MỘT CÁCH ĐÁNH GIÁ HIỆU SUẤT CHO THUẬT TOÁN ĐA GIẢ THUYẾT THEO DÕI ĐA MỤC TIÊU

Nguyễn Thị Hằng[1,*], Nguyễn Văn Hùng[2], Nguyễn Thị Hiền[1], Lê Thị Hương Giang[1]

Tóm tắt: *Theo dõi mục tiêu là một yêu cầu thiết yếu cho hệ thống giám sát sử dụng một hoặc nhiều cảm biến cùng với các hệ thống máy tính thứ cấp. Theo dõi đa giả thuyết (MHT-Multiple Hypothesis Tracking) là phương pháp thường được sử dụng để giải quyết vấn đề liên kết dữ liệu trong bài toán theo dõi nhiều mục tiêu (MTT-Multiple Target Tracking) hiện đại. Trong bài báo này, chúng tôi đề xuất một phương pháp đánh giá hiệu suất của thuật toán đa giả thuyết theo dõi đa mục tiêu dựa vào xác suất phát hiện các mục tiêu, thể hiện qua các thông số quan trọng như: tỷ lệ tín hiệu trên nhiễu SNR, xác suất phát hiện quỹ đạo, ngưỡng phát hiện mục tiêu.*

Từ khóa: Thuật toán đa giả thuyết; Theo dõi đa mục tiêu; Quỹ đạo; Ngưỡng phát hiện; Hiệu suất thuật toán.

1. ĐẶT VẤN ĐỀ

Thuật toán theo dõi đa giả thuyết (MHT-Multiple Hypothesis Tracking) được giới thiệu lần đầu tiên vào cuối những năm 1970 [7]. Đã có không ít cải tiến nhằm cải thiện thuật toán, nhưng cho đến nay MHT vẫn là một trong những thuật toán quan trọng trong lĩnh vực theo dõi, bám mục tiêu.

Việc đánh giá hiệu suất phát hiện quỹ đạo và mật độ báo động giả được thực hiện bằng cách sử dụng các mô hình chuỗi Markov [2]. Trong một hệ thống theo dõi thực tế, đường đi của một quỹ đạo phụ thuộc vào một cơ chế rất phức tạp. Các phân tích tiên nghiệm về hiệu suất theo dõi trong các quỹ đạo chuẩn đã được trình bày trong các tài liệu [4-6]. Tuy nhiên, các kết quả phân tích đạt được chủ yếu dựa trên sự đơn giản hoá các mô hình mục tiêu - cảm biến và các thuật toán.

Thuật toán MHT đã được phổ biến kể từ công trình tiên phong của Reid [7] và được ứng dụng trong nhiều mô hình mục tiêu - cảm biến phức tạp [8] đã chỉ ra rằng trên thực tế thuật toán theo dõi đa giả thuyết tổng quát là phương án tối ưu trong một tập hợp các điều kiện nhất định, nếu như tài nguyên tính toán không giới hạn. Tuy nhiên, ngay cả khi tài nguyên là không giới hạn, việc tính toán hiệu suất của thuật toán này là rất khó khăn. Một số phân tích hiệu suất thông qua mô phỏng Monte Carlo đã được thực hiện trong [8], nhưng chỉ cho các mô hình mục tiêu - cảm biến rất đơn giản.

Dữ liệu đầu vào cho thuật toán trong bài báo này được giả định nhận từ radar trong hệ thống giám sát. Hiệu suất theo dõi được đo bằng hai giá trị chính: 1) xác suất thiết lập quỹ đạo từ các dữ liệu đo thu được từ mục tiêu qua hệ thống radar, và 2) mật độ báo động giả trong một đơn vị giám sát trên một đơn vị thời gian. Hai đại lượng trên còn được gọi là đặc tính vận hành của hệ thống theo dõi, tồn tại song song với các đặc tính hoạt động của máy thu cảm biến hoặc hệ thống xử lý tín hiệu.

Trong bài báo này, chúng tôi đề xuất một cách đánh giá hiệu suất của thuật toán MHT theo dõi đa mục tiêu dựa vào xác suất phát hiện các mục tiêu, phương pháp đánh giá hiệu suất này được thể hiện thông qua các thông số quan trọng là: 1) tỷ số tín hiệu trên nhiễu (SNR), 2) xác suất phát hiện quỹ đạo và 3) ngưỡng phát hiện mục tiêu. Bài báo gồm 4 phần, phần 1 là phần đặt vấn đề, phần này giới thiệu lịch sử ra đời của thuật toán và hướng tiếp cận của nhóm tác giả. Phần 2 mô tả ngắn gọn thuật toán đa giả thuyết được sử dụng trong hệ thống theo dõi. Phần 3 trình bày cách thiết lập mô phỏng và các kết quả mô phỏng; phần 4 là kết luận và đề xuất hướng nghiên cứu tiếp theo.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT CỦA THUẬT TOÁN THEO DÕI ĐA GIẢ THUYẾT (MULTIPLE-HYPOTHESIS TRACKING ALGORITHM)

Giả sử chúng ta có một bộ dữ liệu $(Z_1, Z_2, ...)$. Mỗi tập dữ liệu là một bộ các giá trị đo từ một bộ cảm biến S_k tại cùng thời điểm t_k. Như vậy, mỗi tập dữ liệu Z_k lần lượt là một chuỗi các phép đo hữu hạn:

$$Z_k = (y_1^{(k)}, y_2^{(k)}, \ldots, y_{M_k}^{(k)}) \tag{1}$$

trong bộ dữ liệu Z_k có M_k các giá trị đo. Ta đặt:

$$Z^{(k)} = (Z_1, \ldots, Z_k) \tag{2}$$

Chúng ta sẽ:

- Tìm xác suất hậu nghiệm của các mục tiêu đã được phát hiện trong $Z^{(k)}$;
- Tìm phân bố xác suất hậu nghiệm của các trạng thái mục tiêu.

Ta định nghĩa tập chỉ số độ đo:

$$J_k = \{1, \ldots, M_k\} \tag{3}$$

Với mỗi k ta có tập chỉ số tích luỹ của tập chỉ số độ đo, ký hiệu là:

$$J^{(K)} = \{J_k \times \{k\} \mid k \le K\} \tag{4}$$

Một quỹ đạo tại k, trên $Z^{(k)}$ hay $J^{(k)}$ là tập con bất kỳ nào đó của tập chỉ số tích luỹ của tập chỉ số độ đo. Ví dụ một quỹ đạo $\tau = \{(j_1, 1); (j_3, 3)\}$ trên $J^{(3)}$ giả thuyết một mục tiêu được phát hiện trong lần quét đầu tiên $k = 1$, có chỉ số j_1, không được phát hiện trong lần quét thứ 2, $k = 2$, và sau đó lại được phát hiện trong lần quét thứ 3, $k = 3$, có chỉ số j_3. Một giả thuyết liên kết dữ liệu tại k, hoặc tương đương trong $Z^{(k)}$ hay $J^{(k)}$, chỉ đơn thuần là một tập quỹ đạo tại thời điểm k. Một giả thuyết liên kết dữ liệu được gọi đơn giản là "giả thuyết".

Giả sử: 1) Các đối tượng là phân biệt và chỉ xuất hiện một lần tại một thời điểm.
2) Các đối tượng không chia tách hoặc hợp nhất tại mọi thời điểm.

Giả sử rằng các mục tiêu là độc lập cùng phân phối và số các mục tiêu có phân phối Poisson, ta có công thức sau (xem[8]):

$$\begin{aligned} P_r(\lambda \mid Z^{(k)}) &= C.P_r(\bar{\lambda} \mid Z^{(k-1)}).\prod\{L(y_j \mid \bar{\tau}) \mid ((i,j) \in \tau, \bar{\tau} \ne \varnothing, \tau \in \lambda)\}. \\ &\prod\{M(\bar{\tau}) \mid \tau \cap (J_k \times \{k\}) = \varnothing; \bar{\tau} \ne \varnothing; \tau \in \lambda\}.\prod\{\beta_{NT}(y_j) \mid \{(j,k)\} \in \lambda\}.\prod\{\beta_{FA}(y_j) \mid (i,k) \notin \cup\lambda\} \end{aligned} \tag{5}$$

trong đó:

1) $Z^{(k)}$ là tập tích luỹ của dữ liệu được tính đến thời điểm k bao gồm cả Z_k.

2) λ là một giả thuyết tuỳ ý tại thời điểm thứ k.

3) C là hằng số chuẩn hoá.

4) Cho một quỹ đạo τ trong $Z^{(k)}$, $\bar{\tau}$ là một quỹ đạo trong $Z^{(k-1)}$ và là tiền thân của quỹ đạo τ, và được định nghĩa như sau:

$$\bar{\tau} = \tau \cap J^{(k-1)} \tag{6}$$

ở đây, $\bar{\tau}$ có thể trống.

5) Cho một giả thuyết λ trong $Z^{(k)}$, $\bar{\lambda}$ là một giả thuyết trong $Z^{(k-1)}$ và là tiền thân của λ, được định nghĩa như sau:

$$\bar{\lambda} = \{\bar{\tau} \mid \tau \in \lambda\} \setminus \{\varnothing\} = \{\tau \cap J^{(k-1)} \mid \tau \in \lambda; \tau \cap J^{(k-1)} \notin \varnothing\} \tag{7}$$

ở đây, $\overline{\lambda}$ có thể trống.

6) L(y | $\overline{\tau}$) là hàm hợp lý của $y \in Z_k$ với điều kiện biết quỹ đạo $\overline{\tau}$; theo nghĩa $\int_{\Delta Y} L(y \mid \overline{\tau})dy$ là xác suất của mục tiêu được giả định có quỹ đạo $\overline{\tau}$ và nhận giá trị y trong ΔY. Hàm hợp lý này được cho bởi:

$$L(y \mid \overline{\tau}) = \int P_M(y \mid x).P_D(x).P(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)})dx \tag{8}$$

7) $P_M(. \mid x)$ là hàm mật độ xác suất của giá trị đo (.) cho một trạng thái mục tiêu x, chính xác hơn $\int_{\Delta Y} L(y \mid x)dy$ là xác suất có điều kiện của một trạng thái mục tiêu x có giá trị trong tập dữ liệu Z_k, tạo ra một phép đo có giá trị y trong ΔY.

8) $P_D(x)$ là xác suất phát hiện mục tiêu x trong tập dữ liệu Z_k.

9) $P(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)})$ là hàm mật độ xác suất của một mục tiêu được giả thuyết là có quỹ đạo $\overline{\tau}$, được đo tại cùng thời điểm t_k (tức là phân bố dự đoán).

10) $M(\overline{\tau})$ là hàm hợp lý của quỹ đạo $\overline{\tau}$ không được kết hợp với bất kỳ phép đo nào trong tập dữ liệu Z_k, mà trong thực tế xác suất của một mục tiêu được cho bởi giả thuyết theo quỹ đạo $\overline{\tau}$ không được phát hiện trong tập dữ liệu Z_k, và do đó được cho bởi:

$$M(\overline{\tau}) = \int (1 - P_D(x)).P(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)})dx \tag{9}$$

11) $\beta_{NT}(y)$ là hàm hợp lý của một độ đo trong Z_k nhận giá trị y, có nguồn gốc từ một mục tiêu mới được phát hiện, nghĩa là $\int_{\Delta Y} \beta_{NT}(y)dy$ là số mục tiêu chưa được phát hiện trong tập dữ liệu $Z^{(k-1)}$ nhưng đã được phát hiện (lần đầu tiên) trong tập dữ liệu hiện tại Z_k, các giá trị y trong ΔY. Điều này được cho bởi

$$\beta_{NT}(y) = \int P_M(y \mid x).P_D(x).\beta_{UDT}(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)})dx \tag{10}$$

12) $\beta_{UDT}(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)})$ là hàm mật độ xác suất của các mục tiêu không bị phát hiện trong các bộ dữ liệu quá khứ $Z_1, \ldots, Z_{k-1}$, trong không gian trạng thái mục tiêu tại thời điểm t_k, tức là $\int_{\Delta X} \beta_{UDT}(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)})dx$ là số mục tiêu mà chưa được phát hiện trước đây (dữ liệu trước thời điểm k) và trạng thái x của nó nằm trong ΔX.

13) $\beta_{FA}(y)$ là hàm hợp lý của $y \in Z_k$ với y là báo động giả (nghĩa là có gốc từ một mục tiêu không có thực), đó là mật độ các báo động giả trong tập dữ liệu hiện tại Z_k, tức là $\int_{\Delta Y} \beta_{FA}(y)dy$ là kỳ vọng của các báo động giả được bao hàm trong miền ΔY.

Phương trình (5) ở dạng đệ quy. Để đóng đệ quy chúng ta cần cập nhật lại trạng thái của thuật toán theo dõi. Với mỗi giả thuyết λ và mỗi $\tau \in \lambda$, nếu $(j, k) \in \tau$, thì

$$P(x, t_k \mid \tau, Z^{(k)}) = L(y_j \mid \overline{\tau})^{-1}.P_M(y_j \mid x).P_D(x).P(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)}) \tag{11}$$

trái lại

$$P(x, t_k \mid \tau, Z^{(k)}) = M(\overline{\tau})^{-1}.(1 - P_D(x)).P(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k-1)}) \tag{12}$$

Với xác suất không phát hiện được mục tiêu, chúng ta có:

$$\beta_{UDT}(x, t_k \mid \tau, Z^{(k)}) = (1 - P_D(x)).\beta_{UDT}(x, t_k \mid Z^{(k-1)}) \tag{13}$$

Hơn nữa, nếu $t_k > t_{k-1}$, ta cần ngoại suy phương trình,

$$P(x,t_k \mid \bar{\tau}, Z^{(k-1)}) = \int F(x,t_k \mid \bar{x},t_{k-1}).P(\bar{x},t_{k-1} \mid \bar{\tau}, Z^{(k-1)})d\bar{x} \quad (14)$$

Và

$$\beta_{UDT}(x,t_k \mid \tau, Z^{(k-1)}) = \int F(x,t_k \mid \bar{x},t_{k-1}).\beta_{UDT}(\bar{x},t_{k-1} \mid Z^{(k-1)})d\bar{x} \quad (15)$$

trong đó, $F(.|.)$ là mật độ xác suất chuyển đổi cho các trạng thái mục tiêu, tức là, $\int_{\Delta X} F(x,t \mid \bar{x},\bar{t})dx$ là xác suất của trạng thái mục tiêu *x* tại thời điểm t trong ΔX được cho bởi trạng thái tại thời điểm $\bar{t} < t$ là $\bar{x}$.

Rõ ràng từ (11) - (14) chỉ ra lý thuyết về theo dõi đa mục tiêu thực sự là một sự mở rộng của lý thuyết ước lượng hoặc lý thuyết lọc chung.

3. THIẾT LẬP MÔ PHỎNG VÀ CÁC KẾT QUẢ CHÍNH

3.1. Mô hình mô phỏng

Để thực hiện mô phỏng, chúng tôi đã chọn một bộ cảm biến điển hình, tức là một radar, nhằm quan sát các mục tiêu trong môi trường SNR thấp. Các mục tiêu được giả định là chuyển động theo các quỹ đạo có vận tốc không đổi. Chúng tôi giả định có một bộ cảm biến duy nhất, ví dụ, một radar được mô phỏng bởi: $P_M(y \mid x)$ và $P_D(x)$ như mô tả trong Phần II.

- Xác suất phát hiện: $$P_D(x) = \prod_{i \in \{R,A,E,D,S\}} P_D^i(x_i) \quad (16)$$

ở đây: $P_D^i(x_i)$ là hàm đại diện cho mỗi thành phần *i* trong $\{R,A,E,D\}$, trong đó: R_cự ly (Range), A_góc phương vị (Azimuth), E_góc nâng (Elevation), D_độ dịch tần-(Doppler range rate- tốc độ biến đổi của khoảng cách từ mục tiêu đến máy thu), và S_tỷ lệ giữa tín hiệu và nhiễu (*SNR*). Với mỗi x_i là giá trị đúng của mỗi thành phần *i*.

- Với *I* trong $\{R,A,E,D\}$ ta có:

$$P_D^i(x_i) = \frac{1}{\sigma_i\sqrt{2\pi}} \int_{FOV_i} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i - x_i}{\sigma_i}\right)^2\right) dy_i \quad (17)$$

trong đó: FVO_i là vùng quan sát cho thành phần i, và σ_i là độ lệch chuẩn cho thành phần i.

-Với $i = S$, thì SNR tính như sau:

$$SNR = \overline{SNR}\frac{RCS}{\overline{RCS}} \quad (18)$$

RCS là thiết diện radar và là một biến ngẫu nhiên có phân bố mũ với trung bình là $\overline{RCS}$, $\overline{SNR}$ là tỷ lệ tín hiệu/ nhiễu trung bình, tính như sau:

$$\overline{SNR} = \left(\frac{R_0}{R}\right)^4 \frac{\overline{RCS}}{L(R)} \quad (19)$$

với R là cự ly của mục tiêu, và R_0, L(R) là các tham số radar khác và được truyền vào mô hình. Điều này có nghĩa là *SNR* là một biến ngẫu nhiên có phân bố mũ với trung bình là $\overline{SNR}$. Giá trị độ đo của *SNR* là y_{SNR} được tính như sau:

$$y_{SNR} = \frac{1}{2}((\xi + \sqrt{2SNR})^2 + \eta^2) \quad (20)$$

Ở đây, ξ và η là hai tham số của phân bố Gauss có trung bình là 0, phương sai là 1. Có thể cho thấy rằng y_{SNR} là một phân phối mũ với trung bình 1 + $\overline{SNR}$. Do đó, khi tín hiệu

trong ngưỡng SNR_{TH} chúng ta có:

$$P_D^S(\overline{SNR}) = \exp\left(-\frac{SNR_{TH}}{1+\overline{SNR}}\right) \tag{21}$$

Như vậy, $\overline{SNR}$ có thể là một phần của trạng thái. Tuy nhiên, đối với mục đích là đánh giá hiệu suất, chúng tôi giả sử rằng $\overline{SNR}$ đã biết trong thuật toán theo dõi.

- Giá trị của $P_M(y \mid x)$ trong mô hình được phân tích thành:

$$P_M(y \mid x) = \prod_{i \in \{R,A,E,D,S\}} P_M^i(y_i \mid x_i, k) \tag{22}$$

- Với i nhận giá trị trong $\{R, A, E, D\}$, ta có:

$$P_M^i(y_i \mid x_i) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i - x_i}{\sigma_i}\right)^2\right)}{\int_{FOV_i} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i' - x_i}{\sigma_i}\right)^2\right) dy_i'} \tag{23}$$

Ở đây, σ_i là độ lệch chuẩn của nhiễu, và $\sigma_i = \max\left\{\frac{\delta_i}{\sqrt{2y_{SNR}}}, \delta_i^{\min}\right\}$ (24)

Với δ_i là độ phân giải cảm biến cho thành phần i. Các tham số đo δ_i và $\delta_i^{\min}$, được liệt kê trong bảng 1.

***Bảng 1**. Các tham số của cảm biến (radar).*

Độ đo	***i***	σ_i	$\sigma_i^{\min}$
Azimuth	A	1,8°	0,03°
Elevation	E	5,1°	0,1°
Range	R	150 m	5 m
Doppler	D	1m/s	0,1 m/s

- Với i = S, ta có:

$$P_M^S(y_{SNR} \mid \overline{SNR}) = \frac{1}{1+\overline{SNR}} . \exp\left(-\frac{(y_{SNR} - SNR_{TH})}{1+\overline{SNR}}\right) \tag{25}$$

Xác suất báo động giả: $P_{FA} = \exp(-SNR_{TH})$ (26)

với số các báo động giả trung bình là:

$$v_{FA} = P_{FA} \prod_{i \in \{R,A,E,D\}} \frac{\mu(FOV_i)}{\delta_i} \tag{27}$$

trong đó, $\mu(FOV_i)$ là thể tích của vùng quan sát cho thành phần đo thứ i. Mật độ của báo động giả, nghĩa là độ đo của *SNR* khi một giá trị đo là báo động giả, được mô phỏng bằng một phân bố mũ như sau:

$$P_r\{y_{SNR} \in dy\} = \exp(-(y_{SNR} - SNR_{TH}))\, dy \tag{28}$$

Vì chúng ta giả sử rằng trung bình của SNR đã biết nên trạng thái mục tiêu như là một vector 6 chiều, tức là, có 3 chiều vị trí và 3 chiều vận tốc.

Chúng ta cũng giả sử rằng phân bố trạng thái mục tiêu của tất cả các quỹ đạo cũ τ, có phân bố Gaussian (xấp xỉ), như sau:

$$P\left(x, t_k \mid \overline{\tau}, Z^{(k)}\right) = \frac{1}{\sqrt{\det(2\pi\overline{V})}} . \exp\left(-\frac{1}{2}\left\|x - \overline{x}\right\|_{V^{-1}}^2\right) \tag{29}$$

Sau đó, từ (8), (16), (17), (21) - (23), và (25), và từ phương trình tuyến tính của phương trình đo phi tuyến, có

$$L(y\,|\,\bar{\tau}) = \left(\frac{1}{1+\overline{SNR}}\right).\exp\left(-\frac{y_{SNR}}{1+\overline{SNR}}\right).\frac{1}{\sqrt{\det(2\pi S)}}.\exp\left(-\frac{1}{2}\left\|y_{RAED}-\bar{y}_{READ}\right\|^2_{S^{-1}}\right) \tag{30}$$

Trong đó: y_{RAED} = (R,A,E,D) là vector của phép đo, $\bar{y}_{RAED}$ = ($\bar{R}$,$\bar{A}$,$\bar{E}$,$\bar{D}$) là phép chiếu phi tuyến của ước lượng trạng thái tại thời điểm x lên không gian đo của cảm biến, S là ma trận phương sai mới được định nghĩa bởi:

$$S = H\bar{V}H^T + \Sigma \tag{31}$$

Với

$$H = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \bar{R}.\cos\bar{E} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \bar{R} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \bar{R} \end{pmatrix}^{-1} . \begin{pmatrix} g_R^T & 0 \\ g_A^T & 0 \\ g_E^T & 0 \\ (\bar{v}-v_S)^T & g_R^T \end{pmatrix} . \begin{pmatrix} I_3 & 0 \\ -\bar{D}I_3 & \bar{R}I_3 \end{pmatrix} \tag{32}$$

Ở đây:

$$\begin{pmatrix} g_R^T \\ g_A^T \\ g_E^T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos\bar{A}\cos\bar{E} & \sin\bar{A}\cos\bar{E} & \sin\bar{E} \\ -\sin\bar{A} & \cos\bar{A} & 0 \\ -\cos\bar{A}\sin\bar{E} & -\sin\bar{A}\sin\bar{E} & \cos\bar{E} \end{pmatrix} . \begin{pmatrix} l_R^T \\ l_A^T \\ l_E^T \end{pmatrix} \tag{33}$$

Và

$$\Sigma = diag(\sigma^2_R, \sigma^2_A, \sigma^2_E, \sigma^2_D) \tag{34}$$

Trong (32) $\bar{v}$ là thành phần vận tốc của $\bar{x}$, v_S là vector vận tốc cảm biến, I_3 là ma trận vận tốc cỡ 3 x 3, và $(l_i)_{i\in\{R,\ A,\ E\}}$ là hệ thống điểm ảnh của cảm biến xác định phương vị và hướng cao. Bằng cách thay thế (16), (17) và (21) vào (9) và bỏ qua các điều khoản chéo giữa các thành phần đo, khả năng phát hiện lỗi có thể được tính như sau:

$$M\left(\bar{\tau}\right) = 1 - \left[\exp\left(-\frac{SNR_{TH}}{1+\overline{SNR}}\right).\prod_{i\in\{R,A,E,D\}}\frac{1}{\sqrt{2\pi S_{ii}}}.\int_{FOV_i}\exp\left(-\frac{1}{2}\frac{(y_i-\bar{y}_i)^2}{S_{ii}}\right)dy_i\right] \tag{35}$$

trong đó, S_{ii} là phần tử chéo thứ *i* của ma trận S được định nghĩa bởi (31).

Việc tính toán mật độ của mục tiêu mới được phát hiện β_{NT} khá phức tạp. Ta cần tính được mật độ các mục tiêu không được xác định, β_{UDT}. Đối với phân tích này, chúng tôi sử dụng công thức gần đúng sau:

$$\beta_{NT}(y) = \left(\frac{1}{1+\overline{SNR}}\right).\exp\left(-\frac{y_{SNR}}{1+\overline{SNR}}\right).\bar{\beta}_{UDT}(R) \tag{36}$$

Trong đó, $\overline{\beta_{UDT}}$ là giá trị trung bình của mật độ các mục tiêu không được xác định:

$$\bar{\beta}_{UDT}(R) = \left(\frac{v_T}{\prod_{i\in\{A,E,D\}}\mu(FOV_i)}\right).\left(1-\exp\left(-\frac{SNR_{TH}}{1+\overline{SNR}}\right)\right)^{-\frac{R_H-R}{\Delta T\bar{D}}} \tag{37}$$

trong đó: v_T là kỳ vọng xuất hiện mục tiêu trên vùng xác định trong một khoảng thời gian nhất định, R_H là khoảng cách từ cảm biến đến đường chân trời, ΔT là thời gian giữa hai lần quét liên tiếp và $\bar{D}$ là tỷ lệ trung bình của các mục tiêu.

Cuối cùng, giả sử rằng mỗi thành phần khác của một báo động giả được phân phối đồng đều trên mỗi khoảng FOV, chúng ta có thể kết hợp (26)-(28) để có được mật độ báo động giả, như sau:

$$\beta_{FA}(y) = \frac{1}{\exp(y_{SNR}).\prod_{i\in\{R,A,E,D\}}\delta_i} \tag{38}$$

Để bắt đầu một quỹ đạo, ta cần một thuật toán (xấp xỉ) để sinh một phân bố Gaussian ở vế trái của (11) khi $\bar{\tau} = \varnothing$. Phân bố trạng thái mục tiêu $P(x, t_k \mid \varnothing, Z^{(k-1)})$ rất khó để tính. Bỏ qua thông tin phân bố trạng thái mục tiêu của các mục tiêu không bị phát hiện, một quỹ đạo được bắt đầu từ một bộ phép đo như sau:

1) Tạo một phân bố Gauss từ ba phép đo vị trí là: cự ly, phương vị và cao độ.

2) Tạo một phân bố Gauss của vector vận tốc từ thông tin vận tốc ban đầu. Trong trường hợp này phân bố phù hợp được chọn dựa trên thực tế có tốc độ nằm trong khoảng từ 150 đến 300 m/s và mục tiêu là mục tiêu di động hướng đến trung tâm khu vực giám sát.

3) Cập nhật phân bố trạng thái mục tiêu Gauss bằng phép đo Doppler (range rate). Sau khi một quỹ đạo được tạo, ứng dụng bộ lọc Kalman mở rộng (EKF) để cập nhật quỹ đạo. (11) được tính bằng:

$$\hat{x} = \bar{x} + K(y_{RAED} - \bar{y}_{RAED}) \tag{39}$$

với:

$$\mathrm{K} = \bar{V} H^T S^{-1} \text{ và } \hat{V} = (\mathrm{I} - \mathrm{KH}).\bar{V} \tag{40}$$

Cập nhật $\bar{x}$ và ước lượng ma trận phương sai sai số $\hat{V}$. Khi không có phép đo nào được chỉ định quỹ đạo được cập nhật theo (12). Xác suất phát hiện $P_D(x)$ được cho theo công thức (16), (17). Trong thực tế, một mục tiêu không bị phát hiện không ảnh hưởng nhiều đến phân bố trạng thái mục tiêu, và do đó, không cần cập nhật các quỹ đạo khi nó bỏ lỡ một phát hiện.

Trạng thái mục tiêu có thể được biểu diễn bằng một vectơ sáu chiều $x = (u^T, v^T)^T$ với hệ tọa độ ba chiều u đo được trong quán tính tâm Trái Đất (ECI) và đạo hàm của nó, v = du/dt. Chúng tôi giả định rằng mục tiêu về cơ bản không thay đổi nhiều đường đi; tốc độ và độ cao biến đổi liên tục, có thể mô phỏng các thay đổi đó tương đương với việc bổ sung nhiễu trắng. Nói cách khác, mô hình động lực trạng thái mục tiêu được xác định bởi phương trình vi phân ngẫu nhiên sau:

$$du(t) = v(t)dt$$

$$dv(t) = \frac{v(t)^T e_H(t)}{\|u(t)\|}\left(e_H(t).e_R(t)^T - e_R(t).e_H(t)^T\right)v(t)dt + \left(e_H(t).e_S(t).e_R(t)\right)Q dw(t) \tag{41}$$

trong đó, $e_H(t)$, $e_S(t)$ và $e_R(t)$ là các vectơ đơn vị, tức là:

$$e_H(t) = e_R(t)^T \times e_S(t);\ e_S(t) = \frac{v(t) \times u(t)}{\|v(t) \times u(t)\|};\ e_R(t) = \frac{u(t)}{\|u(t)\|} \tag{42}$$

Với x là toán tử ngoài (chéo). Ma trận Q trong (42) là ma trận chéo với các phần tử chéo là $\sqrt{q_H}$, $\sqrt{q_H}$, và $\sqrt{q_V}$, trong đó, q_H và q_V là cường độ gia tốc trắng theo hướng ngang và dọc. Các hoạt động ngoại suy để thực hiện (14) với mô hình này cho một khoảng thời gian nhất định Δt giữa hai lần quét liên tiếp có thể được thực hiện theo các bước sau:

1) Trong hệ toạ độ ECI, trước tiên chuyển chúng thành hệ tọa độ đề-các được xác định bởi các vector đơn vị cho bởi (42), tức là chiều dài, chiều rộng và chiều cao.

2) Cho ($\bar{x}$, $\bar{V}$) là vector trung bình và ma trận hiệp phương sai thể hiện trong tọa độ này. Sau đó thực hiện phép ngoại suy tuyến tính, để có được $\hat{x}$ và hiệp phương sai $\hat{V}$.

3) Biến đổi $\bar{x}$, $\bar{V}$ trở lại hệ tọa độ ECI. Khi Δt quá lớn nó làm cho xấp xỉ trên không hợp lý, chúng ta có thể chia khoảng thời gian thành các đoạn con nhỏ và lặp lại ngoại suy ở trên cho mỗi đoạn con.

$$\hat{x} = \begin{pmatrix} I & \Delta_t I \\ 0 & I \end{pmatrix}\bar{x} \text{ và } \hat{V} = \begin{pmatrix} I & \Delta_t I \\ 0 & I \end{pmatrix}\bar{V}\begin{pmatrix} I & 0 \\ \Delta_t I & I \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{\Delta T^3}{3}Q & \frac{\Delta T^2}{2}Q \\ \frac{\Delta T^2}{2}Q & \Delta T Q \end{pmatrix} \tag{43}$$

Để đánh giá xem một quỹ đạo có được thiết lập hay không, chúng tôi đã chọn quy tắc sau: Mỗi quỹ đạo τ được liên kết với xác suất của nó bằng:

$$P_r(\tau \mid Z^{(k)}) = \sum_{\tau \in \lambda} P_r(\lambda \mid Z^{(k)}) \tag{44}$$

Một quỹ đạo được đánh giá sẽ được thiết lập nếu xác suất thiết lập quỹ đạo vượt quá ngưỡng cho trước (ngưỡng xác suất theo dõi). Trong một lần chạy nhất định, số lượng quỹ đạo được thiết lập có thể thay đổi từ 0 đến nhiều hơn. Sau đó, tính khoảng cách giữa trạng thái ước tính và trạng thái mục tiêu thực. Nếu khoảng cách giữa trạng thái ước tính của mục tiêu và trạng thái mục tiêu thực nằm trong ngưỡng nhất định, thì kết luận một quỹ đạo được thiết lập từ thông tin mục tiêu, sau đó được tính như xác suất thành lập quỹ đạo P_{ET}, sau khi chạy một số lượng đủ lớn Monte Carlo. Các quỹ đạo còn lại (có xác suất vượt quá ngưỡng xác suất theo dõi đã cho) được tuyên bố là các quỹ đạo giả và trung bình của số các quỹ đạo được lấy từ mô phỏng Monte Carlo để ước lượng mật độ quỹ đạo giả.

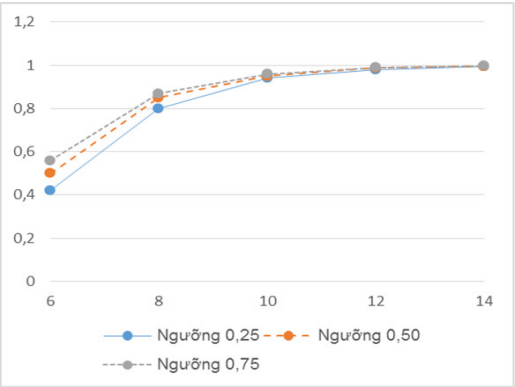
3.2. Kết quả mô phỏng

Tập các tham số chính được sử dụng trong chương trình mô phỏng là:

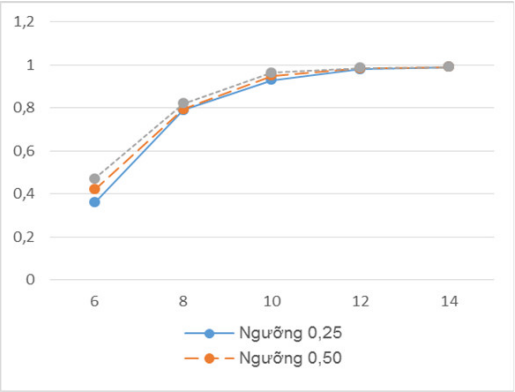
- Giá trị SNR (tính theo dB), SNR = 6, 8, 10, 12, 14;
- Xác suất báo động giả $P_{fa} = 10^{-5}, 10^{-4}, 10^{-3}$;
- Ngưỡng phát hiện mục tiêu $P_{TTH} = 0.25, 0.5, 0.75$;
- Ngưỡng cắt tỉa giả thuyết $P_{HTH} = 0.01$.

Dữ liệu đầu vào được giả định từ 12 mục tiêu, ở khoảng cách từ 3km đến 4km so với vị trì thu của radar, tốc độ di chuyển nằm trong khoảng 100m/s đến 300m/s. Mỗi điểm thu được là giá trị trung bình của 300 lần chạy mô phỏng Monte Carlo.

Hình 1 cho thấy xác suất thiết lập quỹ đạo một mục tiêu (P_{ET}) là một hàm của các giá trị SNR, $\overline{SNR}$, với ngưỡng phát hiện của radar SNR, xác suất báo sai $P_{fa} = 10^{-4}$. Có ba dòng tương ứng với ba giá trị ngưỡng P_{TTH} là 0.25, 0.5, và 0.75, cho xác suất theo dõi cần thiết của việc thành lập quỹ đạo.



Hình 1. *Xác suất phát hiện quỹ đạo với $P_{fa} = 10^{-4}$.*



Hình 2. *Xác suất phát hiện quỹ đạo với $P_{fa} = 10^{-5}$.*

Hình 2 thể hiện kết quả các đường cong hiệu suất với ngưỡng phát hiện cao hơn, $P_{fa} = 10^{-5}$.

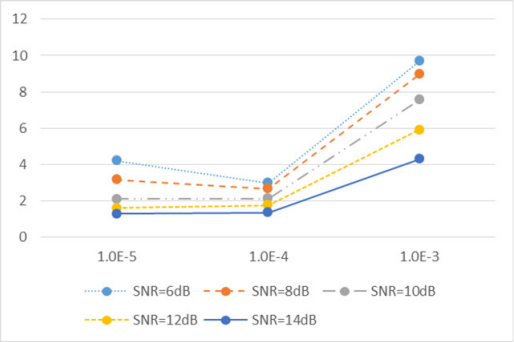
So sánh kết quả trong các bộ số liệu khác nhau, ta thấy:

- Hiệu suất P_{ET} là một giá trị đơn điệu tăng của $\overline{SNR}$. Các đường cong thường đạt đến điểm bão hòa, nghĩa là $P_{ET} = 1$, tại $\overline{SNR}$ = 12 dB.

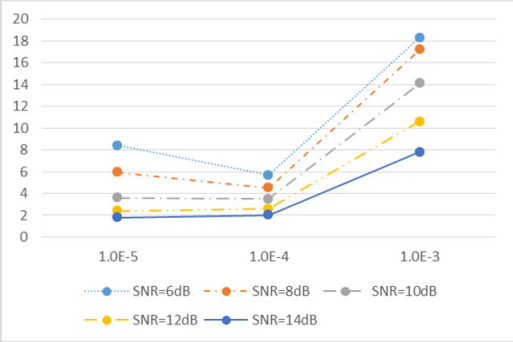
- Độ nhạy phát hiện quỹ đạo giảm đáng kể theo ngưỡng xác suất theo dõi P_{TTH}.

- Trong trường hợp ngưỡng phát hiện SNR_{TH} cao, nó hầu như không nhạy cảm với hiệu suất phát hiện P_{ET}.

Hình 3, hình 4 thể hiện số lượng trung bình các quỹ đạo và số lượng trung bình các giả thuyết đối với các giá trị SNR = 6, 8, 10, 12, 14 dB.



Hình 3. *Số lượng trung bình các quỹ đạo-ứng với các mốc P_{fa}.*



Hình 4. *Số lượng trung bình các giả thuyết-ứng với các mốc P_{fa}.*

Đối với các trường hợp SNR thấp, số lượng trung bình các quỹ đạo và trung bình các giả thuyết của trường hợp $P_{fa} = 10^{-4}$ tương ứng nhỏ hơn so với trường hợp $P_{fa} = 10^{-5}$. Có điều này là do với *SNR* thấp, mục tiêu thật hiếm khi được phát hiện, đặc biệt khi ngưỡng phát hiện cao (nghĩa là mật độ báo động giả là thấp).

4. KẾT LUẬN

Trên đây, chúng tôi sử dụng phương pháp mô phỏng Monte Carlo để đánh giá hiệu suất của thuật toán theo dõi đa giả thuyết. Phạm vi mô phỏng được giảm bớt bằng cách loại bỏ các phần không cần thiết và tránh lặp lại thống kê trong mỗi lần chạy mô phỏng, nhưng vẫn thu được các tương tác thiết yếu giữa cảm biến, quỹ đạo và giả thuyết.

Hiệu suất của thuật toán đa giả thuyết theo dõi nhiều mục tiêu được mô tả thông qua *Xác suất thiết lập quỹ đạo P_{ET} (probability of establishing a track)* và *Xác suất báo động sai*. Yếu tố chính để xác định các giá trị này là SNR trung bình (được tính toán ra bởi các loại radar khác nhau), xác suất báo động giả P_{fa} và ngưỡng phát hiện mục tiêu P_{TTH}. Thông qua việc mô phỏng, chúng ta đã rút ra một số kết luận trong phần kết quả thực nghiệm.

Để có những áp dụng cụ thể hơn trong thực tế, chúng tôi mong muốn được thực hiện các tính toán cho các tập dữ liệu thực tế đủ lớn, trên cơ sở đó khẳng định thêm tính ổn định của thuật toán và có thể phát triển cải tiến để đem lại lợi ích thiết thực cho vấn đề an ninh, quốc phòng.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

[1]. Sea, R. G, "*An efficient suboptimal decision procedure for associating sensor data with stored tracks in real-time surveillance systems*", In Proceeding of the IEEE Conference on Decision and Control, Miami Beach, Dec.1971, 33-37.

[2]. Blackman, S.S, "*Multiple-Target Tracking with Radar Applications*", Dedham, MA: Artech House, 1986, ch. 7.

[3]. Bar-Shalom, Y., Campo, L., and Luh, P. B, "*From receiver operating characteristic to system operating characteristic; Evaluation of a large scale surveillance system*", IEEE Transactions on Automatic Control, 35 (Feb. 1990), 172-179.

[4]. Mori, S., Chang, K. C., Chong, C. Y., and Dunn, K. P,"*Tracking performance evaluation—Prediction of track purity*",In Proceedings of 1989 SPIE Technical Symposium on Aerospace Sensing, Orlando, FL, Mar. 1989.

[5]. Mori, S., Chang, K. C., Chong, C. Y, and Dunn, K. P,"*Tracking performance evaluation—Hack accuracy in dense target environments*", In Proceedings of SPIE Technical Symposium on Aerospace Sensing, Orlando, FL, Apr. 1990.

[6]. Mori, S., Chang, K. C., and Chong, C. Y, "*Performance analysis of optimal data association with application to multiple target tracking*", In Multitarget-Multisensor Tracking: Applications and Advances, Vol. II.Dedham, MA: Artech House, 1992, ch. 7.

[7]. Reid, D. B, "*An algorithm for tracking multiple targets*", IEEE Transactions on Automatic Control, AC-24 (Dec. 1979), 843-854.

[8]. Mori, S., Chong, C. Y., Tse, E., and Wishner, R. P, "*Hacking and classifying multiple targets without a priori identification*", IEEE Transactions on Automatic Control, AC-31, 5 (May 1986), 401-409.

[9]. Daum, F. E, "*Bounds on performance for multiple target tracking*", IEEE Transactions on Automatic Control, AC-35, 4 (Apr. 1990).

[10]. Iverson, D., Chang, K. C, and Chong, C. Y, "*Performance assessment for airborne surveillance systems incorporating sensor fusion*", In Proceeding of 1989 SPIE Conference on Signal and Data Processing of Small Targets, Orlando, FL, Mar. 1989.

[11]. Morefield, C. L, "*Application of 0-1 integer programming to multitarget tracking problems*, IEEE Transactions on Automatic Control, AC-22, 3 (June 1977), 3-2-312.

[12]. Bar-Shalom, Y., Fortmann, T. E., and Scheffe, "*Joint probabilistic data association for multiple targets in clutter*", In Proceedings of the 1980 Conference on Information Science and Systems, Princeton University, Mar. 1980.

[13]. Kuo-Chu Chang, Shozo Mori, Chee-Yee Chong, " *Evaluating a Multiple-Hypothesis Multitarget Tracking Algorithm*", IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems (Volume: 30, Issue: 2, Apr 1994).

[14]. Darin T. Dunham, Robert J. Dempster, Samuel S. Blackman, "*Tracking algorithm speed comparisons between MHT and PMHT*", Proceedings of the Fifth International Conference on Information Fusion. FUSION 2002. (IEEE Cat.No.02EX5997).

[15]. Angelos Amditis, George Thomaidis, Pantelis Maroudis, Panagiotis Lytrivis and Giannis Karaseitanidis, "*Multiple Hypothesis Tracking Implementation*", Laser Scanner Technology, InTech, 2012, 199-220.

[16]. Nguyễn Kiều Hưng, Phạm Thượng Cát, "*Xây dựng phương pháp bám đa mục tiêu trên cơ sở kết hợp bộ lọc PHD sử dụng bộ lọc phần tử và phương pháp kết hợp dữ liệu GRAPH trong hệ tọa độ hỗn hợp 3 chiều*", Kỷ yếu Hội nghị toàn quốc lần thứ 3 về Điều khiển và Tự động hoá - VCCA-2015.

ABSTRACT

A PERFORMANCE EVALUATING OF MULTIPLE HYPOTHESIS TRACKING ALGORITHM FOR MULTIPLE TARGET TRACKING

Target tracking is an essential requirement for surveillance systems employing one or more sensors, together with computer subsystems. Multiple hypothesis tracking (MHT) is generally accepted as the preferred method for solving the data association problem in modern multiple target tracking (MTT) systems. In this paper, we will evaluate performance of multiple hypothesis algorithm for multiple target tracking based on target discovering through important parameters, such as: signal-to-noise ratio, probability of establishing a track, and track probability threshold.

Keywords: Multiple hypothesis tracking; MHT; Performance of algorithm; Detection threshold; Track.

Nhận bài ngày 26 tháng 02 năm 2018
Hoàn thiện ngày 18 tháng 3 năm 2018
Chấp nhận đăng ngày 02 tháng 4 năm 2018

Địa chỉ: [1] Khoa Khoa học cơ bản, Trường Đại học Mỏ - Địa chất;
[2] Viện CNTT, Viện KH&CN quân sự.
* Email: nguyenthihang@humg.edu.vn.