

## 一种基于广义累积和的多波段红外变异点目标检测方法

田岳鑫<sup>1,2</sup>, 高昆<sup>1</sup>, 刘莹<sup>1</sup>, 卢岩<sup>1</sup>, 倪国强<sup>1</sup>

- (1. 北京理工大学光电成像技术与系统教育部重点实验室, 北京 100081;  
2. 华北光电技术研究所, 北京 100015)

**摘要:** 在红外搜索跟踪应用中, 对突然出现和消失的变异点的检测一直是个亟待关注和研究的重点课题。随着多波段红外探测系统的应用, 提出一种基于广义累积和的红外目标运动轨迹序列检测新方法, 将检测波段从单波段扩展到多波段, 从而保证虚警概率不大于某一定值的情况下, 使多波段变异点探测概率增大或使所需的信噪比和平均检测时延大大减小。数据仿真表明, 这一方法在红外变异点目标序列检测方面具有良好的效果, 在虚警概率一定的情况下, 信噪比检测门限可降低至传统方法的 60%, 双波段变异点平均检测时延约减少为传统检测方法的 1/2。

**关键词:** 信息处理; 广义累积和; 红外目标检测; 多波段; 红外搜索跟踪系统; 平均检测时延

**中图分类号:** TN911.73 **文献标志码:** A **DOI:** 10.3788/IRLA201645.0526001

## A novel multi-band infrared mutation point target detection method based on generalized cumulative sum

Tian Yuexin<sup>1,2</sup>, Gao Kun<sup>1</sup>, Liu Ying<sup>1</sup>, Lu Yan<sup>1</sup>, Ni Guoqiang<sup>1</sup>

- (1. Key Laboratory of Photoelectronic Imaging Technology and System, Ministry of Education of China, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China; 2. North China Institute of Optoelectronic Technology, Beijing 100015, China)

**Abstract:** The detection for mutation point which suddenly appear and vanish has received much attention in IRST application. With the development of multi-wave band IRST system, a sequential infrared target trajectory detection algorithm based on generalized cumulative sum was proposed. The research extended the single band detection into multiple band detection, which improved the detection probability, greatly reduced the average detection delay and signal-to-noise ratio (SNR) under a certain false alarm rate. Results of simulation analysis show that the modified algorithm has excellent detection performance for infrared mutation point target. In case of a certain false alarm rate, the SNR threshold can be decreased to 60% and dual band detection delay can be reduced about a half comparing with the traditional detection method.

**Key words:** information processing; generalized cumulative sum; infrared target detection; multi-band; IRST; mean detection delay

收稿日期: 2015-09-10; 修订日期: 2015-10-11

基金项目: 国家自然科学基金(61340018, 61271427); 北京市自然科学基金(4152045)

作者简介: 田岳鑫(1977-), 男, 高级工程师, 博士生, 主要从事红外系统设计方面的研究。Email: tian\_yx@163.com

导师简介: 高昆(1974-), 男, 副教授, 博士, 主要从事红外成像和图像处理方面的研究。Email: gaokun@bit.edu.cn

倪国强(1946-), 男, 教授, 主要从事红外成像理论方面的研究。Email: nigq01@sina.com

## 0 引言

红外搜索跟踪(Infrared Search and Track System,IRST) 系统需要解决的核心问题之一是远距离弱小目标信号检测。随着第三代 IRST 技术的发展,多波段红外探测正逐步获得更广泛的应用<sup>[1-6]</sup>。目前基于“检测前跟踪”(Track-Before-Detect, TBD)的方法正成为红外弱小目标检测的主流。提出了时空域滤波算法<sup>[7]</sup>、动态规划算法<sup>[8]</sup>、粒子滤波算法<sup>[9]</sup>等,其研究的重点多集中在目标跟踪的滤波方法上。实质上,IRST 系统中红外弱小目标的检测往往需要解决的是在固定虚警率的条件下,在最短的时间内检测出未知目标出现或消失的状态变化,即变异点的检测问题<sup>[10]</sup>。工程上常用的 Wald's 序贯概率比检验法<sup>[11]</sup>和 Neyman-Pearson 准则<sup>[12]</sup>往往无法取得理想效果,如序贯概率比检验法对目标出现点的检测效果较好,但对目标消失点的检测时间过长。基于统计学的检测方法效果较好,如 Page<sup>[13]</sup>提出的基于似然比的累积和方法(Cumulative Sum, CUSUM)和 Roberts<sup>[14]</sup>的指数加权移动平均方法,在检测状态发生微弱变化时都有较好的效果。但由于 CUSUM 是由似然比导出的,计算相对简单,因此应用更广泛。

文中首先分析了单波段 IRST 系统中 CUSUM 方法的特点,推导了系统检测门限的求取方法,以及与虚警率、探测概率和信噪比等系统参数之间的关系。然后根据 IRST 的发展趋势,提出了适合多波段 IRST 系统中应用的广义累积和(Generalized Cumulative Sum, GCUSUM)检测方法,根据多波段 IRST 系统目标检测的特点对 GCUSUM 检测过程进行了改进,改善了对变异常点状态的检测延时特性。

## 1 变异点目标检测问题描述和 CUSUM 建模

图 1 所示的是目前 IRST 系统中常用的 TBD 检测流程,包含了背景抑制、目标位置估计、序列检测和恒虚警率检测(Constant False Alarm Rate, CFAR)等处理过程。其中:

(1) 对输入图像进行背景抑制处理,在保留目标信号的前提下去除背景,稳定目标点不随机飘移;

(2) 目标位置估计,根据观测方程和状态方程进行目标点的后验概率密度计算,一般认为后验概率

密度最大的位置点即为目标;

(3) 序列检测方法,对预测位置的数据采用某种算法进行累积计算,当结果超过根据系统虚警率所求得的阈值门限时,即表示有目标出现<sup>[15]</sup>。

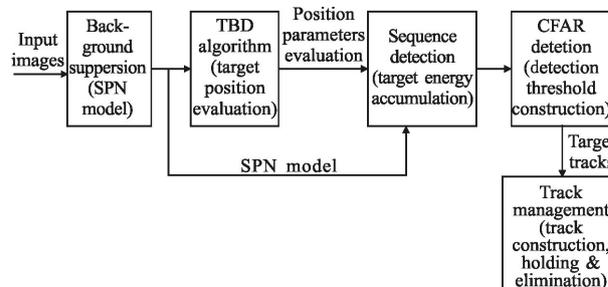


图 1 TBD 算法处理框图

Fig.1 Block diagram of TBD algorithm

### 1.1 预处理过程

由于在真实环境中,图像的抖动不可避免,大大影响了后续目标检测的性能,因此必须先进行去抖处理<sup>[16]</sup>。拟按照参考文献[17]中的算法对图像背景和抖动进行去除,得到经过背景抑制后序列观测模型为:

$$Z_n = A_n h(r - X_n) + v_n, n = 1, 2, \dots \quad (1)$$

式中: $A_n$  代表信号的幅度; $h(r)$  代表归一化的函数; $X_n$  代表目标的实际位置; $v_n$  代表观测噪声。

### 1.2 检测模型和方法

令  $Y_k, k = 1, \dots, n$  表示直到当前时刻  $n$  所获得的数据。 $Y_k = \{Z_i(r), i = 1, \dots, N\}$  表示在时间  $k$ , 从经过背景抑制之后的观测数据。当目标不存在时,  $\{Y_k\}$  的概率密度函数为  $p_0(y)$ , 且独立同分布; 当目标存在时,  $\{Y_k\}$  的条件概率密度函数为  $p_1(Y_k | \theta_k)$ , 由矢量参数  $\theta_k$  决定的, 且独立同分布。 $\theta_k$  刻画了目标在  $k$  时刻的空间位置, 一般为未知。为简化讨论, 假设目标的动态经过前期预测后已知, 因此  $\theta_k$  是固定和已知的, 目标检测问题可以用假设检验的语言描述如下。

$H_{1,\lambda,m}$ : 目标轨迹在  $\lambda=l$  时出现, 在  $\gamma=m$  时消失,  $1 \leq l \leq n, m \geq l+1$ ;

$H_0$ : 目标轨迹不出现, 即  $\lambda \notin [1, n]$ 。

上述检验可看作变异点的连续检验问题。使用 CUSUM 方法对变异点进行检验, 设  $A_k$  表示单次观测  $Y_k$  的对数似然比,  $A_k = \log \frac{p_1(Y_k)}{p_0(Y_k)}$ 。 $L_n$  表示 CUSUM 检验统计量。即

$$L_n = \max_{\lambda, \gamma} \log \frac{p_{\lambda, \gamma}(Y_1^n)}{p_0(Y_1^n)} = \max_{1 \leq \lambda \leq n} \sum_{\gamma \geq \lambda+1}^{\gamma} A_k \quad (2)$$

系统检测停止时  $\tau(a)$  可定义为:

$$\tau(a) = \min\{n \geq 1; U_n \geq a\} \quad (3)$$

### 1.3 CUSUM 检测步骤

在 IRST 系统实际应用中, 为了便于航迹管理, 系统不仅要检测到目标的出现, 还要检测到目标的消失, 这也属于变异点检测问题, 同样可以利用 CUSUM 方法进行处理<sup>[18]</sup>, 检验条件为:

$H_0$  保持不变, 依然表示目标不存在; 而  $H_1$  分成了两个子项:  $H_{A\&P}$  和  $H_{A\&D}$ , 前者表示目标出现并保持, 后者表示目标出现后消失。

因此, 假设检验算法的设计如下:

#### (1) 目标出现的检测

在判决  $d_i = DA$  (第  $i$  个目标消失) 之后, 令起始条件为零, 构造统计量  $U_n$ 。  $U_n$  每一步都同阈值  $a$  进行比较, 如果  $U_n < a$ , 继续观测, 否则, 当  $U_n \geq a$ , 做出决策认为第  $i+1$  个目标出现, 停时  $\tau_\alpha^{(i+1)}$  表示第  $i+1$  个目标探测到出现的时刻。此时, 转入目标消失的检测判决。

#### (2) 目标消失的检测

在作出第  $i+1$  个目标出现判决的后续时间  $n = \tau_\alpha^{(i+1)} + 1, \tau_\alpha^{(i+1)} + 2, \dots$ , 将差值  $\Delta_n = L_{n-1} - U_n$  同另一阈值  $b$  作比较。如果  $\Delta_n < b$ , 那么判决目标仍然存在, 并继续观测, 否则, 当  $\Delta_n \geq b$ , 作出决策  $d_{i+1} = DA$ , 表示第  $i+1$  个目标消失, 停时  $\tau_b^{(i+1)}$  表示第  $i+1$  个目标探测到消失的时刻。在后续时刻  $n = \tau_b^{(i+1)} + 1, \tau_b^{(i+1)} + 2, \dots$ , 令起始条件为  $U_{\tau_b^{(i+1)}} = 0$ , 重新构建统计量  $U_n$ , 然后重复整个循环。

具体的计算流程如图 2 所示。

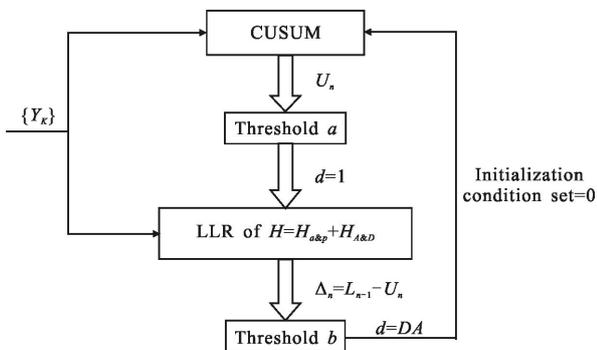


图 2 CUSUM 检测方法计算流程

Fig.2 Flow chart of CUSUM algorithm

## 2 多波段 GCUSUM 检测方法

为了提高探测性能, 目前比较先进的 IRST 系统往往具有可见光、中波红外、长波红外等若干个观测波段, 因此对单波段 CUSUM 检测模型进行了推广, 提出了多波段 GCUSUM 检测方法。

假定 IRST 中有  $N$  个波段, 各波段之间的检测相互独立。  $X_i^n = (X_{i,1}, \dots, X_{i,n})$  表示第  $i$  波段的  $n$  次观测值。  $X^n = (X_1^n, \dots, X_N^n)$  表示所有  $N$  个波段的  $n$  次观测值。当无目标出现时, 令  $P_\infty$  代表观测数据的概率分布, 在已知  $X^{k+1} = x^{k+1}$  条件下,  $X_k$  的条件概率密度表示为<sup>[19]</sup>:

$$f_{0,k} = (x_k | x^{k-1}) = \prod_{l=1}^N p_{0,k}(x_{l,k} | x_l^{k-1}), k \geq 1 \quad (4)$$

当时刻  $\lambda (1 \leq \lambda \leq \infty)$ , 第  $i$  个波段检测到目标时, 令  $P_{\lambda,i}$  代表观测数据的概率分布, 在已知  $X^{k-1} = x^{k-1}$  条件下, 的条件概率密度表示为:

$$\begin{cases} f_{i,k,\lambda} = (x_k | x^{k-1}) = \prod_{l=1}^N p_{0,k}(x_{l,k} | x_l^{k-1}), k \geq 1, \lambda > k \\ f_{i,k,\lambda} = (x_k | x^{k-1}) = p_{i,k}(x_{i,k} | x_i^{k-1}) \prod_{l=1, l \neq i}^N p_{0,k}(x_{l,k} | x_l^{k-1}), k \leq \lambda \end{cases} \quad (5)$$

从上式可看出, 在  $\lambda = n$  时刻, 第  $i$  波段中出现目标, 那么第  $i$  波段的条件概率密度函数由  $p_{0,k}(x_i | x_i^{n-1})$  变为  $p_{i,n}(x_i | x_i^{n-1})$ 。令  $H_{\lambda,i}$  代表在时刻  $\lambda \in \{1, 2, \dots\}$ , 第  $i$  波段目标出现的假设, 令  $H_\infty$  代表无目标出现的假设。那么,  $H_{\lambda,i}$  与  $H_\infty$  的对数似然比 (Log-Likelihood Ratio, LLR) 表示为:

$$Z_i^\lambda(n) = \sum_{k=\lambda}^n \log \frac{p_{i,k}(X_{i,k} | X_i^{k-1})}{p_{0,k}(X_{i,k} | X_i^{k-1})} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (6)$$

定义第  $i$  波段的 CUSUM 检验统计量为  $U_i(n) = \max_{0 \leq \lambda \leq n} Z_i^\lambda(n)$ , 其序列回归形式表示为:

$$\begin{cases} U_i(0) = 0 \\ U_i(n) = \max\{0, U_i(n-1) + Z_i^\lambda(n)\} \end{cases} \quad (7)$$

由此, 多波段 IRST 系统的检测停止时  $\tau^*(a)$  可定义为:

$$\tau^*(a) = \inf\{n \geq 1: \max_{1 \leq i \leq N} U_i(n) \geq a\} \quad (8)$$

式中:  $a$  代表由系统虚警率  $P_{fa}$  计算出的检测阈值。当  $\tau^*(a) = \infty$  时, 表示无目标出现。

以上便是笔者所提出的面向多波段的 GCUSUM 检测方法, 在多波段 IRST 系统中, 各波段检测过程

独立并且相同,其各状态的概率密度相同且往往具备独立同分布的特点,可把各波段间观测值的概率密度函数进行融合<sup>[20]</sup>,融合后的假设  $H_{\lambda,i}$  与  $H_x$  的对数似然比可改写为:

$$Z^\lambda(n) = \sum_{k=\lambda}^n \sum_{i=1}^n \log \frac{p_{i,k}^{(1)}(X_{i,k})}{p_{i,k}(X_{i,k})} \quad (9)$$

式中: $Z^\lambda(n)$ 表示在  $\lambda(1 \leq \lambda \leq \infty)$ 时刻出现目标的对数似然比, $p_{i,k}^{(1)}(X_{i,k})$ 表示第  $i$  波段在  $k$  时刻存在目标时,观测数据的概率密度函数  $p_{i,k}^0(X_{i,k})$ 表示第  $i$  波段在  $k$  时刻无目标时,观测数据的概率密度函数。

重新定义 CUSUM 检验统计量为  $U(n) = \max_{0 \leq \lambda \leq n} Z^\lambda(n)$ ,其序列回归形式表示为:

$$U(n) = \max\{0, U(n-1) + Z^\lambda(n)\} \quad (10)$$

那么经过融合后,多波段 IRST 系统的检测停止时  $\tau^*(a)$ 定义为:

$$\tau^*(a) = \inf\{n \geq 1: U(n) \geq a\} \quad (11)$$

### 3 多波段 GCUSUM 检测性能分析

#### 3.1 阈值的选择和性能评估

在 IRST 系统分析中,常常要求在检测时间  $T$  固定的条件下,明确系统虚警率  $P_{fa}$ 、探测概率  $P_D$ 、信噪比  $SVR$  之间的关系。对于单波段 IRST 检测,虚警率、探测概率和漏警率可分别表示为:

$$P_{fa}(T, a) = P_0(\tau_a \leq T) = 1 - P_0(U_1 < a, \dots, U_T < a) \quad (12)$$

$$P_D(T, \gamma, \lambda, a) = P_{\lambda, \gamma}(\tau_a < T) = 1 - P_{mis}(T, \gamma, \lambda, a) \quad (13)$$

$$P_{mis}(T, \gamma, \lambda, a) = P_{\lambda, \gamma}(\tau_a > T) = P_{\lambda, \gamma}(U_1 < a, \dots, U_T < a) \quad (14)$$

其中, CUSUM 检验统计量为:

$$U_n = \Lambda_k + g(U_{n-1}), n=1, \dots, T \quad (15)$$

阈值  $a$  通常通过函数  $P_{fa}(T, a) = a_0(a_0$  代表系统设定的虚警率值)求取。定义

$$P(X_1 < a, X_2 < a, \dots, X_T < a | X_0 = x) = p_T(a, x) \quad (16)$$

当系统初始状态已知时,针对二元假设,令  $i=0, 1$ ,假设存在初始值为  $X_0 < x$  ( $x$  为定值)的 Markov 过程,定义  $f(y, z)(X_{n-1} = z \rightarrow X_n = y)$  为转移密度函数,  $p_k(y, x)$  为事件  $\{X_k < y, X_{k-1} < a, \dots, X_1 < a | X_0 = x\}$  的条件概率函数。那么,由 Markov 过程的性质可得

$$p_{k+1}^{(i)}(y, x) = \int_{-\infty}^a p_k^{(i)}(y, z) f_i(z - x^+) dz, k \geq 1 \quad (17)$$

$$p_1^{(i)}(y, x) = F_i(y - x^+) p_k^{(i)} \quad (18)$$

式中: $f_i(z - x^+)$ 表示在假设条件  $H_i$  下的统计量  $U_n$  的转

移密度函数,并且  $U_n$  的初始条件为  $U_n = 0$ 。

由此,虚警率和漏警率可表示为:

$$P_{fa}(T, a) = 1 - P_T^{(0)}(a, 0) \quad (19)$$

$$P_{mis}(T, \gamma, \lambda, a) = P_T^{(1)}(a, 0), \lambda \leq n - T \quad (20)$$

当  $\lambda > n - T + 1$  或  $\gamma < n$  时,漏检率表示为:

$$P_{mis}(T, \gamma, \lambda, a) = \int_{-\infty}^a \int_{-\infty}^a p_{n-\gamma}^{(0)} p_{\gamma-\lambda+1}^{(1)}(d\xi, \eta) p_{\lambda-1}^{(0)}(d\eta, 0) \quad (21)$$

其中,当  $\lambda \leq n - T + 1, \gamma < n$  时,  $p_{\lambda-1}^{(0)}(d\eta, 0) = \delta(\eta) d\eta$ ; 当  $\lambda > n - T + 1, \gamma \geq n$  时,  $p_{n-\gamma}^{(0)}(a, \xi) = 1$ 。

当系统初始状态已知时,公式(17)、(18)可简化为:

$$\begin{cases} p_k^{(i)}(a, 0) = \int_{-\infty}^a p_{k-1}^{(i)}(a, z) f_i(z) dz, k \geq 1 \\ p_0^{(i)}(y, x) = 1 \end{cases} \quad (22)$$

此时,阈值  $a$  便可通过下式求得:

$$1 - a_0 = p_T^{(0)}(a, 0) \quad (23)$$

求得阈值  $a$  后,漏警率和检测概率便可得到:

$$P_{mis}(\lambda - \gamma + 1, a) \approx p_{\gamma-\lambda+1}^{(1)}(a, 0) \quad (24)$$

$$P_D(\lambda - \gamma + 1, a) = 1 - P_{mis}(\lambda - \gamma + 1, a) \quad (25)$$

阈值  $b$  的选取和阈值  $a$  的选取在本质上没有区别,可以将  $\Delta_n = L_{n-1} - U_n$  替代公式(15)中的  $U_n$ ,仿照公式(22)的分析得到,也可以根据实际图像,利用获取的  $a$  加上一个偏移量(约 20%~60%)得到。

结合前述的 TBD 算法,假设背景抑制后的噪声为高斯噪声  $N(0, \sigma^2)$ ,那么对数似然比函数  $\Lambda_k$  可表示为

$$\Lambda_k = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{ij} h(\hat{X}_k - x_{ij}) Z_{ij}(k) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{ij} h(\hat{X}_k - x_{ij})^2 \quad (26)$$

式中: $Z_{ij}(k)$ 表示在  $k$  时刻,位置点  $(i, j)$  的观测值; $\hat{X}_k$  表示在  $k$  时刻,信号位置的估计值。

序列对数似然比函数  $\{\Lambda_k(x)\}$  通常服从相同的高斯分布,且相互独立,并且

$$E_1 \Lambda_k = -E_0 \Lambda_k = \frac{1}{2} \rho \quad (27)$$

$$\text{Var}_0 \Lambda_k = \text{Var}_1 \Lambda_k = \frac{1}{4} \rho \quad (28)$$

式中: $\rho = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{ij} h(x_{ij})^2$  代表信噪比 SNR。

因此,初始状态的概率密度分别为:

$$f_0(y) = \frac{1}{\sqrt{\rho}} \varphi\left(\frac{2y + \rho}{\sqrt{\rho}}\right) \quad (29)$$

$$f_1(y) = \frac{1}{\sqrt{\rho}} \varphi\left(\frac{2y-\rho}{\sqrt{\rho}}\right) \quad (30)$$

其中,

$$\varphi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) \quad (31)$$

参照单波段 CUSUM 检测的分析方法,多波段 GCUSUM 检测时的虚警率、漏警率和探测概率的表示形式如公式(32)~(34)所示:

$$P_{fa}(d_n) = P_0\{\max_{1 \leq j \leq N} Z_j(n) \geq c\} = 1 - \prod_{j=1}^N P_0\{Z_j(n) < c\} \quad (32)$$

$$P_{mis}^i(d_n) = P_i\{\max_{1 \leq j \leq N} Z_j(n) < c\} = P_i\{Z_j(n) < c\} \times \prod_{j \neq i} P_0\{Z_j(n) < c\} \quad (33)$$

$$P_D^i(d_n) = 1 - P_i\{\max_{1 \leq j \leq N} Z_j(n) < c\} \quad (34)$$

### 3.2 平均检测延时

序列检测的另一个重要性能指标是平均检测延时(Averaged Detection Delay, ADD)。它是指从目标出现的时刻  $\lambda$  到系统检测出目标的时刻  $n$  之间的平均延时。在相同虚警率的条件下,ADD 越小,系统的检测性能越好。根据 Tartakovsky 的分析<sup>[18]</sup>,当  $T \gg a/I$ ,  $\gamma - \lambda > a/I$  时:

$$ADD \approx a/I \quad (35)$$

式中: $I$  表示 Kullback-Leibler 信息数,

$$I = \int \log\left[\frac{p_1(y)}{p_0(y)}\right] p_1(y) dy \quad (36)$$

## 4 仿真实验

### 4.1 CUSUM 检测系统最小信噪比分析

如前所述,IRST 往往要求在给定系统虚警概率  $P_{fa}$ 、探测概率  $P_D$  和告警周期  $T$  的情况下,系统的最小信噪比 SNR。通常 SNR 越小,系统的检测性能越好。根据奈曼-皮尔逊(Neyman-Pearson, NP)准则,单帧虚警率和探测概率表示公式如下:

$$P_{sar} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{V_0^2}{2}\right) \quad (37)$$

$$P_d = \frac{1}{2} \left[ 1 + \operatorname{erf}\left[\frac{1}{\sqrt{2}}(\operatorname{SNR} - V_0)\right] \right] \quad (38)$$

根据 NP 准则,当单帧检测无法满足探测概率和虚警率要求,或者为了降低信号检测对信噪比 SNR 的要求,可以采用积累检测方式。假设经过  $m$  帧积累,其中  $k$  帧检测到信号,则积累后的虚警率和探测概率服从二项式分布规律,表达式如下:

$$P_{fa} = \sum_{j=k}^m C_j^m P_{sar}^j (1 - P_{sar})^{m-j} \quad (39)$$

$$P_D = \sum_{j=k}^m C_j^m P_d^j (1 - P_d)^{m-j} \quad (40)$$

假设 IRST 系统的应用中,要求  $P_{fa} = 10^{-6}$ ,  $P_D \geq 50\%$ ,告警周期  $T = 3$  帧,根据上述公式计算结果如图 3 所示,单帧探测概率为 80%,虚警率为  $10^{-2}$ ,系统最小信噪比为 3.3。

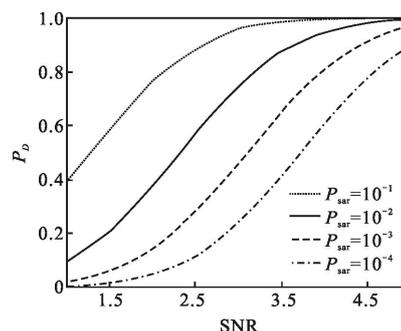


图 3 单帧 Neyman-Pearson 检测性能曲线

Fig.3 Performance of single frame Neyman-Pearson test

利用 CUSUM 方法检测的结果如图 4 所示,在相同条件下,系统最小信噪比约为 2。这说明在相同条件下,CUSUM 检测方法要优于基于 NP 准则的检测方法。

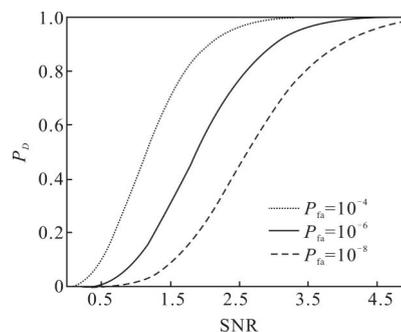


图 4 CUSUM 方法检测性能曲线

Fig.4 Performance of CUSUM test

### 4.2 单波段 CUSUM 变异点检测性能

构建一个 100 帧的序列图像,其背景噪声为高斯噪声。在开始时刻,场景中无目标出现;第 10 帧时,目标一(信噪比为 1)出现并保持,在第 30 帧时,目标一突然消失;第 60 帧时,目标二(信噪比为 2)出现并保持,在第 80 帧时,目标二突然消失;之后再无目标出现。利用 CUSUM 方法对上述场景目标进行检验,结果如图 5 所示。当  $U_n$  超过门限  $a$  时,则判决

目标出现;当  $\Delta n$  超过门限  $b$  时,则判决目标消失,门限值由系统设定的虚警率根据 3.1 节得到。

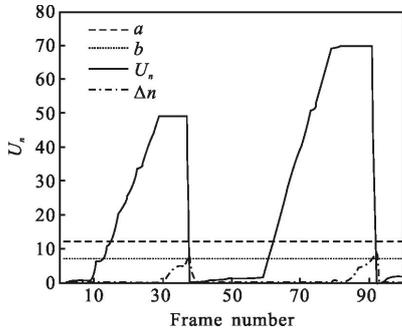


图 5 CUSUM 方法对目标出现和消失的检测结果

Fig.5 Detection of target appearance and disappearance by the CUSUM

当使用连续 40 帧红外图像进行计算,对每帧估计的目标点进行叠加,得到的预测轨迹如图 6 所示。采用 CUSUM 方法进行序列检测的仿真结果如图 7 所示。由此,可以看出文中所述方法对真实红外图像的处理是有效的。

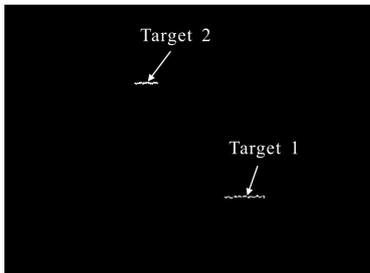


图 6 采用 TBD 算法对目标位置的估计结果

Fig.6 Targets position estimation by TBD

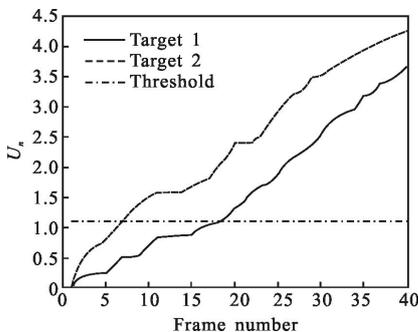


图 7 CUSUM 方法进行序列检测

Fig.7 Sequential detection by CUSUM

### 4.3 多波段 GCUSUM 变异点检测性能

图 8 给出了对双波段IRST系统中,系统虚警率

为  $10^{-6}$  的情况下,GCUSUM 方法的 ADD 随信噪比的变化趋势。

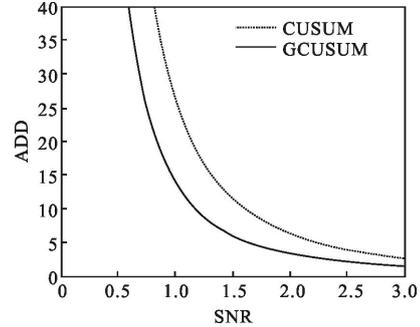


图 8 ADD 与 SNR 的关系

Fig.8 Relationship of ADD and SNR

图 9 所示的是系统信噪比为 1 时,GCUSUM 方法的 ADD 随虚警率的变化趋势。

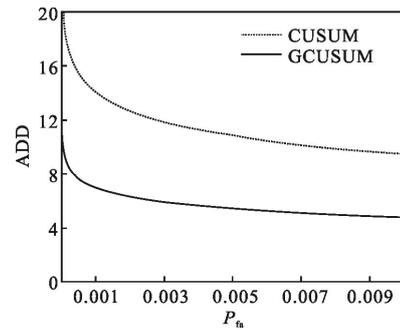


图 9 ADD 与  $P_{fa}$  的关系

Fig.9 Relationship of ADD and  $P_{fa}$

根据参考文献[20],当采用公式(34)、(35)来计算 ADD 时,可以采用下式来近似表示(其中波段数为 2)。  $ADD \approx \max \{ 1, SNR^{-2} \log(N \cdot \gamma_{SNR} / P_{FA}) \}$ , 其中  $\gamma_{SNR} = \exp \{ -a \cdot SNR \}$ ;  $\alpha = -\frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} \frac{1}{\tau} \log \left\{ \frac{2(1-e^{-t^2/2})}{t^2} \right\} dt \approx 0.58259$ 。

可见在双波段IRST系统中,当累积量融合之后,ADD的结果是未融合之前的1/2。推而广之,如果波段数增加到N个,融合前后的ADD将减少为单帧的1/N。

## 5 结论

针对多波段IRST应用中变异点目标检测,在传统的累积和检测方法的基础上,提出了多波段广义累积和的红外目标运动轨迹序列检测方法,根据各波段检测数据具备独立同分布的特点,对累积量进

行了融合处理。对 GCUSUM 算法性能理论分析和数据仿真表明,新方法在红外变异点目标序列检测方面具有显著的效果,在虚警概率一定的情况下,信噪比检测门限可降低 1.65 倍,双波段变异点平均检测时延约为传统检测方法的 1/2。

#### 参考文献:

- [1] Qu Shiru, Yang Honghong. Multi-target detection and tracking of video sequence based on Kalman\_BP neural network [J]. *Infrared and Laser Engineering*, 2013, 42(9): 2553-2560. (in Chinese)  
曲仕茹, 杨红红. 采用 Kalman\_BP 神经网络的视频序列多目标检测与跟踪[J]. 红外与激光工程, 2013, 42(9): 2553-2560.
- [2] Gong Junliang, He Xin, Wei Zhonghui, et al. Infrared dim and small target detection method using scale-space theory [J]. *Infrared and Laser Engineering*, 2013, 42(9): 2566-2573. (in Chinese)  
龚俊亮, 何昕, 魏仲慧, 等. 采用尺度空间理论的红外弱小目标检测方法[J]. 红外与激光工程, 2013, 42(9): 2566-2573.
- [3] Li Yimang, Wei Zhonghui, Guo Jingming. Infrared targets detection and recognition using dimension reduction technology[J]. *Optics and Precision Engineering*, 2013, 21(5): 1297-1303. (in Chinese)  
李一芒, 魏仲慧, 郭敬明. 采用降维技术的红外目标检测与识别[J]. 光学精密工程, 2013, 21(5): 1297-1303.
- [4] Wang Gang, Yu Bingxi. Approach to estimate infrared point-target detection range against sky background based on contrast[J]. *Optics and Precision Engineering*, 2002, 10(3): 276-280. (in Chinese)  
王刚, 禹秉熙. 基于对比度的空中红外点目标探测距离估计方法[J]. 光学精密工程, 2002, 10(3): 276-280.
- [5] Lv Yinhuan, Zhang Tao, Tong Guanghui. Design of optical system based on diffraction optics for infrared weak target detection[J]. *Chinese Optics*, 2009, 2(6): 543-549. (in Chinese)  
吕银环, 张涛, 童广辉. 基于衍射光学元件的红外弱目标探测系统设计[J]. 中国光学, 2009, 2(6): 543-549.
- [6] Li Bo. Application and development trend of infrared stealth technology [J]. *Chinese Optics*, 2013, 6(6): 818-823. (in Chinese)  
李波. 红外隐身技术的应用及发展趋势 [J]. 中国光学, 2013, 6(6): 818-823.
- [7] Reed I S, Gagliardi R M, Shao H M. Application of three-dimensional filtering to moving target detection [J]. *IEEE Trans AES*, 1983, 19(6): 898-904.
- [8] Barniv Y, Kella Offer. Dynamic programming solution for detecting dim moving targets[J]. *IEEE Trans AES*, 1987, 21(11): 776-788.
- [9] Rollason M, Samond D J. A particle filter for track-before-detect of a target with unknown amplitude[C]//IEE Seminar on Target Tracking: Algorithms and Applications, 2001.
- [10] Wang Luping, Zhang Luping, Han Jiantao. Detecting algorithm of moving target in dynamic background based on gray-weighted kernel function [J]. *Infrared and Laser Engineering*, 2013, 42(12): 3453-3457. (in Chinese)  
王鲁平, 张路平, 韩建涛. 采用灰度加权核函数的动态背景运动目标检测算法 [J]. 红外与激光工程, 2013, 42(12): 3453-3457.
- [11] Wald A. Sequential Analysis [M]. New York: Wiley, 1947: 50-55.
- [12] McConnell I, Oliver C J. A comparison of segmentation methods with standard CFAR for point target detection[C]//SPIE, 1998, 3497: 76-87.
- [13] Page E S. A test for a change in a parameter occurring at an unknown point[J]. *Biometrika*, 1955, 42(3/4): 523-527.
- [14] Roberts S W. Control chart tests based on geometric moving average[J]. *Technometrics*, 2000, 42(1): 97-101.
- [15] Emanuele Grossi, Marco Lops. Sequential detection of Markov targets with trajectory estimation [J]. *IEEE Trans Inf Theory*, 2008, 54(9): 4144-4154.
- [16] Chen Li, Han Chongzhao, Zhu Hongyan. Detection performance loss due to jitter in navalIRST systems [J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2008, 44(1): 326-338.
- [17] Tartakovsky A, Blazek R. Effective adaptive spatial-temporal technique for clutter rejection inIRST[C]//SPIE Proceedings: Signal and Data Processing of Small Targets, 2000, 4048: 85/1-11.
- [18] Tartakovsky A, Kligys S, Petrov A. Adaptive sequential algorithms for detecting targets in a heavy IR clutter [C]//SPIE Proceedings: Signal and Data Processing of Small Targets, 1999, 3809: 119/1-12.
- [19] Alexander G Tartakovsky, Venugopal V Veeravalli. An efficient sequential procedure for detecting changes in multichannel and distributed systems[C]//ISIF, 2002, 1: 41-48.
- [20] Alexander G Tartakovsky, Li X R, George Yaralov. Sequential detection of targets in multichannel systems [J]. *IEEE Trans Inf Theory*, 2003, 49(2): 425-445.