

基于删失数据的低通信量融合检测方法

曹鼎* 周生华 刘宏伟 高畅 邵志强

(西安电子科技大学雷达信号处理国家重点实验室 西安 710071)

(西安电子科技大学信息感知技术协同创新中心 西安 710071)

摘要: 在多基地雷达中, 该文为解决局部雷达站同融合中心之间通信带宽受限的问题, 提出一种基于删失数据的分布式融合(CDDF)检测算法。在局部雷达站具有多通道接收系统的条件下, 计算了杂波背景下动目标回波信号的似然比函数。各个局部雷达站根据其自身传输信道的通信限制设置局部门限, 剔除低于局部门限的似然比, 同时将高于局部门限的似然比向融合中心传输。基于奈曼-皮尔逊引理, 融合中心根据接收到的删失数据计算全局检验统计量, 并将其与全局门限进行比较获得全局判决。此外, 该文推导了全局门限同虚警概率或者检测概率的闭式表达式。数值仿真表明, 该算法可以在大幅降低通信率的同时获得比“或”准则更好的检测性能, 并且随着通信率的增加逐渐逼近集中式(CF)融合的检测性能。

关键词: 多基地雷达系统; 奈曼-皮尔逊引理; 动目标检测; 低通信量; 删失数据

中图分类号: TN957.51

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2018)12-2826-08

DOI: 10.11999/JEIT180039

A Low-communication-rate Fusion Approach Based on Censored Data

CAO Ding ZHOU Shenghua LIU Hongwei GAO Chang SHAO Zhiqiang

(National Laboratory of Radar Signal Processing, Xidian University, Xi'an 710071, China)

(Collaborative Innovation Center of Information Sensing and Understanding,
Xidian University, Xi'an 710071, China)

Abstract: In multistatic radar, a Censored Data-Based Decentralized Fusion (CDDF) is proposed to address the issue of fusing local observations with communication constraints. The local likelihood ratio is calculated based on the observation of moving target immersed in clutter, where the local radar site possesses a coherent multi-channel array. Each local radar site transmits if and only if their observations' likelihood ratios exceed the local thresholds, which determine the communication rates. By virtue of the Neyman-Pearson lemma, the global test statistic can be achieved by combining received censored data. The fusion center makes a global decision through comparing the global test statistic with a global threshold. Besides, the closed-form expression of probability of false alarm or probability of detection is also derived in this paper. Numerical simulation shows that the CDDF has better performance than “OR” rule, while approaching the performance of Centralized Fusion (CF) with the increase of the communication rate.

Key words: Multisite radar system; Neyman-Pearson lemma; Moving target detection; Low communication rate; Censored data

1 引言

在空间分集作用下, 多基地雷达系统通常可以在目标检测, 参数估计等方面获得比单基地雷达

(Monostatic Radar, MR)更好的性能^[1]。根据是否利用原始观测进行融合处理, 融合检测算法可以分为集中式融合(Centralized Fusion, CF)和分布式融合^[2]。CF算法直接利用局部雷达站的原始观测进行融合检测, 因此在传输过程中没有信息损失, 可以在奈曼-皮尔逊准则^[3]、广义似然比准则^[4]或者最大化偏移系数(deflection coefficient)^[5]等准则下获得最优的性能。但在实际应用中, 由于硬件条件的限制, 需要降低局部雷达站同融合中心之间的通信率。分布式融合算法将局部观测进行数据压缩后再

收稿日期: 2018-01-10; 改回日期: 2018-09-20; 网络出版: 2018-09-27

*通信作者: 曹鼎 dingcao@xidian.edu.cn

基金项目: 国家自然科学基金(61372134, 61401329, 61501351), 国家杰出青年科学基金(61525105)

Foundation Items: The National Natural Science Foundation of China (61372134, 61401329, 61501351), The National Science Fund for Distinguished Young Scholars (61525105)

传输给融合中心进行全局判决，因而是一种有效解决通信限制问题的途径^[2]。

基于量化理论的分布式融合算法根据对局部观测的量化程度可以分为硬判决融合和软判决融合^[2]。硬判决融合利用局部雷达站观测的二值量化来做出目标有无的判断^[2,6,7]，其优势在于利用最少的通信带宽实现了一定的性能增益。软判决融合将局部观测量化为多个电平进行信号融合，在通信带宽允许的条件下，可以获得更好的性能。但随着量化位数以及雷达站数量的增加，设计最优融合算法的复杂度也更高^[8-10]。在多基地雷达的实际应用中，真实目标仅存在于少数检测单元中。而基于量化理论的分布式融合算法是针对单次观测进行数据压缩，并未考虑到此背景下通信带宽主要被用于传输噪声信号，因而无法最大限度地压缩数据率。为了解决这一问题，文献^[11]最早将“删失数据”(Censored Data, CD)的概念应用到融合检测理论中。在局部观测统计独立的条件下，该方法利用目标观测与噪声观测统计特性之间的差异，将局部判决区间划分为“传输”和“不传输”两个互补的子区间，剔除落入“不传输”区间的似然比，并将落入“传输”区间的似然比向融合中心传输。在观测空间绝大部分是噪声的条件下，通过合理地设计“传输”和“不传输”区间可以有效降低局部雷达站同融合中心之间的通信率。此外，文献^[11]证明了奈曼-皮尔逊准则下的最优“不传输”区间为一个连续的区间，并且在虚警概率或者通信率充分小的条件下，局部雷达站仅需将高于某一局部门限的似然比向融合中心传输。虽然文献^[11]对局部判决准则的设计进行了简化，但是针对一般情形而言，最优解的获得依然相对复杂。为了解决该问题，文献^[12]通过最大化KL(Kullback-Leibler)散度获得了最优“不传输”区间的设计。对于局部观测统计相关的情形，文献^[13]根据融合中心接收到的删失数据，设计了一种基于Copula函数的广义似然比融合检测器，获得了更好的性能。值得指出的是，文献^[11-13]均侧重于融合准则的设计，并未获得检测概率或者虚警概率与全局门限的闭式关系式。此外，文献^[14,15]提出了一种双门限信号融合检测算法，其本质上属于利用删失数据的融合检测算法，但该算法要求所有局部雷达站的通信带宽相同，无法根据多基地雷达系统的硬件条件灵活地调整各个通信链路的通信率。

为了充分利用多基地雷达系统的通信带宽以获得更好的检测性能，本文提出了一种基于删失数据的分布式融合(Censored Data-based Decentralized

Fusion, CDDF)算法。在每个局部雷达站具有多通道接收系统的条件下，本文根据杂波背景下服从Swerling I型起伏模型的运动目标回波信号，计算了回波信号的局部似然比，并分析了局部似然比的统计特性。为了满足局部雷达站的通信带宽的限制，本文在局部雷达站设置了一个局部门限。局部雷达站仅传输高于局部门限的似然比，同时剔除低于局部门限的似然比。在奈曼-皮尔逊准则下，融合中心基于接收到的删失数据进行全局判决，并推导了全局检测概率和虚警概率同全局门限的闭式表达式。

2 信号模型

假设多基地雷达系统有 N 个局部雷达站，并且各个局部雷达站所发射的波形相互正交。对任意检测单元，第 $i(i=1,2,\dots,N)$ 个局部雷达站可以发射和接收 Q 个连续的相干脉冲串，并且目标在一个相干处理间隔内不发生越距离单元走动。在零假设(H_0)或备择假设(H_1)下，该局部雷达站的观测可分别描述为

$$\left. \begin{aligned} H_0: \mathbf{z}_i &= \mathbf{c}_i + \mathbf{n}_i \\ H_1: \mathbf{z}_i &= b_i \mathbf{s}_i + \mathbf{c}_i + \mathbf{n}_i \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

其中， \mathbf{c}_i 为杂波矢量， \mathbf{n}_i 为噪声矢量， \mathbf{s}_i 为目标矢量。

$$\mathbf{s}_i = [1 \quad \exp(-j2\pi f_i T_{\text{prf}}) \quad \cdots \quad \exp(-j2\pi(Q-1)f_i T_{\text{prf}})]^H \quad (2)$$

其中， f_i 为多普勒频率， T_{prf} 为脉冲重复周期， b_i 为与目标散射系数有关的复数。在Swerling I型起伏模型假设下， b_i 服从均值为0，方差为 $E(b_i^2) = B_i$ 的复高斯分布。信号分量 $b_i \mathbf{s}_i$ 则为零均值的复高斯随机矢量，其协方差矩阵为 $\mathbf{S}_i = B_i \mathbf{s}_i \mathbf{s}_i^H$ 。假设杂波信号 \mathbf{c}_i 服从零均值的循环复高斯分布，即 $\mathbf{c}_i \sim \mathcal{CN}(0, \mathbf{C}_i)$ ，其中 \mathbf{C}_i 为杂波信号协方差矩阵； \mathbf{n}_i 为零均值的复高斯白噪声，即 $\mathbf{n}_i \sim \sigma_n^2 \mathbf{I}$ ，其中 σ_n^2 为噪声功率， \mathbf{I} 为单位矩阵。因此，杂波加噪声分量 $\mathbf{d}_i = \mathbf{c}_i + \mathbf{n}_i$ 也服从均值为零的循环复高斯分布，即 $\mathbf{d}_i \sim \mathcal{CN}(0, \mathbf{M}_i)$ ，其中 $\mathbf{M}_i = \mathbf{C}_i + \sigma_n^2 \mathbf{I}$ ；而输入信噪比可以定义为 $\phi_i = B_i / \sigma_n^2$ 。

对一个目标而言，其相对于不同雷达站的位置和速度往往对应着不同的方位角和多普勒频移，因此不同雷达站的目标矢量 \mathbf{s}_i 一般不同。各个局部雷达站观测的概率密度函数可以写作

$$\left. \begin{aligned} f_{0,i}(\mathbf{z}_i) &= \frac{1}{\pi^{Q_i} |\mathbf{M}_i|} \exp[-\mathbf{z}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{z}_i] \\ f_{1,i}(\mathbf{z}_i) &= \frac{1}{\pi^{Q_i} |\mathbf{M}_i + \mathbf{S}_i|} \exp[-\mathbf{z}_i^H (\mathbf{M}_i + \mathbf{S}_i)^{-1} \mathbf{z}_i] \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

其中, $f_{k,i}(z_i)$ 为第 i 个局部雷达站所获得的观测在 H_k 下的概率密度函数, 其中 $k=0,1$ 。根据矩阵求逆引理以及行列式的运算准则, 则有

$$\left. \begin{aligned} (\mathbf{M}_i + \mathbf{S}_i)^{-1} &= (\mathbf{M}_i + B_i \mathbf{s}_i \mathbf{s}_i^H)^{-1} \\ &= \mathbf{M}_i^{-1} - \frac{B_i \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i \mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1}}{1 + B_i \mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i} \\ |\mathbf{M}_i + \mathbf{S}_i| &= |\mathbf{M}_i| (1 + B_i \mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i) \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

定义 $x_i = |\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{z}_i|^2 / (\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i)$ 为归一化的局部检验统计量, 则观测矢量 \mathbf{z}_i 的局部似然比可以化简为以 x_i 为变量的函数

$$\begin{aligned} l_i(x_i) &= \frac{f_{1,i}(z_i)}{f_{0,i}(z_i)} = \frac{1}{1 + B_i \mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i} \\ &\quad \cdot \exp\left(\frac{B_i \mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i}{1 + B_i \mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i} \frac{|\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{z}_i|^2}{\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i}\right) \\ &= \frac{1}{1 + \lambda_i} \exp\left(\frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i} x_i\right) \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $\lambda_i = B_i \mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i$ 为目标信号经过有色噪声滤波器后所获得的输出信杂噪比。

3 CDDF检测算法

在某些实际应用中, 局部雷达站与融合中心之间的通信带宽无法满足CF的要求。因此局部雷达站需要将原始观测进行数据压缩后, 再向融合中心传输。在多基地雷达系统中, 监测空间的检测单元中大多是噪声和杂波信息, 因此绝大多数通信带宽被用来传输噪声和杂波信号。利用 H_0 和 H_1 下局部似然比在统计特性上的差异, 合理地将第 i 部雷达站的局部似然比的判决空间划分为“传输”区间 R_i 和“不传输”区间 \bar{R}_i 两个互补的子区间。局部雷达站将落入“传输”区间的似然比直接向融合中心传输, 并剔除一部分落入“不传输”区间的局部似然比, 以降低完成融合检测所需的通信带宽^[1]。此时, 局部雷达站同融合中心之间的通信量可以由噪声信号的似然比落入“传输”区间的概率来定义, 即

$$\alpha_{0,i} = \Pr(l_i(x_i) \in R_i | H_0) \quad (6)$$

其中, $\alpha_{0,i}$ 为每个检测单元的平均通信次数。举例来说, 当传输一个检测单元的观测需要 $q=16$ bit, 平均通信限制为 $\alpha_{0,i}=1/16$ 时, 对整个监测空间而言, 每个检测单元所需的平均通信率约为 $q\alpha_{0,i}=1$ bit。通常情况下, 多基地雷达系统的虚警概率往往低于 10^{-4} , 根据文献^[11]中定理2和命题1, 此时“不传输”区间为一低于某一局部门限的区间。因而完成融合判决所需的平均通信率可由 H_0 下局部似然比超过于某一局部门限的概率来决定, 即

$$\alpha_{0,i} = \Pr(l_i(x_i) > \mu_i | H_0) = \Pr(x_i > \eta_i | H_0) \quad (7)$$

其中, $\mu_i = l_i(\eta_i)$ 为局部门限。当各个局部雷达站的观测统计独立时, 此时局部判决准则可以写为^[11,12]

$$w_i = \begin{cases} l_i(x_i), & x_i > \eta_i \\ \text{null}, & x_i < \eta_i \end{cases} \quad (8)$$

其中, w_i 为局部雷达站所传输的删失数据。在各个局部雷达站观测统计独立的条件下, 局部判决 w_i 同时具有连续和离散的统计特性, 根据奈曼-皮尔逊引理^[9], 最优的融合判决准则为

$$\begin{aligned} z &= \ln \left[\prod_{i=1}^N \frac{f(w_i | H_1)}{f(w_i | H_0)} \right] = \sum_{i: x_i > \eta_i} \ln l_i(x_i) \\ &\quad + \sum_{i: x_i < \eta_i} \ln \rho_i \begin{cases} > \eta, & \text{判定 } H_1 \\ < \eta, & \text{判定 } H_0 \\ = \eta, & \text{以概率 } \gamma \text{ 判定 } H_1 \end{cases} \end{aligned} \quad (9)$$

其中, γ 为随机化参数, $\rho_i = (1 - \alpha_{1,i}) / (1 - \alpha_{0,i})$, $\alpha_{1,i} = \Pr(l_i(x_i) > \mu_i | H_1)$ 为局部似然比 $l_i(x_i)$ 在 H_1 下落入“传输”区间的概率。由式(9)可知, 最优的融合判决准则为一随机化的判决准则, 这是由于局部雷达站所传输的删失数据 w_i 同时具有连续的以及离散的统计特性。当所有局部雷达站均未传输信号时, 此时融合中心并非没有接受到信息, 而是将其判决为一个较为模糊的离散数值 $\sum_{i=1}^N \ln \rho_i$ 。此时, 通过调整全局门限 η 可能无法获得期望的虚警概率, 因此融合中心需要以概率 γ 来随机地选择最终的判决结果以保证最大的检测性能。图1表示了CDDF算法流程示意图。

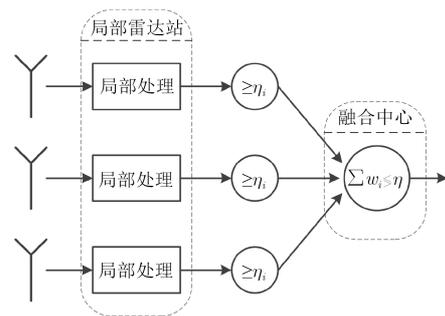


图1 CDDF算法流程示意图

4 融合中心检测性能分析

由于噪声加杂波协方差矩阵 \mathbf{M}_i 是正定的, 则 $\mathbf{M}_i^{-1/2}$ 存在。于是 x_i 同

$$x'_i = \left| \mathbf{s}'^H \mathbf{U}_1^H \mathbf{U}_1 \mathbf{z}' \right|^2 \quad (10)$$

具有相同的统计特性, 其中 $\mathbf{s}' = \mathbf{M}_i^{-1/2} \mathbf{s}_i / \sqrt{\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i}$, $\mathbf{z}'_i = \mathbf{M}_i^{-1/2} \mathbf{z}_i$, \mathbf{U}_1 为第1行为 \mathbf{s}'^H , 余

下的行为同 \mathbf{s}^H 正交的酉矩阵, 且有 $\mathbf{U}_1 \mathbf{s}' = [1 \ 0 \ \dots \ 0]^H$ 成立。因此, x_i 在 H_0 和 H_1 下均服从指数分布, 其均值为

$$\begin{aligned} E(x_i | H_0) &= E\left(\frac{\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{n}_i \mathbf{n}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i}{\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i}\right) = 1, \\ E(x_i | H_1) &= E\left(\frac{\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} (b_i \mathbf{s}_i + \mathbf{n}_i) (b_i \mathbf{s}_i + \mathbf{n}_i)^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i}{\mathbf{s}_i^H \mathbf{M}_i^{-1} \mathbf{s}_i}\right) \\ &= 1 + \lambda_i \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $E(\cdot)$ 代表求均值运算。则 x_i 的概率密度函数为

$$\left. \begin{aligned} f_{0,i}(x_i) &= \exp(-x_i) \varepsilon(x_i) \\ f_{1,i}(x_i) &= \frac{1}{1 + \lambda_i} \exp\left(-\frac{x_i}{1 + \lambda_i}\right) \varepsilon(x_i) \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

其中, $\varepsilon(\cdot)$ 代表阶跃函数。

4.1 全局检验统计量的值域

由于局部检验统计量同时具有连续和离散的统计特性, 因此全局检验统计量也具有连续和离散的统计特性。给定 $y_i \geq \eta_i$ 时, 则有

$$\begin{aligned} l_i(y_i) - \rho_i &= \left[f_{1,i}(y_i) \int_0^{\eta_i} f_{0,i}(x_i) dx_i \right. \\ &\quad \left. - f_{0,i}(y_i) \int_0^{\eta_i} f_{1,i}(x_i) dx_i \right] \\ &\quad / \left[f_{0,i}(y_i) \int_0^{\eta_i} f_{0,i}(x_i) dx_i \right] \end{aligned} \quad (13)$$

由于式(13)的分母为大于零的值, 因此该函数的正负由该式的分子所决定。定义式(13)的分子为以 η_i 为变量的一个函数, 即

$$\begin{aligned} G(\eta_i | y_i) &= f_{1,i}(y_i) \int_0^{\eta_i} f_{0,i}(x_i) dx_i \\ &\quad - f_{0,i}(y_i) \int_0^{\eta_i} f_{1,i}(x_i) dx_i \end{aligned} \quad (14)$$

对于观测矢量 \mathbf{z}_i 的似然比 $l_i(x_i)$, 有如式(15)成立

$$l_i(x_i) = \frac{1}{1 + \lambda_i} \exp\left(\frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i} x_i\right) = \frac{f_{1,i}(x_i)}{f_{0,i}(x_i)} \quad (15)$$

由于似然函数对于变量 x_i 是单调递增的, 因此 $G(\eta_i | y_i)$ 的1阶导数满足

$$\begin{aligned} G'(\eta_i | y_i) &= f_{1,i}(y_i) f_{0,i}(\eta_i) \\ &\quad - f_{0,i}(y_i) f_{1,i}(\eta_i) \geq 0 \end{aligned} \quad (16)$$

容易证明 $G(\eta_i | y_i) \geq G(\eta_i | \eta_i)$, $\lim_{\eta_i \rightarrow 0} G(\eta_i | \eta_i) = 0$, 于是有

$$l_i(y_i) \geq l_i(\eta_i) > \rho_i \quad (17)$$

成立。

全局检验统计量 z 的概率密度函数可以将局部检验统计量 w_i 的概率密度函数进行 N 次卷积获得。因此根据式(17), 全局检验统计量的概率密度函数可以写成

$$\begin{aligned} f_k(z) &= g_k(z) \varepsilon(z - \eta_s) \\ &\quad + \prod_{i=1}^N (1 - \alpha_{k,i}) \delta(z - \eta_{\min}) \end{aligned} \quad (18)$$

其中, $\delta(\cdot)$ 为狄拉克函数, $f_k(z)$ 为全局检验统计量在 H_k 下的概率密度函数, $g_k(z)$ 为一确定的连续函数, $\eta_{\min} = \sum_{i=1}^N \ln \rho_i$, η_s 可以表示为

$$\eta_s = \min_q \ln l_q(\eta_q) + \sum_{i \neq q} \ln \rho_i, \quad q = 1, 2, \dots, N \quad (19)$$

即全局检验统计量 z 的值域为 $\{\eta_{\min}\} \cup [\eta_s, +\infty)$ 。对式(19)而言, 局部雷达站 q 的确定不仅同各个分集通道的通信率有关, 也和各个局部雷达站的输出信噪比有关, 因此进一步的化简相对困难。

4.2 虚警概率以及检测概率

根据全局检验统计量的概率密度函数, 全局检测概率、虚警概率可以写成

$$\begin{aligned} P_k &= \Pr(z > \eta | H_k) \\ &= \int_{\eta}^{+\infty} f_k(z) dz + \gamma \Pr(z = \eta | H_k), \quad k = 0, 1 \end{aligned} \quad (20)$$

其中, P_0 和 P_1 分别为虚警概率和检测概率。由于连续函数 $g_k(z)$ 的计算相对复杂, 因此这里根据全局检验统计量的值域, 分以下两种情形推导全局虚警概率和检测概率。

给定 $\eta \geq \eta_s$ 时, 此时在判决区间 $[\eta, +\infty)$ 具有连续的统计特性, 则 $\Pr(z = \eta | H_k) = 0$ 。对第 i 个雷达站定义数据传输示性函数 β_i : 若融合中心接收到第 i 个雷达站的观测信号, 则 $\beta_i = 1$; 否则 $\beta_i = 0$ 。把 N 个局部雷达站是否传输数据看作一个随机试验, 该随机试验可能有 2^N 个结果, 则第 j 个结果定义为 S_j ($j = \sum_{i=1}^N \beta_i 2^{i-1}$)。全局检测概率或者虚警概率为

$$\begin{aligned} P_k &= \sum_{j=1}^{2^N-1} P_k(S_j) \int_{\eta}^{+\infty} g_k(z | S_j) dz \\ &= \sum_{j=1}^{2^N-1} P_k(S_j) P_k^j \end{aligned} \quad (21)$$

其中, $P_k(S_j)$ 为事件 S_j 在 H_k 下的发生概率, P_k^j 为全局检验统计量在给定事件 S_j 下的检测概率或者虚警

概率。 $P_k(S_j)$ 以及 P_k^j 的闭式表达式分别为

$$P_k(S_j) = \prod_{i:y_i > \eta_i} \alpha_{k,i} \prod_{i:y_i < \eta_i} (1 - \alpha_{k,i}) \quad (22)$$

$$P_k^j = \Pr \left(\sum_{i:y_i > \eta_i} -\ln(1 + \lambda_i) + \frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i} x_i > \eta - \sum_{i:y_i < \eta_i} \ln \rho_i \middle| S_j, H_k \right) \quad (23)$$

给定传输状态 S_j , 局部检验统计量 x_i 的概率密度函数为

$$\left. \begin{aligned} f(x_i | S_j, H_0) &= f(x_i | H_0) / \alpha_{i,0} \\ &= \exp(-x_i + \eta_i) \varepsilon(x_i - \eta_i) \\ f(x_i | S_j, H_1) &= f(x_i | H_1) / \alpha_{i,1} \\ &= \frac{1}{1 + \lambda_i} \exp\left(-\frac{x_i - \eta_i}{1 + \lambda_i}\right) \varepsilon(x_i - \eta_i) \end{aligned} \right\} \quad (24)$$

定义 $v_i = \lambda_i(x_i - \eta_i) / (1 + \lambda_i)$, 易证 v_i 在 H_0 和 H_1 下分别服从均值为 $\lambda_i / (1 + \lambda_i)$ 以及 λ_i 的指数分布。因此, 式(23)可以化简为

$$P_k^j = \Pr \left(\sum_{i:y_i > \eta_i} v_i > \eta - \sum_{i:y_i < \eta_i} \ln \rho_i - \sum_{i:y_i < \eta_i} \ln l_i(\eta_i) \middle| S_j, H_k \right) \quad (25)$$

当局部雷达站输出信杂噪比不同时, 该式的闭式表达式可以通过加权指数分布和的不完全累计分布获得^[16]。

给定 $\eta = \eta_{\min}$ 时, 则有 $\Pr(z = \eta_{\min} | H_k) = P_k(S_0)$ 。根据式(20), 虚警概率以及检测概率为

$$P_k = 1 - (1 - \gamma) P_k(S_0) \quad (26)$$

由式(26)可知, 在给定局部通信量的条件下, 当虚警概率高于 $P_0 = 1 - P_0(S_0)$ 时, 通过降低门限仍旧无法获得期望的检测概率, 此时引入随机化参数可以获得最优的检测性能。

5 数值分析

假设局部雷达站个数 $N=3$, 载频 $f_c = 450$ MHz, 脉冲重复频率 $f_r = 600$ Hz, 相干脉冲数 $Q = 10$ 。全局虚警概率为 $P_0 = 10^{-6}$ 。各个局部雷达站到观测目标的距离均为 R , 局部雷达站的位置信息 (x, y) 以及目标速度信息 (v_x, v_y) 如图2所示。杂波功率谱密度可以表示为^[4]

$$S_{cc}(f) = \frac{P_{cc}\gamma}{\sqrt{2\pi}2\sigma_v} e^{-f^2\gamma^2/8\sigma_v^2} \quad (27)$$

其中, P_{cc} 为杂波功率, γ 为雷达波长, σ_v 为杂波的

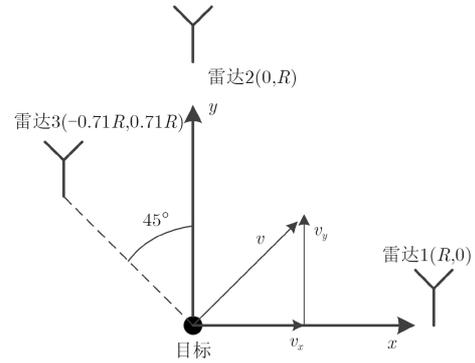


图2 多基地雷达系统的位置信息

速度频谱标准偏差。仿真中, 假设各个局部雷达站观测信号的输入信噪比均相同 ($\phi_1 = \phi_2 = \phi_3$), 杂噪比均为 30 dB, 目标速度为 (15 m/s, 25 m/s)。

在多基地雷达系统中, 经常利用偏移系数作为替代的准则来衡量输出信杂噪比^[3,10]

$$\hat{\lambda}_f = \frac{|E(\phi_c | H_1) - E(\phi_c | H_0)|^2}{0.5 [D(\phi_c | H_1) + D(\phi_c | H_0)]} \quad (28)$$

其中, $D(\cdot)$ 代表求方差运算。当输入信噪比为 5 dB 时, 融合中心以及 3 个雷达站对不同速度分量的偏移系数分别如图3和图4所示。由图4可知, 目标的运动方向和绝对速度会影响局部雷达站的输出信杂噪比。当目标速度为 (15m/s, 25m/s) 时, 目标近似于朝垂直于雷达站3的观测方向运动, 此时目标相对于雷达站3的径向速度为 7.07 m/s, 偏移系数为 1.71。而对雷达站1和雷达站2而言, 目标的径向速度分别为 15 m/s 和 25 m/s, 偏移系数分别为 1.86 和 1.87。目标相对于雷达站3的径向速度较低, 因而无法较好地地区分目标信号和杂波信号。但由于布站相对分散, 目标相对于雷达站2和雷达站3的径向速度较大, 因而可以获得相对较好的输出信杂噪比。由图3所示, 当目标绝对速度足够大时, 多基地雷达系统可以至少利用其中两部具有较高输出信杂噪比的雷达站进行融合检测, 因此输出信杂噪比较低区域(深色区域)的面积较单个雷达站大量减少。

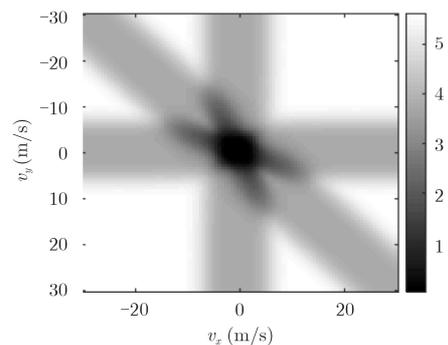


图3 融合中心的偏移系数同速度分量的关系

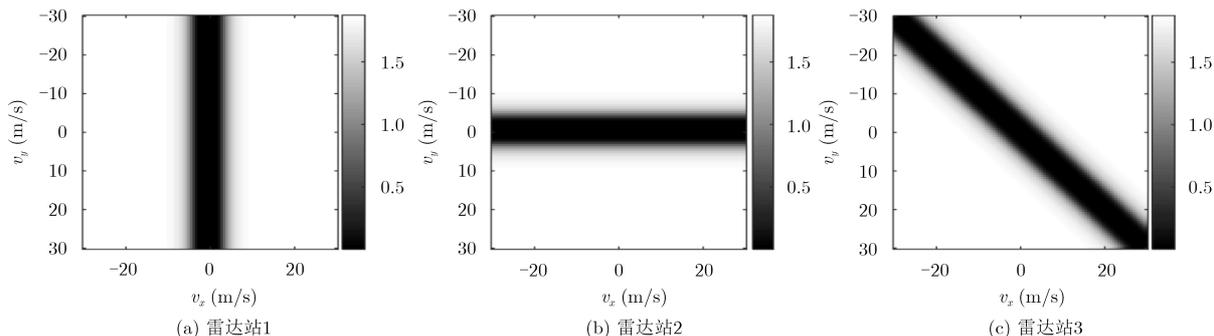


图4 局部雷达站的偏移系数同速度分量的关系

图5为CF和CDDF根据理论分析所获得的检测性能对比结果。在50%的检测概率的条件下，CF利用3部雷达进行融合检测所需的输入信噪比仅比利用雷达站1和雷达站2时降低了0.7 dB左右。由图3和图4的分析可知，虽然各个局部雷达站观测的输入信噪比相同，但此时经过有色噪声滤波器后雷达站3的输出信杂噪比相对较低，对融合检测的贡献相对较小。当局部雷达站通信量限制均为 $\alpha_{0,1}=\alpha_{0,2}=\alpha_{0,3}=10^{-3}$ 且检测概率为50%的条件下，3站CDDF所需输入信噪比仅比CF增加了0.4 dB左右，同时利用雷达站1和雷达站2的CDDF算法仅比CF增加了0.3 dB左右。此时通信率已经远超现有硬件条件的限制，但CDDF仍旧可以获得趋近于CF的性能。

图6所示为 $G(\eta_i|\eta_i)$ 在不同输出信杂噪比下的变化结果。当 $\lambda_i=3$ dB时，函数 $G(\eta_i|\eta_i)$ 是一个单

调递增且值域为 $(0, +\infty)$ 的一个函数。因此对于任意局部门限 η_i ，局部似然比 $l_i(\eta_i)$ 大于 ρ_i ，验证了式(17)中所获得的结论。对比 $\lambda_i=3$ dB以及 $\lambda_i=8$ dB两条曲线，由于似然比函数 $l_i(\eta_i)$ 对 λ_i 并非单调的，所以两个函数曲线在(4.23, 4.80)形成一个交点。这一结果说明，当各个局部雷达站的输出信杂噪比以及局部门限均不同时，确定式(19)中雷达站 q 相对困难。特别是，当所有雷达站所接收到观测的输出信杂噪比相同时且第 q 个雷达站的通信率最高时， η_s 可以进一步简化为

$$\eta_s = \ln l_q(\eta_q) + \sum_{i \neq q} \ln \rho_i, q = 1, 2, \dots, N \quad (29)$$

的形式。

根据式(20)–式(26)的理论分析，全局门限同虚警概率之间的关系如图7所示。当3个局部雷达站目标观测的输入信噪比均为2 dB时，考虑3种不同情形的通信率限制：情形1，3个局部雷达站通信率为 $\alpha_{0,1}=1.0, \alpha_{0,2}=0.1, \alpha_{0,3}=0.1$ ；情形2，3个局部雷达站通信率为 $\alpha_{0,1}=0.01, \alpha_{0,2}=0.01, \alpha_{0,3}=0.01$ ；情形3，3个局部雷达站通信率为 $\alpha_{0,1}=10^{-3}, \alpha_{0,2}=10^{-3}, \alpha_{0,3}=10^{-4}$ 。对于情形1，雷达站1既有监视功能，也具有融合处理能力。此时，全局检验统计量只具有连续的统计特性，通过调整全局门限可以获得任意虚警概率。对于情形2和情形3而言，此时全局检验统计量同时具有连续和离散的统计特

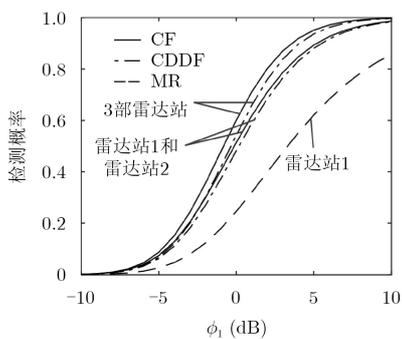


图5 CF和CDDF融合检测性能

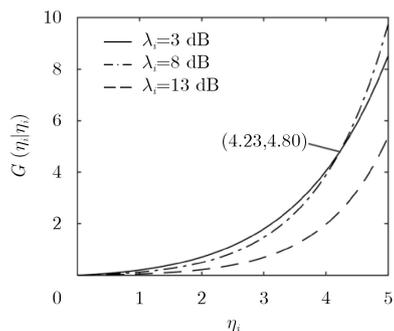


图6 不同输出信杂噪比条件下 $G(\eta_i)$

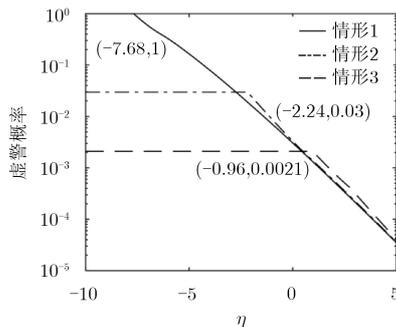


图7 全局门限同虚警概率之间的关系

性,因此当全局虚警概率高于 $1 - P_0(S_0)$ 时,需要利用随机化判决以获得期望的虚警概率。由式(26)可知,此时该判决准则的意义是:当虚警概率高于 $1 - P_0(S_0)$ 且融合中心未接收到任何一部雷达站信号时,需要按照概率 γ 随机地判定目标是否存在。由于随机化判决没有利用到更多关于观测的信息,只是当所有通道均未接收到信号时随机地按照概率 γ 判定目标是否存在。因此在实际应用中,一种可行的方法是当融合中心未接收到任意一部局部雷达站所传输的信号时判定 H_0 (即令随机化参数 $\gamma = 0$)。此时多基地雷达系统可设置的最大虚警概率 $P_0 = 1 - P_0(S_0)$ 。值得指出的是,当 $P_0 = 1 - P_0(S_0)$ 时,与其对应的最大全局门限 η_s 可以通过式(19)计算求得。

当输入信噪比均为0 dB时,且各个局部雷达站通信限制相同且均为 $\alpha_{0,1} = \alpha_{0,2} = \alpha_{0,3} = \alpha$ 时,CDDF、CF以及OR准则的ROC(Receiver Operator Characteristic)曲线如图8所示。在给定通信限制条件下,由于CDDF可以利用高于局部门限的信息进行进一步的判决,因此可以在虚警概率低于 $1 - P_0(S_0)$ 时可以获得优于“OR”准则的检测性能。当虚警概率逐渐增加至 $1 - P_0(S_0)$ 时,此时CDDF等效于“OR”准则,因此CDDF的检测性能随着虚警概率的增加而逐渐趋近于“OR”准则的融合检测性能,并且两种融合算法的ROC曲线在点 $(1 - P_0(S_0), 1 - P_1(S_1))$ 处相交。对比 $\alpha = 10^{-1}$, $\alpha = 10^{-2}$ 以及 $\alpha = 10^{-3}$ 时不同通信限制下CDDF的ROC曲线,可以看出随着通信带宽的增加,局部雷达站可以向融合中心传输更多的信息,因此其检测性能逐渐逼近CF的检测性能,而CF可以认为是当 $\alpha = 1$ 时的一种特殊的CDDF算法。此外,CDDF可以在大幅压缩数据率的条件下获得比“OR”准则更好的性能,这是由于CDDF利用了多基地雷达系统中真实目标所占检测单元较少的特性。

6 结论

为了充分利用多基地雷达系统的通信带宽,

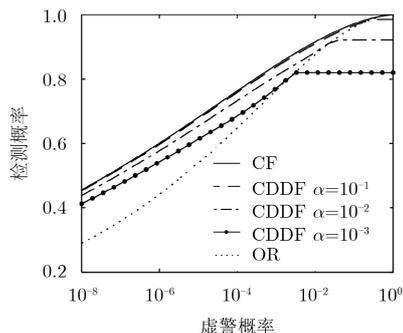


图8 不同通信率限制下的CDDF同CF以及OR准则的性能对比

CDDF算法利用真实目标所占检测单元较少的特性,剔除了低于局部门限的局部似然比,降低了噪声回波信号的传输概率,进而降低了多基地雷达系统的通信率。此外,由于CDDF算法所剔除的似然比具有较低的信息量,同时保留了高于局部门限的似然比,因而可以在大幅压缩数据率的同时获得比“OR”准则更好的性能。不同于CF算法,CDDF算法所获得的全局检验统计量同时具有连续以及离散的统计特性。本文详细推导了融合中心全局门限同虚警概率、检测概率之间的闭式表达式,并分析了CDDF算法所能设置的最高虚警概率,因而对工程应用具有一定的参考价值。

参考文献

- [1] CHERNYAK V. Fundamentals of Multisite Radar System: Multistatic Radars and Multiradar Systems[M]. New York: Gordon & Breach Science Publishers, 1998: 1-24.
- [2] VARSHNEY P K. Distributed Detection and Data Fusion[M]. New York: Springer, 1997: 1-5.
- [3] GOODMAN N A and BRUYERE D. Optimum and decentralized detection for multistatic airborne radar[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2007, 43(2): 13-22. doi: 10.1109/TAES.2007.4285374.
- [4] HE Qian, LEHMANN N H, BLUM R S, et al. MIMO radar moving target detection in homogeneous clutter[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2010, 46(3): 1290-1301. doi: 10.1109/TAES.2010.5545189.
- [5] ZHAO Hongyan, LIU Jun, ZHANG Zijing, et al. Linear fusion for target detection in passive multistatic radar[J]. *Signal Processing*, 2017, 130: 175-182. doi: 10.1016/J.SIGPRO.2016.06.024.
- [6] YANG Pengfei and CHEN Biao. To listen or not: Distributed detection with asynchronous transmissions[J]. *IEEE Signal Processing Letters*, 2015, 22(5): 628-632. doi: 10.1109/LSP.2014.2365137.
- [7] CIUONZO D and SALVO R P. Distributed detection of a non-cooperative target via generalized locally-optimum approaches[J]. *Information Fusion*, 2017, 36: 261-274. doi: 10.1016/J.INFFUS.2016.12.006.
- [8] GAO Fei, GUO Lili, LI Hongbin, et al. Quantizer design for distributed GLRT detection of weak signal in wireless sensor networks[J]. *IEEE Transactions on Wireless Communications*, 2015, 14(4): 2032-2042. doi: 10.1109/TWC.2014.2379279.
- [9] KASSAM S. Signal Detection in Non-Gaussian Noise[M]. New York: Springer, 1988: 97-124.
- [10] ALTAY C and DELIC H. Optimal quantization intervals in distributed detection[J]. *IEEE Transactions on Aerospace*

- and Electronic Systems*, 2016, 52(1): 38–48. doi: [10.1109/TAES.2015.140551](https://doi.org/10.1109/TAES.2015.140551).
- [11] RAGO C, WILLET P, and BAR-SHALOM Y. Censoring sensors: A low-communication-rate scheme for distributed detection[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1996, 32(2): 554–568. doi: [10.1109/7.489500](https://doi.org/10.1109/7.489500).
- [12] APPADWEDULA S, VEERAVALLI V, and JONES D. Energy-efficient detection in sensor networks[J]. *IEEE Journal on Selected Areas in Communication*, 2005, 23(4): 693–702. doi: [10.1109/JSAC.2005.843536](https://doi.org/10.1109/JSAC.2005.843536).
- [13] HE Hao and VARSHNEY P K. Fusing censored dependent data for distributed detection[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2015, 63(16): 4385–4395. doi: [10.1109/TSP.2015.2439231](https://doi.org/10.1109/TSP.2015.2439231).
- [14] 胡勤振, 苏洪涛, 周生华, 等. 多基地雷达中双门限CFAR检测算法[J]. *电子与信息学报*, 2016, 38(10): 2430–2436. doi: [10.11999/JEIT151163](https://doi.org/10.11999/JEIT151163).
HU Qinzhen, SU Hongtao, ZHOU Shenghua, *et al.* Double threshold CFAR detection for multisite radar[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2016, 38(10): 2430–2436. doi: [10.11999/JEIT151163](https://doi.org/10.11999/JEIT151163).
- [15] 胡勤振, 杨芊, 苏洪涛, 等. 分布式MIMO雷达双门限GLRT CFAR检测[J]. *西安电子科技大学学报*, 2016, 43(6): 29–33. doi: [10.3969/J.ISSN.1001-2400.2016.04.006](https://doi.org/10.3969/J.ISSN.1001-2400.2016.04.006).
HU Qinzhen, YANG Qian, SU Hongtao, *et al.* Double-threshold GLRT CFAR detection in distributed MIMO radar[J]. *Journal of Xidian University*, 2016, 43(6): 29–33. doi: [10.3969/J.ISSN.1001-2400.2016.04.006](https://doi.org/10.3969/J.ISSN.1001-2400.2016.04.006).
- [16] BHARGAVA R P and KHATRI C G. The distribution of product of independent beta random variables with application to multivariate analysis[J]. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 1981, 33(1): 287–296. doi: [10.1007/BF02480942](https://doi.org/10.1007/BF02480942).

曹 鼎: 男, 1988年生, 博士生, 研究方向为协同探测.

周生华: 男, 1982年生, 博士, 副教授, 研究方向为MIMO雷达、协同探测.

刘宏伟: 男, 1971年生, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为雷达信号处理、雷达系统、雷达自动目标识别等.

高 畅: 男, 1993年生, 博士生, 研究方向为协同探测.

邵志强: 男, 1992年生, 硕士生, 研究方向为协同探测.