(k) = \sum_{i=1}^M \left\{ \mathbf{B}_j \hat{\mathbf{R}}_i(k-1) \mathbf{B}_j^T + \mathbf{C}_j \mathbf{C}_j^T + (\mathbf{B}_j \hat{\lambda}_i(k-1) - \lambda_j^*(k)) (\mathbf{B}_j \hat{\lambda}_i(k-1) - \lambda_j^*(k)) \right\}^T \times \\ \times \Pi_{ij}(k, k-1) P(a_i(k-1)|\Lambda^v(k-1)) / P(a_j(k)|\Lambda^v(k-1)); \quad (8)$$

$$\hat{\lambda}_j(k) = \lambda_j^*(k) + \mathbf{K}_j(k) (\lambda^v(k) - \mathbf{g}(\lambda_j^*(k))); \quad (9)$$

$$\mathbf{K}_j(k) = \mathbf{R}_j^*(k) \mathbf{G}_j^T(k) (\mathbf{G}_j(k) \mathbf{R}_j^*(k) \mathbf{G}_j^T(k) + \mathbf{R}(k))^{-1}; \quad (10)$$

$$\hat{\mathbf{R}}_j(k) = \mathbf{R}_j^*(k) - \mathbf{K}_j(k) \mathbf{G}_j(k) \mathbf{R}_j^*(k); \quad (11)$$

$$P(a_j(k)|\Lambda^v(k)) = P(\lambda^v(k)|a_j(k), \Lambda^v(k-1)) \times P(a_j(k)|\Lambda^v(k-1)) / P(\lambda^v(k)|\Lambda^v(k-1)), \quad (12)$$

де $\lambda_j^*(k)$, $\hat{\lambda}_j(k)$, $\mathbf{R}_j^*(k)$, $\hat{\mathbf{R}}_j(k)$ – математичні очікування та кореляційні матриці умовних екстрапольованої $P(\lambda(k)|a_j(k), \Lambda^v(k-1))$ і апостеріорної $P(\lambda(k)|a_j(k), \Lambda^v(k))$ щільностей ймовірності; $\Lambda^v(k) = \lambda^v(1), \dots, \lambda^v(k)$ – послідовність вимірювань; $P(a_j(k)|\Lambda^v(k-1))$, $P(a_j(k)|\Lambda^v(k))$ – екстра-

польована та апостеріорна ймовірності дискретного компонента $a_j(k)$; $\mathbf{K}_j(k)$ – коефіцієнт посилення j -го каналу квазіоптимального пристрою; $\mathbf{G}_j(k) = \nabla_{\lambda(k)} \mathbf{g}(\lambda_j^*(k))$ – матриця Якобі векторнозначної функції $\mathbf{g}(\lambda_j^*(k))$

$$\mathbf{G}_j(k) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{\dot{\mathbf{x}}_j^* \mathbf{r}_j^* - \dot{\mathbf{r}}_j^* \mathbf{x}_j^*}{\mathbf{r}_j^{*2}} & \frac{\mathbf{x}_j^*}{\mathbf{r}_j^*} & 0 & \frac{\dot{\mathbf{y}}_j^* \mathbf{r}_j^* - \dot{\mathbf{r}}_j^* \mathbf{y}_j^*}{\mathbf{r}_j^{*2}} & \frac{\mathbf{y}_j^*}{\mathbf{r}_j^*} & 0 & \frac{\dot{\mathbf{z}}_j^* \mathbf{r}_j^* - \dot{\mathbf{r}}_j^* \mathbf{z}_j^*}{\mathbf{r}_j^{*2}} & \frac{\mathbf{z}_j^*}{\mathbf{r}_j^*} & 0 \end{bmatrix}$$

Умовна щільність ймовірності

$$P(\lambda^v(k)|a_j(k), \Lambda^v(k-1))$$

є гаусівською $N(\mathbf{g}(\lambda_j^*(k)), \mathbf{G}_j(k) \mathbf{R}_j^*(k) \mathbf{G}_j^T(k) + \mathbf{R}(k))$.

При функціонуванні квазіоптимального алгоритму (6)-(12) на початкових тактах його роботи в деяких реалізаціях СКВ фактичних помилок оцінювання параметрів руху перевищують їх теоретичні значення, що розраховуються фільтром. Даний ефект виникає в результаті лінеаризації суттєво нелінійного рівняння вимірювання радіальної швидкості (4). Для його усунення використано спосіб «загрублення» каналу вимірювання радіальної швидкості згідно із формулою

$$R'_{4,4}(k) = R_{4,4}(k) + \gamma R_r^*(k), \quad (13)$$

де γ – коефіцієнт, який визначає величину на яку збільшується дисперсія помилки вимірюван-

ня; $R_r^*(k)$ – дисперсія помилки прогнозу радіальної швидкості, яка обчислюється за формулою:

$$R_r^*(k) = \sum_{l=1}^9 \left(\sum_{i=1}^9 G_{4,i}(k) R_{i,l}^*(k) \right) G_{l,4}^T(k); \quad (14)$$

$G_{4,i}(k)$, $R_{i,l}^*(k)$ – відповідні елементи матриць $\mathbf{G}_j(k)$ і $\mathbf{R}_j^*(k)$, розраховані при типі руху $a_j(k)$, екстрапольована ймовірність $P(a_j(k)|\Lambda^v(k-1))$ якого максимальна. В роботі [16] показано, що доцільно обирати $\gamma = 0.8$.

Квазіоптимальний алгоритм (6)-(12) є нелінійним. На відміну від оптимального алгоритму в ньому обчислюються лише математичні очікування і кореляційні матриці умовних апостеріорних і екстрапольованих щільностей ймовірності неперервного компоненту $\lambda(k)$. При цьому апостеріорна щільність ймовірності $P(\lambda(k)|\Lambda^v(k))$ зберігає представлення у вигляді суми M гаусівських щільно-

стей. У розглянутому алгоритмі, оцінювання невідомих параметрів руху об'єкта і розпізнавання невідомого виду його маневру виконується спільно і він відноситься до класу адаптивних алгоритмів. Адаптивний фільтр є багатоканальним і відноситься до класу пристроїв із зворотними зв'язками між каналами.

3 Аналіз алгоритму адаптивного оцінювання параметрів руху МБПЛА за даними відеокамери і FMCW-далекоміру

Аналіз ефективності розробленого квазіоптимального алгоритму (6)-(12) проведено з використанням методу Монте-Карло.

З використанням моделі руху МБПЛА була сформована тестова траєкторія довжиною $K = 52$ такти. Перші два такти використовувались для визначення початкових умов. Наступні 50 тактів були розбиті на інтервали. На кожному інтервалі моделювався рух заданого виду: $1 \leq k \leq 9 - j = 2$, $10 \leq k \leq 15 - j = 3$, $16 \leq k \leq 20 - j = 2$, $21 \leq k \leq 25 -$ скидання швидкості $j = 3$, $26 \leq k \leq 33 - j = 1$, $34 \leq k \leq 39 - j = 3$, $40 \leq k \leq 50 - j = 2$.

СКВ флуктуацій швидкості, прискорення та швидкості зміни прискорення МБПЛА покладались: $\sigma_1 = 1 \text{ м/с}$; $\sigma_2 = 1 \text{ м/с}^2$; $\sigma_3 = 1 \text{ м/с}^3$. Початкові параметри руху БПЛА: $x(-1) = 400 \text{ м}$, $\dot{x}(-1) = -20 \text{ м/с}$, $\ddot{x}(-1) = 0 \text{ м/с}^2$, $y(-1) = 800 \text{ м}$, $\dot{y}(-1) = -20 \text{ м/с}$, $\ddot{y}(-1) = 0 \text{ м/с}^2$, $z(-1) = 100 \text{ м}$, $\dot{z}(-1) = 0 \text{ м/с}$, $\ddot{z}(-1) = 0 \text{ м/с}^2$. Темп формування траєкторії БПЛА $T = 1 \text{ с}$.

На Рис. 1 показано типову тестову траєкторію руху БПЛА в місцевій СК XUZ .

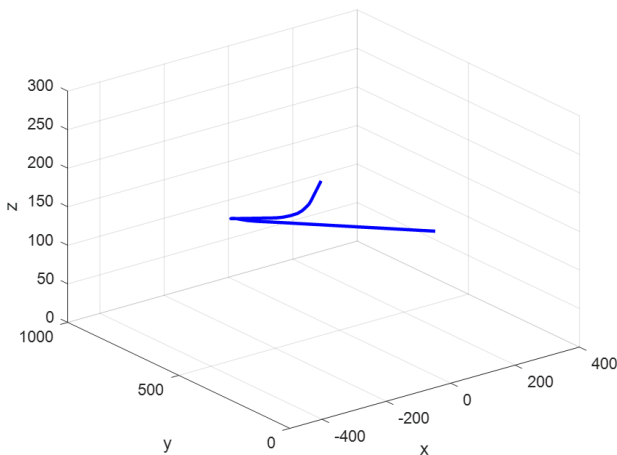


Рис. 1. Траєкторія руху МБПЛА в місцевій СК XUZ

На Рис. 2 показано залежність зміни параметрів руху МБПЛА: положення x, y , швидкості \dot{x}, \dot{y} , прискорення \ddot{x}, \ddot{y} – по осях X (криві-1) і Y (криві-2)

прямокутної СК. За значеннями швидкості і прискорення легко визначаються ділянки з різними типами руху МБПЛА.

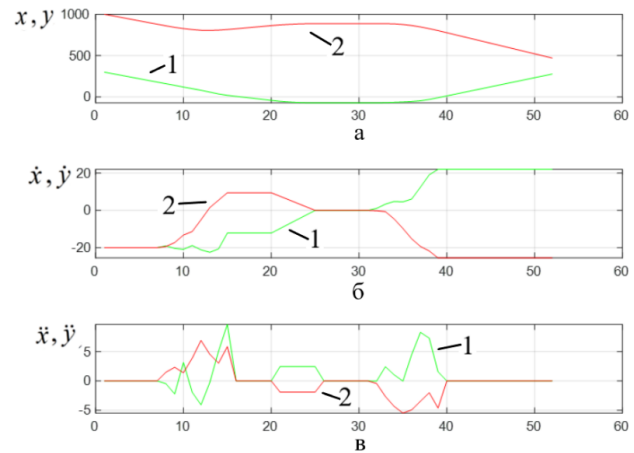


Рис. 2. Залежності зміни параметрів руху МБПЛА по осях XU

СКВ помилок вимірювання відеокамери і FMCW-далекоміра покладались: $\sigma_\beta = 0.1^\circ$, $\sigma_\varepsilon = 0.1^\circ$, $\sigma_r = 20 \text{ м}$, $\sigma_{\dot{r}} = 4 \text{ м/с}$. Кількість реалізацій при використанні методу Монте-Карло дорівнює 100.

На Рис. 3 показані математичні очікування m_x^*, m_y^*, m_z^* (пунктирні криві) і СКВ помилок прогнозу координат МБПЛА $\sigma_x^*, \sigma_y^*, \sigma_z^*$ (штрихові криві), які розраховані шляхом статистичного моделювання, та СКВ помилок прогнозу положення об'єкта $\sqrt{R_x^*}, \sqrt{R_y^*}, \sqrt{R_z^*}$ (суцільні криві), які обчислені фільтром по осях СК XUZ . Теоретичні і фактичні СКВ помилок прогнозу добре узгоджуються між собою, що свідчить про працездатність фільтра. На ділянках прямолінійного руху і висіння адаптивний фільтр забезпечує СКВ помилок прогнозу координат МБПЛА в 3.2 та 6.4 рази менше, ніж на ділянках руху з маневром, що зменшує ймовірність потрапляння в строби супроводження інших об'єктів.

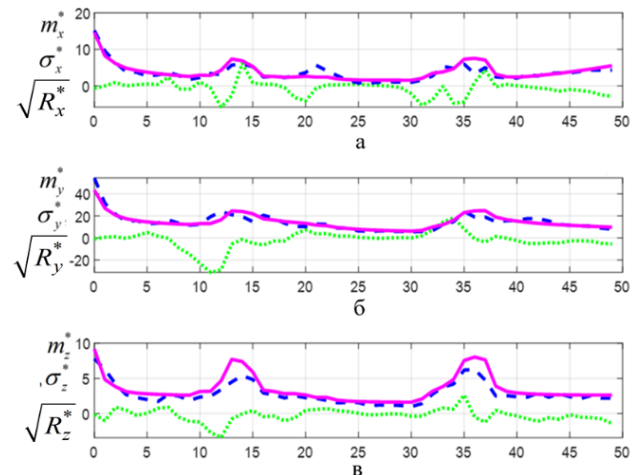


Рис. 3. Графіки математичних очікувань і СКВ помилок прогнозу

На Рис. 4 показані математичні очікування $\hat{m}_x, \hat{m}_y, \hat{m}_z$ (криві-1) і $\hat{\sigma}_x, \hat{\sigma}_y, \hat{\sigma}_z$ (криві-2) помилок оцінки координат МБПЛА, які визначені шляхом статистичного моделювання, та СКВ помилок оцінки $\sqrt{\hat{R}_x}, \sqrt{\hat{R}_y}, \sqrt{\hat{R}_z}$ (криві-3) положення об'єкту, які отримані з відповідних кореляційних матриць похибок оцінки. СКВ помилок оцінки координат МБПЛА у порівнянні з СКВ помилок прогнозу зменшується у 1.3-2 рази.

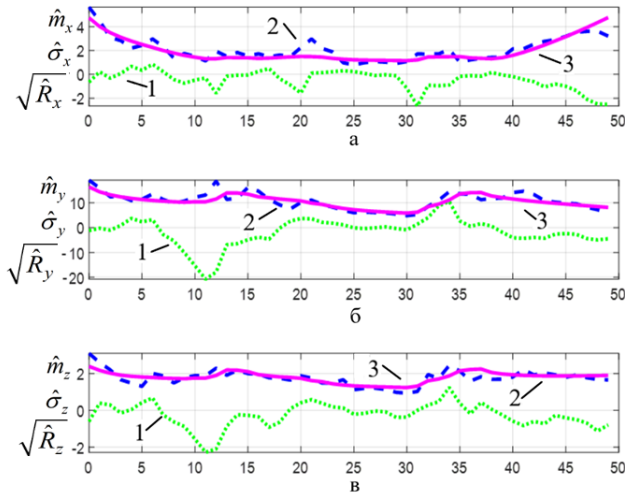


Рис. 4. Графіки математичних очікувань і СКВ помилок оцінок

На Рис. 5 показані ймовірності p_{m1} (крива-1), p_{m2} (крива -2), p_{m3} (крива-3) розпізнавання адаптивним алгоритмом різних видів руху МБПЛА: зависання, майже рівномірний рух, рух з маневром. Адаптивний алгоритм забезпечує високу ймовірність розпізнавання різних видів руху МБПЛА.

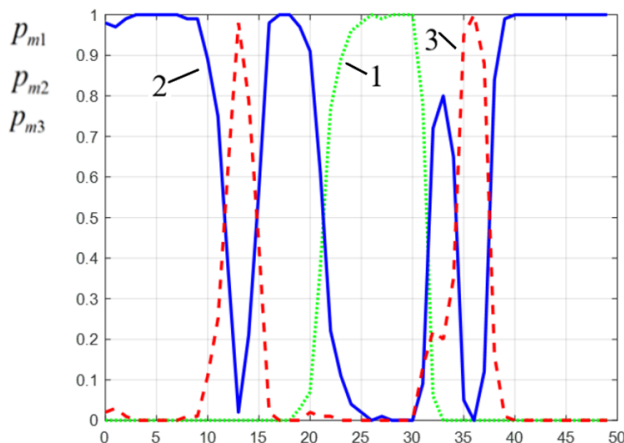


Рис. 5. Ймовірності розпізнавання адаптивним алгоритмом різних видів руху МБПЛА

Висновки

Алгоритм адаптивного оцінювання параметрів руху МБПЛА за даними відеокамери і FMCW-далекоміру є нелінійним. При реалізації алгоритму обчислюються лише математичні очікування і

кореляційні матриці умовних апостеріорних і екстрапольованих щільностей ймовірності параметрів руху МБПЛА $\lambda(k)$, а також екстрапольовані та апостеріорні ймовірності різних типів $a_j(k)$ його руху. При цьому апостеріорна щільність ймовірності $P(\lambda(k)|\Lambda^v(k))$ зберігає представлення у вигляді суми M гаусівських щільностей. Адаптивний фільтр є багатоканальним із зворотними зв'язками між каналами.

Розроблений алгоритм забезпечує розпізнавання різних видів руху МБПЛА: зависання, майже рівномірний рух, рух з маневром – з ймовірностями вище 0.9, що дозволяє формувати строби супроводження адекватно поточній ситуації. На ділянках прямолінійного рівномірного руху і зависання адаптивний фільтр забезпечує СКВ помилок прогнозу координат МБПЛА в 3.2 та 6.4 разів менше, ніж на ділянках руху з маневром, що зменшує ймовірність потрапляння в строби супроводження інших об'єктів.

References

- [1] Abs Plaza. Using Unmanned Aerial Vehicles. (2016). *American Bureau of Shipping*.
- [2] Tkachuk A. G., Koval A. V., Gumenyuk A. A., Bogdanovskyj M. V. (2021). Avtomatyzovana systema monitoryngu nayavnosti shkidlyvyx ta vybuxonebezpechnyx gaziv na osnovi mini bezpilotnyx litalnyx aparativ: monografiya [Automated system for monitoring the presence of harmful and explosive gases based on mini unmanned aerial vehicles: monograph]. *Zhytomyr: Derzhavnyj universytet «Zhytomyrska politehnika»*, 141 p.
- [3] Dinesh Sathyamoorthy (2015). A Review of Security Threats of Unmanned Aerial Vehicles and Mitigation Steps. *STRIDE, Ministry of Defence, Malaysia*, 14 p.
- [4] Dudush A. S., Tyutyunnik V. A., Reznichenko A. A., Hohonians S. U. (2018). Suchasnyj stan ta problemy protydyiy malovysotnym, nyzkoshyvdkisnym ta malorozmynym BPLA [State of the art and problems of defeat of low, slow and small unmanned aerial vehicles]. *Suchasni informacijni tehnologiyi u sferi bezpeky ta oborony [Modern Information Technologies in the Sphere of Security and Defence]*, Vol. 31, No. 1, pp. 121-131. doi:10.33099/2311-7249/2018-31-1-121-131.
- [5] Wallace, R. J., Loffi, J. M. (2015). Examining Unmanned Aerial System Threats & Defenses: A Conceptual Analysis. *International Journal of Aviation, Aeronautics, and Aerospace*, Vol. 2. Iss. 4. doi: 10.15394/ijaaa.2015.1084.
- [6] Kartashov V. M., Olejnykov V. Y., Shejko S. A., et al. (2018). Osobennosty obnaruzhenyya i raspoznavanyya malykh bespylotnykh letatelykh apparatov [Features of detection and recognition small unmanned aircraft]. *Radyotekhnika. Vseukr. mezhved. nauch.-tehn. sb.*, Vol. 195, pp. 235-243.
- [7] Kartashov V. M., Korytcev Y. V., Shejko S. A., Olejnykov V. N., Zubkov O. V., Babkyn S. Y. (2020). Optyko-elektronnie metody obnaruzhenyya vozdushnykh ob'ektov

i yzmerenyya ykh koordynat [Optical and electronic methods of detection of aerial objects and measurement of their coordinates]. *Radyotekhnika: Vseukr. mezhved. nauch.-tehn. sb.*, Vol. 202, pp. 153 – 159.

- [8] *Automatic Anti-Drone Security*.
- [9] He You, Xiu Jianjuan, Guan Xin (2016). Radar Data Processing with Applications. *Wiley*. DOI: 10.1002/9781118956878.
- [10] Bashynskiy V. G., Bzot V. B. ta in., vseogo 9 avt. (2014). Malogabarytnye bespylotnye avyacyonnye kompleksy: monografiya [MiniUVS]. *Zaporizhzhya: «AO Motorsich»*, 262 p.
- [11] Zhuk S. Ya. (2008). *Metody optimizacii diskretnykh dinamicheskikh sistem so sluchajnoj strukturoj / Monografiya [Methods of optimization of discrete dynamic systems with a random structure / Monograph]*. K.: NTUU «KPI», 232 p.
- [12] Kuzmyn S. Z. (2000). *Cyfrovaya radyolokacyya. Vvedenye v teoryyu [Digital radar. Introduction to the theory]*. *Kyev: KViCz*, 428 p.
- [13] Santos, P. Sebastião and N. Souto. (2019). Low-cost SDR based FMCW radar for UAV localization. *2019 22nd International Symposium on Wireless Personal Multimedia Communications (WPMC)*, pp. 1-6, doi: 10.1109/WPMC48795.2019.9096117.
- [14] Tovkach, I., Zhuk, S. (2020). Adaptive filtration of the UAV movement parameters based on the AOA-measurement sensor networks. *International Journal of Aviation, Aeronautics, and Aerospace*, Vol. 7, Iss. 3. doi:10.15394/ijaaa.2020.1497.
- [15] Farina A., Studer F. A. (1993). *Cyfrovaya obrabotka radyolokacyonnoj ynformacyy. Soprovozhdenye celej [Radar Data Processing: Introduction and Tracking]*; per. s angl. A. M. Bochkareva; pod red. A. N. Yureva. M.: *Radyo y svyaz*, 320 p.
- [16] Zhuk S. Y., Neuimin O. S., Tovkach I. O. and Chmelov V. O. (2020). Adaptive Algorithm For Tracking Maneuvering Targets In A Complex Jamming Environment For A Radar With Range Rate Measurement. *2020 IEEE 15th International Conference on Advanced Trends in Radio-electronics, Telecommunications and Computer Engineering (TCSET)*, Lviv-Slavske, Ukraine, pp. 249-254, doi: 10.1109/TCSET49122.2020.235433.

Adaptive Estimation of Small-Size UAV Motion Parameters Based on Video Camera and FMCW Rangefinder Data

Zhuk S. Ya., Sokolov K. A.

Nowday, the development of small-size UAV (SUAV) technology has led to its widespread use in various industries and to meet the needs of commercial and private consumers. At the same time, the wide access to this technology and its proliferation also creates a new class of threats. This necessitates the development of surveillance capabilities that detect and track SUAVs in air space. A combined surveillance system including a video camera and an FMCW rangefinder is capable of determining the coordinates of SUAV location in air space. Modern SUAVs are intensely mobile targets that can perform intense maneuvers, hover, and stay stationary in air space. This requires the use in the development of trajectory processing algorithms of adequate methods of estimating parameters of SUAV movement, which take into account its possible maneuvers. A stochastic dynamical system with a random structure in discrete time is used to describe the SUAV motion in the local rectangular coordinate system, which takes into account three main types of motion: hovering, almost uniform motion, motion with maneuver. The paper derived a measurement equation in the local rectangular coordinate system of the combined SUAV surveillance system, which includes a video camera and FMCW rangefinder. The mathematical apparatus of mixed Markov processes in discrete time is used for synthesis of the adaptive estimation algorithm of SUAV motion parameters, which allows obtaining recurrent estimation algorithms. In the developed algorithm the first and second moments of conditional posterior probability densities of SUAV motion parameters are calculated, and also the posterior probabilities of different types of its motion are extrapolated. At the same time it provides poligaussible approximation of unconditional posterior probability density of SUAV movement parameters when passing to the next estimation step. The adaptive filter is multichannel and belongs to the class of devices with feedbacks between channels. The analysis of the developed algorithm of adaptive estimation of SUAV motion parameters from video camera data and FMCW rangefinder is carried out by statistical modeling.

Keywords: UAV; FMCW rangefinder; video camera; motion parameters; types of maneuver; adaptive estimation; mixed Markov processes; posterior probability density