

DEVELOPMENT OF SEQUENTIAL DECISION ALGORITHMS FOR TARGET DETECTION IN SURVEILLANCE RADARS

Nguyen Hoang Nguyen, Pham Viet Anh*

Le Quy Don University of Technology

ARTICLE INFO		ABSTRACT
Received:	28/4/2025	This paper presents the application of sequential analysis theory to ensure target detection quality characterized by the probability of correct detection and false alarm rate at surveillance radar stations. Based on the analysis and evaluation of common uncertainty factors and corresponding mitigation strategies, several sequential decision-making algorithm variants are proposed to suit practical deployment conditions. The study shows that, under uncertainty in the signal-to-noise ratio, detection quality can be maintained through various approaches. However, when real-time computational feasibility becomes a critical requirement, one of two strategies may be selected depending on the operational objective. If the goal is to achieve average detection performance with minimal observation time, the strategy using an averaged likelihood ratio over the full sequence of observation cycles is appropriate. In contrast, when robustness against worst-case scenarios is needed, the approach employing the likelihood ratio associated with the nearest neighboring hypothesis is preferred. Compared to other commonly used uncertainty-handling approaches, this method features a simpler structure, significantly lower computational load, and only a marginal increase in decision time. Both approaches are applicable to existing surveillance radars in Vietnam.
Revised:	30/7/2025	
Published:	30/7/2025	
KEYWORDS		
Radar target detection		
Surveillance radar		
Probability of detection		
Probability of false alarm		
Sequential decision-making		

XÂY DỰNG PHƯƠNG ÁN THUẬT TOÁN RA QUYẾT ĐỊNH LẦN LƯỢT CHO BÀI TOÁN PHÁT HIỆN MỤC TIÊU TRONG CÁC ĐÀI RA ĐA CẢNH GIỚI

Nguyễn Hoàng Nguyễn, Phạm Việt Anh*

Đại học Kỹ thuật Lê Quý Đôn

THÔNG TIN BÀI BÁO		TÓM TẮT
Ngày nhận bài:	28/4/2025	Bài báo trình bày việc ứng dụng lý thuyết phân tích lần lượt nhằm đảm bảo chất lượng phát hiện (bao gồm xác suất phát hiện đúng và báo động lầm) tại các đài ra đa cảnh giới. Trên cơ sở phân tích và khảo sát các yếu tố bất định thường gặp cùng với các biện pháp khắc phục tương ứng, đề xuất một số phương án thuật toán ra quyết định lần lượt phù hợp với điều kiện ứng dụng thực tế. Kết quả nghiên cứu cho thấy, trong điều kiện bất định về tỷ số “tín/tạp”, chất lượng phát hiện có thể được đảm bảo thông qua nhiều hướng khác nhau. Tuy nhiên, khi khả năng tính toán trong thời gian thực là yêu cầu then chốt, có thể cân nhắc lựa chọn một trong hai phương án tùy theo mục tiêu vận hành. Nếu mục tiêu là đạt chất lượng trung bình với thời gian ra quyết định tối thiểu, phương án sử dụng trung bình tỷ số hợp lý trên toàn bộ chuỗi quan sát là phù hợp. Ngược lại, nếu cần bảo đảm chất lượng trong các tình huống bất lợi, phương án sử dụng tỷ số hợp lý ứng với giả thuyết lân cận gần nhất sẽ được ưu tiên. So với các biện pháp khắc phục tính bất định phổ biến hiện có, phương án này có cấu trúc đơn giản, yêu cầu tính toán thấp hơn mà không làm tăng đáng kể thời gian ra quyết định. Cả hai phương án trên đều có tiềm năng ứng dụng trong các ra đa cảnh giới hiện có của Việt Nam.
Ngày hoàn thiện:	30/7/2025	
Ngày đăng:	30/7/2025	
TỪ KHÓA		
Phát hiện mục tiêu ra đa		
Ra đa cảnh giới		
Xác suất phát hiện đúng		
Xác suất báo động lầm		
Ra quyết định lần lượt		

DOI: <https://doi.org/10.34238/tnu-jst.12696>

* Corresponding author. Email: anhpv.isi@lqdtu.edu.vn

1. Giới thiệu

Ký hiệu H_i , H_i^* ($i = 0, 1$) là các giả thuyết có và không có mục tiêu cùng các quyết định tương ứng. Việc đảm bảo chất lượng phát hiện (CLPH) theo yêu cầu được mô tả như sau:

$$F = P\{H_1^* / H_0\} \leq F^*; D = P\{H_1^* / H_1\} \geq D^* \quad (1)$$

Trong đó: D , F và D^* , F^* lần lượt là xác suất phát hiện đúng (XSPHĐ), xác suất báo động lầm (XSBĐL) và các giá trị cần đáp ứng.

Với ứng dụng ra đa nói chung, và ra đa cảnh giới nói riêng, việc ra quyết định sai có thể dẫn đến những hậu quả nghiêm trọng. Vì vậy, vấn đề đảm bảo CLPH trong mọi điều kiện quan sát luôn là vấn đề được quan tâm nghiên cứu. Các giải pháp theo hướng nâng cao khả năng thu thập thông tin của đài ra đa thường kéo theo những đòi hỏi cao về mức độ phức tạp, giá thành hệ thống. Mặt khác, do bị giới hạn bởi các yếu tố khách quan, chủ quan về kỹ thuật công nghệ nên các giải pháp này chỉ góp phần nâng cao CLPH nói chung chứ không đảm bảo được yêu cầu của người sử dụng trong các điều kiện quan sát khác nhau. Để khắc phục phần nào vấn đề này, việc ra quyết định với thời gian quan sát cố định ở các đài ra đa trước đây thường được thực hiện theo tiêu chuẩn Neyman-Pirson: “làm cực đại XSPHĐ với mức XSBĐL không vượt quá giá trị yêu cầu” [1].

Với một cách tiếp cận khác, việc đáp ứng CLPH có thể thực hiện bằng cách “kéo dài thời gian quan sát để tăng lượng thông tin về mục tiêu”. Theo hướng này có nhiều công trình nghiên cứu xây dựng quy tắc ra quyết định trên cơ sở lý thuyết phân tích lần lượt do nhà bác học Wald khởi xướng [2]. Có thể liệt kê một số công trình điển hình trong thời gian gần đây như: [3] – [7] - phát triển về lý thuyết cơ sở, [8] – [15] - định hướng ứng dụng trong ra đa. Với bài toán phát hiện, thuật toán ra quyết định lần lượt (TTLL) được xây dựng dựa trên cơ sở so sánh tỷ số hợp lý (TSHL) tính lần lượt cho chuỗi các chu kỳ quan sát (CKQS) và so sánh với hai ngưỡng quyết định. Trong lý thuyết phân tích lần lượt, nó được gọi là Sequential Probability Ratio Test (SPRT) [2].

Khi hàm hợp lý (HHL) và TSHL xác định rõ ràng đến từng tham số thì TTLL cho phép đáp ứng CLPH theo yêu cầu (1) với số CKQS nhỏ hơn khá nhiều so với các thuật toán phát hiện với số CKQS cố định [8], [10] – [15]. Tuy nhiên, trong phát hiện ở các đài ra đa cảnh giới, tín hiệu dùng để đưa ra quyết định phát hiện (sau xử lý tối ưu hoặc gần tối ưu) là đại lượng ngẫu nhiên với phân bố phụ thuộc vào nhiều yếu tố bất định khác nhau và khó có thể mô tả được dưới dạng tường minh hoàn toàn [1]. Kiểm tra giả thuyết thống kê khi HHL có dạng phức tạp luôn là vấn đề khó khăn, cách giải quyết và hiệu quả mang lại phụ thuộc nhiều vào khả năng khắc phục tính bất định và kiểu thuật toán ra quyết định được lựa chọn. Với TTLL, có thể sử dụng một số phương án như: MSPRT (Mixture SPRT) [2], [7], GSPRT (Generalized SPRT) [3], [6], [7] và AGSPRT (Adaptive SPRT) [6], [7]. Mặc dù vậy, cho đến nay chưa có phương án TTLL nào là tối ưu duy nhất. Tính cận tối ưu cũng như hiệu quả các phương án này chỉ được chứng minh bằng giải tích trong một số điều kiện giới hạn. Trường hợp chung, hiệu quả của chúng thường được đánh giá bằng cách mô phỏng thống kê. Ngoài ra, mức độ phức tạp cùng khả năng đáp ứng thời gian thực của các phương án TTLL cũng là một vấn đề cần quan tâm. Chính vì vậy, để áp dụng TTLL vào thực tế đòi hỏi những khảo sát lựa chọn phù hợp với bài toán đặt ra.

Trong bài báo này, chúng tôi phân tích các yếu tố bất định trong bài toán phát hiện mục tiêu ở các đài ra đa cảnh giới, từ đó xác định yếu tố bất định chủ chốt cần giải quyết là tỷ số tín trên tạp (S/N). Với mục tiêu là lựa chọn ra phương án TTLL đáp ứng XSPHĐ và XSBĐL với dung lượng tính toán đơn giản nhất mà thời gian quan sát không bị kéo dài đáng kể, chúng tôi xây dựng các phương án TTLL với các giải pháp khắc phục tính bất định đã nêu. Từ đó thực hiện khảo sát, đánh giá và đưa ra khuyến cáo về việc lựa chọn phương án TTLL một cách phù hợp theo yêu cầu của người sử dụng (yêu cầu vận hành). Kết quả nghiên cứu cho thấy, các thuật toán GSPTR và ASPTR cho phép đáp ứng CLPH với các tình huống quan sát khác nhau. Tuy nhiên, chúng đòi hỏi nhiều kênh xử lý với dung lượng tính toán phức tạp, khó triển khai trong các ra đa cảnh giới. Việc giảm thiểu dung lượng tính toán theo hướng lấy trung bình HHL theo từng CKQS không mang lại hiệu quả mong muốn. Việc sử dụng MSPTR cho thời gian quan sát nhỏ nhất, tuy nhiên nó chỉ cho phép

đáp ứng CLPH theo ý nghĩa trung bình, đồng thời, do phải xử lý đa kênh nên dung lượng tính toán cũng lớn. Để đáp ứng CLPH trong cả các tình huống xấu, TTLL được sử dụng theo phương án so sánh với giả thuyết lân cận gần nhất (phương án Minimax). So với hai phương án đang ứng dụng phổ biến là GSPRT và ASPRT, phương án này chỉ dùng một kênh xử lý đơn giản, cho phép dễ dàng thay đổi tham số mà số CKQS cần thiết để ra quyết định không khác nhiều.

Phần tiếp theo của bài báo được bố cục như sau: Phần 2 tập trung vào phân tích, xây dựng các phương án thuật toán ra quyết định lần lượt trong điều kiện bất định về tỷ số tín trên tạp. Phần 3 trình bày về kết quả khảo sát và phân tích đánh giá. Cuối cùng là phần Kết luận.

2. Phương pháp nghiên cứu

2.1. Phân tích yếu tố bất định trong bài toán phát hiện mục tiêu của các đài ra đa cảnh giới

Trong các đài ra đa cảnh giới, quá trình tìm kiếm phát hiện điểm đầu mục tiêu được thực hiện theo từng CKQS. Gọi “ Z_m ” là kết quả xử lý ở CKQS thứ “ m ” ($m = 1, 2, \dots$), thì sau “ n ” CKQS sẽ nhận được tập “ n ” tín hiệu “ $\mathbf{Z}^{(n)} = [Z_m; m = 1 \div n]$ ”. Do CKQS thường lớn hơn nhiều so với thời gian thẳng giáng của tín hiệu nên có thể coi các thành phần của “ $\mathbf{Z}^{(n)}$ ” là độc lập [1]. Khi đó, HHL và TSHL được xác định theo biểu thức:

$$f(\mathbf{Z}^{(n)}/H_i) = \prod_{m=1}^n f(Z_m/H_i), \quad i = 0, 1; \quad (2.a)$$

$$\Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) = \frac{f(\mathbf{Z}^{(n)}/H_1)}{f(\mathbf{Z}^{(n)}/H_0)} = \prod_{m=1}^n \frac{f(Z_m/H_1)}{f(Z_m/H_0)}; \quad \Lambda(Z_m) = \frac{f(Z_m/H_1)}{f(Z_m/H_0)}; \quad (2.b)$$

Trong đó: $f(Z_m/H_i)$, $f(\mathbf{Z}^{(n)}/H_i)$ ($i = 0, 1$) và $\Lambda(Z_m)$, $\Lambda(\mathbf{Z}^{(n)})$ là HHL và TSHL tính riêng cho “ Z_m ” và cho “ $\mathbf{Z}^{(n)}$ ”.

Khi HHL và TSHL xác định đến từng tham số, TTLL với yêu cầu (1) được triển khai khá đơn giản bằng cách so sánh TSHL với các ngưỡng tương ứng [2]:

$$\begin{aligned} “H^* = H_1^* \text{ nếu } \Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) \geq \Lambda 1^* = \frac{D^*}{F^*}, \quad H^* = H_0^* \text{ nếu } \Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) \leq \Lambda 0^* = \frac{1-D^*}{1-F^*}, \\ \text{và } H^* = H_+^* \text{ nếu } \Lambda 0^* < \Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) < \Lambda 1^*.” \end{aligned} \quad (3)$$

Trong đó: H_+^* là ký hiệu quyết định chuyển CKQS tiếp theo; Λi^* , $i = 0, 1$ là các ngưỡng ra quyết định với giá trị cụ thể nhằm đáp ứng yêu cầu (1).

Với ra đa cảnh giới, việc xử lý tín hiệu trong mỗi CKQS được thực hiện theo các thuật toán tối ưu hoặc gần tối ưu [1]. Ví dụ: xử lý theo từng xung (tính tích phân tương quan hoặc lọc phối hợp); xử lý chùm xung (lọc nhiễu, tích lũy chùm xung...). Kết quả xử lý của mỗi CKQS “ $Z_m = N$ ” là tập nền trong trường hợp không có mục tiêu hoặc hỗn hợp tín + tạp “ $Z_m = N + S_m$ ” - trường hợp có mục tiêu. Gọi σ_0^2 là cường độ tạp nền, σ_1^2 - cường độ của tín hiệu phản xạ, như vậy, HHL phụ thuộc vào σ_0^2 và σ_1^2 . Do mức tạp nền ở mỗi vùng quan sát có thể ước lượng được nên giá trị “ Z_m ” thường được chuẩn hóa theo mức này. Khi đó, HHL hoàn toàn xác định với giả thuyết H_0 và phụ thuộc vào tỷ số S/N đối với H_1 , cụ thể với ra đa xử lý tương can là [1]:

$$f(Z_m/H_0) = Z_m \exp\left(-\frac{Z_m^2}{2}\right); \quad f(Z_m/H_1, \gamma) = \frac{Z_m}{1+\gamma} \exp\left(-\frac{Z_m^2}{2(1+\gamma)}\right); \quad \gamma = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_0^2} = \frac{2E}{N_0} \geq \gamma_1 \quad (4)$$

Trong đó: γ_1 - giá trị S/N tối thiểu cần thiết để có thể phát hiện.

Lưu ý rằng, tại một ô cụ li nhất định, cường độ tín hiệu phản xạ phụ thuộc vào diện tích phản xạ hiệu dụng (DTPXHD) của mục tiêu, nên “ γ ” là tham số bất định. Trong thuật toán ra quyết định với thời gian quan sát cố định theo tiêu chuẩn Neyman-Pirson, yêu cầu đặt ra là ổn định mức XSBĐL và làm cực đại XSPHĐ nên việc khắc phục tính bất định theo “ γ ” thường không được đặt ra mà chỉ được quan tâm khi tính toán đặc tuyến phát hiện “ $D(\gamma)$ ”. Tuy nhiên, nếu cần đáp ứng cả cấp chỉ tiêu CLPH theo (1) thì yếu tố bất định này nhất định cần được tính toán đến.

2.2. Xây dựng các phương án thuật toán ra quyết định lần lượt

Với ra đa cảnh giới, theo thông tin về DTPXHD của các loại mục tiêu cần phát hiện và tham số thực tế của hệ thống, ở mỗi cự li xác định có thể quy giá trị S/N chưa biết thành một số lượng hữu hạn “ L ” các giá trị xác định “ $\gamma \in [\gamma_k; k = 1 \div L]$ ” với xác suất “ $P_1^k = P\{\gamma = \gamma_k\}$ ”. Coi “ $\gamma_0 = 0$ ”, ta có “ $L + 1$ ” giả thuyết thống kê đơn giản “ $G_l, l = 0 \div L$ ” ứng với các HHL tương minh:

$$f(\mathbf{Z}^{(n)} / G_l) = f(\mathbf{Z}^{(n)} / \gamma_l) = \left(\frac{Z_m}{1 + \gamma_l} \right)^n \exp \left(- \frac{1}{2(1 + \gamma_l)} \sum_{m=1}^n Z_m^2 \right). \quad (5)$$

Lưu ý rằng “ $G_0 = H_0$ ” là giả thuyết ko có mục tiêu còn “ G_k ” – các giả thuyết tồn tại mục tiêu có DTPXHD tương ứng với tham số “ γ_k ” ($k=1 \div L$). Như vậy, giả thuyết phức tạp “ H_1 ” được coi là tổng các giả thuyết đơn giản thành phần “ $H_1 = \sum_{k=1}^L G_k$ ”. Việc khắc phục tính bất định ở đây là tìm cách thay thế HHL ứng với “ H_1 ” bằng một hàm tương minh nào đó trên cơ sở các dạng HHL đã biết, từ đó xác định TSHL và triển khai TTLL (3). Sau đây, ta sẽ lần lượt xem xét các phương án diễn hình và đánh giá tính khả thi của chúng.

Đầu tiên, sử dụng cách khắc phục tính bất định theo tham số thường dùng khi tổng hợp thuật toán phát hiện mục tiêu ra đa [1], tại mỗi CKQS ta có :

$$f(Z_m / H_1) = \int_{\gamma_{\min}}^{\gamma_{\max}} f(Z_m / H_1, \gamma) f(\gamma) d\gamma = \sum_{k=1}^L P_1^k f(Z_m / \gamma_k) \quad (6)$$

Từ đây, ta nhận được phương án TTLL đầu tiên (Phương án 1 – SPRT1):

$$\Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) = \prod_{m=1}^n P_1^k \sum_{k=1}^L \left(\frac{1}{1 + \gamma_k} \right) \exp \left(\frac{\gamma_k}{2(1 + \gamma_k)} Z_m^2 \right). \quad (7)$$

Có thể nhận thấy, việc thay thế theo phương án (7) chỉ hướng tới việc cụ thể hóa TSHL cho từng CKQS và khó có thể mang lại hiệu quả mong muốn. Với TTL, HHL được tính theo chuỗi CKQS nên việc khắc phục tính bất định cũng phải được thực hiện theo góc độ này. Như vậy, HHL ứng với giả thuyết “ H_1 ” cần được thay thế dưới dạng:

$$f(\mathbf{Z}^{(n)} / H_1) = \int_{\gamma_{\min}}^{\gamma_{\max}} f([\mathbf{Z}^{(n)}] / H_1, \gamma) f(\gamma) d\gamma = \sum_{k=1}^L P_1^k f(\mathbf{Z}^{(n)} / H_1, \gamma_k).$$

Từ đây ta nhận được phương án TTLL tiếp theo (Phương án 2 - MSPTR):

$$\Lambda([\mathbf{Z}^{(n)}]) = \sum_{k=1}^L P_1^k \left(\frac{1}{1 + \gamma_k} \right)^n \exp \left(\frac{\gamma_k}{2(1 + \gamma_k)} \sum_{m=1}^n Z_m^2 \right). \quad (8)$$

Cách thay thế TSHL theo (8) tương ứng với kỹ thuật MSPRT trong lý thuyết ra quyết định lần lượt [7]. Về nguyên tắc, nó chỉ cho phép đáp ứng CLPH theo ý nghĩa “trung bình”:

$$F = P\{H_1^* / G_0\} \leq F^*; D = \sum_{k=1}^L P_1^k P\{H_1^* / G_k\} \geq D^*. \quad (9)$$

Tuy nhiên, với các đài ra đa cảnh giới, việc bỏ sót mục tiêu trong các tình huống xấu cũng là một yếu tố khó chấp nhận. Như vậy, cần đảm bảo CLPH một cách chặt chẽ hơn:

$$F = 1 - P\{H_0^* / G_0\} \leq F^*; D_k = 1 - P\{H_0^* / G_k\} \geq D^*, k = 1 \div L \quad (10)$$

Để đáp ứng (10), cần sử dụng thêm thông tin về HHL tính cho từng tình huống mục tiêu. Theo hướng này, có thể cân nhắc lựa chọn giải pháp kiểu GSPRT hoặc ASPRT.

Trong phương án GSPRT, HHL được thay bằng giá trị cực đại tại mỗi thời điểm ra quyết định [3], [6], [7]. Vận dụng cho bài toán đang xét, ta có phương án TTLL sau (phương án 3 - GSPTR):

$$f(\mathbf{Z}^{(n)} / H_1) = f(\mathbf{Z}^{(n)} / \gamma_{k^{\max}}) \text{ với } k^{\max} = \arg \max_{k=1 \div L} \{ f(\mathbf{Z}^{(n)} / \gamma_k) \}; \quad (11.a)$$

$$\Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) = \left(\frac{1}{1 + \gamma_{k_{\max}}} \right)^n \exp \left(\frac{\gamma_{k_{\max}}}{2(1 + \gamma_{k_{\max}})} \sum_{m=1}^n Z_m^2 \right). \quad (11.b)$$

Với ASPRT, việc khắc phục tính bất định được thực hiện bằng cách lấy ước lượng theo chuỗi các giá trị tín hiệu nhận được tại các CKQS trước đó [6], [7]. Vận dụng cho bài toán đang xét, ta có phương án 4 - ASPTR:

$$\hat{\gamma}_{m-1} = \arg \max_{k=1+L} \left\{ f(\mathbf{Z}^{(n)} / \gamma_k) \right\}; \quad (12.a)$$

$$\Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) = \frac{\prod_{m=1}^n f(Z_m / \hat{\gamma}_{m-1})}{\prod_{m=1}^n f(\lceil Z^{(n)} \rceil / \gamma_0)} = \frac{1}{\prod_{m=1}^n (1 + \hat{\gamma}_{m-1})} \exp \left(\sum_{m=1}^n \frac{\hat{\gamma}_{m-1}}{2(1 + \hat{\gamma}_{m-1})} Z_m^2 \right). \quad (12.b)$$

Ở đây, ta có một số nhận xét như sau. Về nguyên tắc, các phương án GSPTR và ASPTR cho phép kiểm soát lỗi đến từng tình huống mục tiêu. Trong đó, GSPTR có điểm yếu là việc xác định điều chỉnh ngưỡng rất phức tạp, thường chỉ có thể thực hiện bằng mô phỏng, ASPTR được chứng minh đạt cận tối ưu trong một số tình huống nhất định [6], [7]. Cả ba phương án MSPTR, GSPTR và ASPTR đều đòi hỏi xử lý đa kênh, riêng ASPTR đòi hỏi thêm bước ước lượng nên quá trình tính toán khá phức tạp, tuy nhiên nó cho phép khắc phục tính bất định trong nhiều tình huống phức tạp hơn. Với ra đa cảnh giới, số lượng ô phân giải cần giám sát là rất lớn nên chỉ nên lựa chọn các thuật toán phức tạp khi công cụ tính toán cho phép và hiệu quả mang lại cao.

Trong bài toán phát hiện mục tiêu đang xem xét, do sự khác biệt giữa các phương án mục tiêu và nhiễu chỉ thể hiện qua một tham số là tỷ số S/N nên chất lượng phát hiện có tính chất đồng biến với tham số này. Như vậy, có thể suy nghĩ về một phương án TTLL đơn giản hơn mà vẫn đáp ứng được yêu cầu đặt ra. Cụ thể, để giảm thiểu mức độ phức tạp và dung lượng tính toán, ta sẽ dùng chiến lược minimax – tức là đảm bảo yêu cầu đặt ra trong tình huống “xấu nhất”. Nhược điểm của phương án này là, với các tình huống “tốt hơn” – thời gian ra quyết định có thể không tối ưu. Tuy nhiên, với các ứng dụng thực tế, tính tối ưu không phải là yếu tố hàng đầu, vấn đề quan trọng là: thuật toán có thể triển khai và làm việc ổn định. Ngoài ra, với điều kiện tương đối đồng nhất của bài toán phát hiện mục tiêu trên nền tạp, có thể hy vọng rằng, mức độ tổn thất trong các tình huống không phải xấu nhất sẽ ở mức chấp nhận được. Như vậy, thay vì tính toán nhiều giá trị HHL hoặc TSHL ứng với các giá trị “S/N” khác nhau, ta sẽ chọn một giá trị đại diện ứng với tình huống xấu nhất “ $\gamma_{\min} \cong \gamma_1$ ”, từ đó xác định HHL và TSHL theo công thức (phương án 5 – MinMaxSPRT):

$$\Lambda(\mathbf{Z}^{(n)}) = \frac{\prod_{m=1}^n f(Z_m / \gamma_{\min})}{\prod_{m=1}^n f(\lceil Z^{(n)} \rceil / \gamma_0)} = \frac{1}{\prod_{m=1}^n (1 + \gamma_{\min})} \exp \left(\sum_{m=1}^n \frac{\gamma_{\min}}{2(1 + \gamma_{\min})} Z_m^2 \right). \quad (13)$$

Trong phần tiếp theo, chúng tôi sẽ khảo sát đánh giá hiệu quả của 5 phương án TTLL trên, từ đó đưa ra khuyến cáo về khả năng áp dụng chúng trong các đài ra đa cảnh giới.

3. Kết quả khảo sát và đánh giá

3.1. Mô tả điều kiện khảo sát

Việc khảo sát được thực hiện bằng phương pháp mô phỏng thống kê cho TTLL (2) với năm phương án khắc phục tính bất định đã trình bày ở phần 2. Các tham số thực hiện khảo sát là:

+ XSBĐL “ $F = 1 - P\{G_0^*/G_0\}$ ” và số CKQS trung bình khi không có mục tiêu “ $N_0 = N_0$ ”;

+ XSPHĐ trong điều kiện quan sát từng loại mục tiêu khác nhau “ $D_k = 1 - P\{G_0^*/G_k\}$ ” và số CKQS trung bình trong trường hợp tương ứng “ N_k ” ($k = 1 \div L$);

+ Trung bình XSPHĐ “ $D = \sum_{k=1}^L P_1^k D_k$ ” và số CKQS “ $N1 = \frac{1}{L} \sum_{k=1}^L N_k$ ” khi có mục tiêu.

3.2. Kết quả khảo sát

Kết quả đưa ra dưới đây được thực hiện trong điều kiện sau:

+ Tín hiệu nhận được sau xử lý và chuẩn hóa ở mỗi chu kỳ quan sát có phân bố dạng (4);

+ Coi xác suất các phương án mục tiêu là giống nhau: $P_1^k = \text{const}$; $k = 1 \div 5$ ($L = 5$).

+ Việc khảo sát được thực hiện cho tập giả thuyết G_l ; $l = 0, 1 \div 5$ với giá trị S/N tương ứng là $[\gamma_l; l = 0 \div 5] = [0; 1; 2; 6; 12; 24]$. Số vòng lặp thống kê thực hiện cho mỗi tình huống là 10^5 .

Do giới hạn về dung lượng bài báo nên ở đây chúng tôi chỉ đưa ra kết quả khảo sát cho 3 tình huống điển hình là: $F^* \ll 1 - D^*$ (Bảng 1), $F^* = 1 - D^*$ (Bảng 2) và $F^* \gg 1 - D^*$ (Bảng 3).

Bảng 1. Kết quả mô phỏng cho 5 phương án với $D^* = 0,85$ và $F^* = 10^{-3}$

Các phương án TTLL		Điều kiện quan sát G_l						Giá trị trung bình
		G_0	G_1	G_2	G_3	G_4	G_5	
SPRT1	$1 - P\{G_0^*/G_l\}$	5e-5	0,136	0,611	0,955	0,988	0,997	0,738
	N_l	2,909	7,439	7,399	3,093	1,972	1,465	4,274
MSTR	$1 - P\{G_0^*/G_l\}$	2,1e-4	0,6	0,861	0,982	0,995	0,999	0,887
	N_l	4,842	15,955	8,783	3,175	1,992	1,468	6,275
GSTR	$1 - P\{G_0^*/G_l\}$	6,4e-4	0,881	0,986	1	1	1	0,973
	N_l	11,08	20,887	9,188	3,061	1,939	1,443	7,304
ASTR	$1 - P\{G_0^*/G_l\}$	5,1e-4	0,875	0,985	1	1	1	0,972
	N_l	10,864	21,796	9,802	3,215	1,986	1,463	7,652
MinmaxSPTR	$1 - P\{G_0^*/G_l\}$	5,1e-4	0,88	0,986	1	1	1	0,973
	N_l	11,07	21,441	10,062	3,646	2,28	1,628	7,811

3.3. Phân tích đánh giá

Từ kết quả mô phỏng đưa ra ở các Bảng 1 - 3, ta rút ra một số nhận xét sau:

– Cả 5 phương án đều cho phép đáp ứng mức XSBĐL theo yêu cầu. Đồng thời, khi tỷ số S/N tăng, XSPHĐ tăng và trung bình số CKQS giảm. Điều này thể hiện sự đúng đắn của việc triển khai thuật toán và quá trình mô phỏng.

– Phương án SPTR1 không cho kết quả mong muốn: không đáp ứng yêu cầu về XSPHĐ theo ý nghĩa trung bình, xác suất bỏ sót mục tiêu khi tỷ số S/N nhỏ là không chấp nhận được.

– Phương án MSPTR đáp ứng được yêu cầu về XSPHĐ theo ý nghĩa trung bình (9) với số CKQS cần thiết để ra quyết định nhỏ nhất so với các phương án còn lại (đặc biệt là trong tình huống không có mục tiêu). Tuy nhiên, khi tỷ số S/N nhỏ, khả năng bỏ sót mục tiêu cao so với mức cần đảm bảo - yêu cầu (10) không được đáp ứng đầy đủ.

– Các phương án GSPTR, ASPTR, và MinMaxSPRT đều cho phép đáp ứng được yêu cầu về XSPHĐ trong tất cả các tình huống quan sát khác nhau – đáp ứng đầy đủ yêu cầu (10). Xét theo trung bình tổng thể số CKQS cần thiết để ra quyết định của các phương án được sắp xếp theo thứ tự tăng dần như sau: GSPRT, ASPRT, MinMaxSPRT. Tuy nhiên, sự khác biệt giữa ba phương án là không nhiều.

Bảng 2. Kết quả mô phỏng cho 5 phương án với $D^* = 0,9$ và $F^* = 0,1$

Các phương án		Điều kiện quan sát G_i						Giá trị trung bình
		G_0	G_1	G_2	G_3	G_4	G_5	
SPRT1	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,012	0,326	0,698	0,966	0,993	0,998	0,796
	N_i	3,152	4,563	3,861	1,996	1,473	1,225	2,624
MSTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,02	0,685	0,908	0,992	0,998	1	0,917
	N_i	5,542	7,801	4,596	2,019	1,477	1,23	3,424
GSTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,056	0,916	0,992	1	1	1	0,982
	N_i	11,189	8,642	4,311	1,913	1,427	1,21	3,501
ASTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,053	0,914	0,992	1	1	1	0,981
	N_i	11,138	8,864	4,435	1,936	1,435	1,211	3,576
MinmaxSPTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,05	0,918	0,992	1	1	1	0,982
	N_i	11,31	8,923	4,516	2,025	1,5	1,242	3,641

Bảng 3. Kết quả mô phỏng cho 5 phương án với $D^* = 0,999$ và $F^* = 0,15$

Các phương án		Điều kiện quan sát G_i						Giá trị trung bình
		G_0	G_1	G_2	G_3	G_4	G_5	
SPRT1	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,017	0,536	0,954	1	1	1	0,898
	N_i	8,414	11,669	6,018	1,995	1,448	1,214	4,469
MSTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,032	0,996	1	1	1	1	0,999
	N_i	26,515	12,467	4,94	1,697	1,438	1,209	4,404
GSTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,081	0,999	1	1	1	1	1
	N_i	32,234	9,14	4,037	1,834	1,398	1,194	3,521
ASTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,076	0,999	1	1	1	1	1
	N_i	32,348	9,365	4,138	1,849	1,404	1,194	3,59
MinmaxSPTR	$1 - P\{G_0^* / G_1\}$	0,076	0,999	1	1	1	1	1
	N_i	32,558	9,425	4,22	1,927	1,444	1,221	3,647

4. Kết luận

Để đáp ứng yêu cầu về chất lượng phát hiện trong điều kiện bất định về tỷ số tín trên tạp, có thể cân nhắc áp dụng một trong bốn phương án thuật toán ra quyết định lần lượt gồm: MSPTR, GSPRT, ASPRT và MinMaxSPRT. Trong trường hợp chỉ cần đảm bảo chất lượng phát hiện theo ý nghĩa trung bình, phương án MSPTR là lựa chọn phù hợp nhờ khả năng rút ngắn thời gian ra quyết định. Về mặt tính toán, MSPTR yêu cầu xử lý đa kênh nhưng không đòi hỏi nhiều khâu so sánh hay ước lượng tham số như GSPRT và ASPRT.

Khi cần duy trì chất lượng phát hiện ngay cả trong các tình huống bất lợi, phương án MinMaxSPRT là lựa chọn ưu tiên. So với GSPRT và ASPRT, MinMaxSPRT chỉ cần một kênh xử lý với cấu trúc thuật toán đơn giản hơn đáng kể, cho phép dễ dàng điều chỉnh tham số, đồng thời không làm tăng đáng kể thời gian ra quyết định. Với những ưu điểm trên, MinMaxSPRT đặc

biệt phù hợp cho bài toán phát hiện mục tiêu tại các đài ra đa cảnh giới, nơi số phần tử phân giải cần quản lý rất lớn và yêu cầu thời gian thực là yếu tố then chốt.

Cả hai phương án MSPTR và MinMaxSPRT đều có tiềm năng ứng dụng rộng rãi tại nhiều đài ra đa cảnh giới đang được triển khai trong thực tế tại Việt Nam, mà không đòi hỏi phải bổ sung thêm các hệ thống tính toán phức tạp.

TÀI LIỆU THAM KHẢO/ REFERENCES

- [1] Y. D. Shirman (Ed.), *Radioelectronic Systems: Fundamentals of Design and Theory*, (in Russian), Moscow, Russia: Radiotekhnika, 2007.
- [2] A. Wald, *Sequential Analysis*, New York, NY, USA: John Wiley & Sons, Inc., 1947.
- [3] X. Li, J. Liu, and Z. Ying, "Generalized Sequential Probability Ratio Test for Separate Families of Hypotheses," *Sequential Analysis*, vol. 33, no. 4, pp. 539–563, 2014.
- [4] A. G. Tartakovsky, I. V. Nikiforov, and M. Basseville, *Sequential Analysis: Hypothesis Testing and Changepoint Detection*, New York, NY, USA: Chapman & Hall/CRC, 2014.
- [5] A. G. Tartakovsky, "An Asymptotic Theory of Joint Sequential Changepoint Detection and Identification for General Stochastic Models," *IEEE Transactions on Information Theory*, vol. 67, no. 7, pp. 4768–4783, 2021.
- [6] A. G. Tartakovsky, G. Sokolov, and Y. Bar-Shalom, "Nearly Optimal Adaptive Sequential Tests for Object Detection," *IEEE Transactions on Signal Processing*, vol. 68, pp. 3371–3384, 2020.
- [7] A. G. Tartakovsky, "Nearly Optimum Properties of Certain Multi-Decision Sequential Rules for General Non-i.i.d. Stochastic Models," *Annals of Mathematical Sciences and Applications*, May 02, 2024. [Online] Available: <https://arxiv.org>. [Accessed Apr. 18, 2025].
- [8] M. V. Svinarskiy and S. N. Yarmolik, "Evaluation of the Effectiveness of Using Sequential Probability Ratio Criterion in Radar Detection," (in Russian), in *Information Technologies in Education, Science, and Industry: III International Scientific-Technical Internet Conference*, Nov. 20–21, 2015. [Online] Available: <https://rep.bntu.by>. [Accessed Apr. 18, 2025].
- [9] E. Grossi, M. Lops, and L. Venturino, "A New Look at the Radar Detection Problem," *IEEE Transactions on Signal Processing*, vol. 64, no. 22, pp. 5835–5847, 2016.
- [10] O. S. Neuimin and S. Ya. Zhuk, "Adaptive Sequential Detection of Target Trajectory Using Decision Statistics of Pips at the Unknown Signal-to-Noise Ratio," *Radioelectronics and Communications Systems*, vol. 59, no. 8, pp. 352–361, 2016.
- [11] E. Grossi, M. Lops, and L. Venturino, "Detection Rate Optimization in Surveillance Radars with Two-Step Sequential Detection," in *Proc. IEEE Int. Conf. Acoustics, Speech and Signal Processing*, 2017, pp. 3409–3413.
- [12] N. H. Nguyen, "Synthesis of a Radar Recognition Algorithm with Ability to Meet Reliability of Decisions," *Journal of Science and Technique – Le Quy Don Technical University*, vol. 14, pp. 87-95, 2019.
- [13] N. H. Nguyen *et al.*, "Application of the Sequential (Multi-Step) Decision-Making Algorithm with the Ability to Meet Reliability of Decisions in Radar Target Detection" (in Vietnamese), *Journal of Military Science and Technology Research – Academy of Military Science and Technology*, no. 8, pp. 110-116, 2021.
- [14] N. H. Nguyen *et al.*, "Analyzing and Evaluating Quality of the Multi-Step Radar Target Recognition Algorithm with the Ability to Meet Reliability of Decisions," *Journal of Science and Technique – Le Quy Don Technical University*, vol. 10, no. 2, pp. 7-17, 2021.
- [15] D. D. Dmitriev and D. I. Lyashko, "Sequential Probability Ratio Test and Neyman-Pearson Criterion: A Comparative Analysis," (in Russian), in *Proc. All-Russian Scientific-Practical Conf. Actual Issues of Operation of Security Systems and Protected Telecommunication Systems*, Voronezh, Russia, 2021, pp. 96–99.