

分布式多传感器数据融合中的双门限航迹相关算法¹

何 友 彭应宁 陆大绘 高志永*

(清华大学电子工程系 北京 100084)

*(海军航空工程学院电子工程系 烟台 264001)

摘 要 本文提出两种适合于分布式多传感器数据融合的双门限航迹相关算法。文中对这两种双门限航迹相关准则进行了详细的描述,研究了航迹相关质量设计、多义性处理和漏相关概率的估计方法,并通过仿真将它们与两个经典方法进行了比较。仿真结果表明,在密集目标环境下和/或交叉、分岔和机动航迹较多的场合,双门限航迹相关算法的性能明显优于传统方法,其正确相关率比传统方法提高了大约 35%。

关键词 信息融合, 航迹相关, 多传感器, 多目标, 雷达网

中图分类号 TP391, TN911.23

1 引 言

利用来自多传感器的数据进行多目标监视 / 跟踪在军事和民事上都有应用。在某些应用中,数据由分布在一个大的地理区域的传感器网络搜集。在这样的多传感器系统中,由于有可靠性、生存能力和通讯带宽这样一些考虑,集中处理是不希望的,或是不可靠的,相反采用分布式结构^[1-3]是比较适宜的。

在分布式多传感器系统中,多传感器数据融合的关键问题是航迹相关^[4]。所谓航迹相关就是判断来自于不同局部节点的两个航迹是否代表同一个目标的过程。航迹相关已经出现了几种算法。Singer 和 Kanyuch 首先提出了加权统计距离检验法(简称加权法)^[5], Bar-Shalom 等人又提出了修正的加权统计距离检验法(简称修正法)^[6,7]。Kosaka 等人^[8]提出了最近邻域(Nearest Neighbor: NN)法,而文献[9]基于统计模式分类思想提出 K 近邻域航迹相关法, Bowman 则利用极大似然估计描述了航迹相关问题^[10]。Chang 和 Youens 把航迹(测量)相关化成了运筹学中的经典分配问题,并运用著名的 Hunger/Munkers 方法求解^[11]。文献[8]把信号检测中的似然比(LR)检验用于解决航迹相关问题。

在上述方法中,加权法、修正法和 NN 法是三种基本方法,也是在实践中应用最多的方法。但实际应用中,它们却存在不少问题,出现了一些明显不足和不完善之处。特别是在密集目标环境下,或当出现较多的交叉、分岔和机动航迹时,它们的相关效果明显下降。为此,本文针对加权和修正法的问题,基于信号检测中的双门限检测思想,提出两种双门限航迹相关准则。仿真结果表明,它们在密集目标环境下和/或交叉分岔和机动航迹较多的场合,其正确相关率明显高于加权法和修正法。

2 状态空间模型

目标运动规律在离散化状态方程的基础上可模拟为

$$X(k+1) = \Phi(k)X(k) + G(k)V(k), \quad (1)$$

¹ 1996-01-31 收到, 1996-12-03 定稿
国防科研基金资助课题

其中 $\mathbf{X}(k) \in \mathbf{R}^n$ 是 k 时刻的状态向量, $\mathbf{V}(k) \in \mathbf{R}^h$ 是具有零均值和正定协方差矩阵 $\mathbf{Q}(k)$ 的高斯过程噪声向量, $\Phi(k) \in \mathbf{R}^{n,n}$ 是状态转移矩阵, $\mathbf{G}(k) \in \mathbf{R}^{n,h}$ 是过程噪声分布矩阵. 假设初始状态 $\mathbf{X}(0)$ 是一个具有均值 μ 和正定协方差矩阵 $\mathbf{P}(0)$ 的高斯分布向量, 于是有

$$E[\mathbf{V}(k)] = 0, \quad E[\mathbf{V}(k)\mathbf{V}(l)] = \mathbf{Q}(k)\delta_{kl}. \quad (2)$$

离散化的传感器 i 的测量方程为

$$\mathbf{Z}^i(k) = \mathbf{H}^i(k)\mathbf{X}(k) + \mathbf{W}^i(k), \quad i = 1, 2, \dots, M. \quad (3)$$

这里 $\mathbf{Z}^i(k) \in \mathbf{R}^m$ 是传感器 i 在 k 时刻的测量向量, $\mathbf{W}^i(k) \in \mathbf{R}^m$ 是具有零均值和正定协方差矩阵 $\mathbf{R}^i(k)$ 的测量噪声向量, $\mathbf{H}^i(k) \in \mathbf{R}^{m,n}$ 是传感器 i 的测量矩阵, $i = 1, 2, \dots, M$; M 是传感器数或局部节点个数. 现假定测量噪声向量在不同时刻是独立的, 于是存在

$$E[\mathbf{W}^i(k)] = 0, \quad E[\mathbf{W}^i(k)\mathbf{W}^i(l)'] = \mathbf{R}^i(k)\delta_{kl}, \quad i = 1, 2, \dots, M. \quad (4)$$

传感器或局部节点的航迹滤波和预测采用 Kalman 滤波方法, 并假定局部节点的多目标跟踪已经完成, 跟踪目标的状态估计数据被送入融合中心, 于是来自传感器 i 的第 j 个目标的状态估计可表示为

$$\hat{\mathbf{X}}_j^i(k+1/k+1) = \hat{\mathbf{X}}_j^i(k+1/k) + \mathbf{K}_j^i(k+1)[\mathbf{Z}_j^i(k+1) - \mathbf{H}^i(k+1)\hat{\mathbf{X}}_j^i(k+1/k)]. \quad (5)$$

状态估计的一步预测为

$$\hat{\mathbf{X}}_j^i(k+1/k) = \Phi(k)\hat{\mathbf{X}}_j^i(k/k). \quad (6)$$

状态预测协方差为

$$\mathbf{P}_j^i(k+1/k) = \Phi(k)\mathbf{P}_j^i(k/k)\Phi'(k) + \mathbf{G}(k)\mathbf{Q}(k)\mathbf{G}'(k). \quad (7)$$

滤波增益为

$$\mathbf{K}_j^i(k+1) = \mathbf{P}_j^i(k+1/k)\mathbf{H}^i'(k+1)[\mathbf{H}^i(k+1)\mathbf{P}_j^i(k+1/k)\mathbf{H}^i'(k+1) + \mathbf{R}^i(k+1)]^{-1}. \quad (8)$$

更新状态协方差为

$$\mathbf{P}_j^i(k+1/k+1) = [\mathbf{I} - \mathbf{K}_j^i(k+1)\mathbf{H}^i(k+1)]\mathbf{P}_j^i(k+1/k), \quad i = 1, 2, \dots, M; \quad j = 1, 2, \dots, n_i \quad (9)$$

为了讨论问题的方便, 假设各传感器同步采样, 并且送至融合中心的所有状态估计 $\hat{\mathbf{X}}_j^i(k)$ 已被变换到相同的坐标系里, 数据通讯的延迟时间为零. 另外, 这里取 $M = 2$, 对于 $M > 2$ 的情况, 另有专文讨论.

设 H_0 和 H_1 是下列事件:

H_0 : $\hat{\mathbf{X}}_1^1(l)$ 和 $\hat{\mathbf{X}}_2^2(l)$ 是相同目标的航迹状态估计事件;

H_1 : $\hat{\mathbf{X}}_1^1(l)$ 和 $\hat{\mathbf{X}}_2^2(l)$ 是不同目标的航迹状态估计事件.

这样, 航迹相关问题便转换成了假设检验问题. H_0 是原假设, H_1 是对立假设.

3 双门限航迹相关准则

3.1 双门限准则

在雷达自动检测理论中有一种称作双门限检测^[12]的信号处理方法。本文基于这种双门限信号检测思想,提出了双门限航迹相关算法。

所谓双门限航迹相关是指,对于来自两个局部节点的 R 个估计误差样本,首先逐个基于 χ^2 分布门限进行假设检验,若判为接受 H_0 ,则计数器加 1;否则计数器值不变,然后与指定的数 L 进行比较,经过 R 次检验后,如果计数器的输出大于或等于 L ,则完成航迹相关判决,否则判定为不相关航迹。具体方程和判决过程如下:

对于 $l = 1, 2, \dots, R$, 选用加权法的统计距离,并逐点计算

$$\alpha_{ij}(l) = [\hat{X}_i^1(l) - \hat{X}_j^2(l)]' [P_i^1(l) + P_j^2(l)]^{-1} [\hat{X}_i^1(l) - \hat{X}_j^2(l)]; \quad (10)$$

如果

$$\alpha_{ij}(l) \leq \delta; \quad (11)$$

则 $m_{ij}(l) = m_{ij}(l-1) + 1$, ($m_{ij}(0) = 0$); 当 $m_{ij}(l) \geq L$ 时,则宣布局部节点 1 的航迹 i 与局部节点 2 的航迹 j 相关,否则判为不相关。把 (10) 式中的统计距离用于与第一门限比较的方法称作独立双门限航迹相关准则。(10) 式中, $\hat{X}_i^1(l)$ 、 $\hat{X}_j^2(l)$ 和 $P_i^1(l)$ 、 $P_j^2(l)$ 分别为来自局部节点 1 航迹 i 和局部节点 2 航迹 j 在 l 时刻的状态估计和估计误差协方差。

相关双门限航迹相关准则利用修正法的统计距离与第一门限进行比较,即如果

$$\beta_{ij}(l) = [\hat{X}_i^1(l) - \hat{X}_j^2(l)]' [P_i^1(l) + P_j^2(l) - P_{ij}^{12}(l) - P_{ij}^{12}(l)']^{-1} [\hat{X}_i^1(l) - \hat{X}_j^2(l)] \leq \delta, \quad (12)$$

则接受 H_0 , 计数器加 1; 否则接受 H_1 , 计数器值不变。 $P_{ij}^{12}(l)$ 是互协方差矩阵,其递推式为

$$P_{ij}^{12}(l) = E[\hat{X}_i^1(l)\hat{X}_j^{2'}(l)] = [I - K_i^1(l)H^1(l)][\Phi(l-1)P_{ij}^{12}(l-1)\Phi'(l-1) + G(l-1)Q_i(l-1)G'(l-1)][I - K_j^2(l)H^2(l)], \quad (13)$$

且初始状态为 $P_{ij}^{12}(0) = 0$ 。这里除用于与第一门限比较的检验统计量不同外,其它处理方法均与独立双门限航迹相关准则相同。

(11)、(12) 两式中的阈值满足

$$\Pr\{\tau_{ij}(l) > \delta | H_0\} = \alpha, \quad (14)$$

其中 $\tau_{ij}(l) = \alpha_{ij}(l)$ 或 $\beta_{ij}(l)$, α 通常取 0.05。阈值的选择是基于这样一个事实,即按照高斯分布假设^[8], $\alpha_{ij}(l)$ 和 $\beta_{ij}(l)$ 服从 n_x 自由度的 χ^2 分布。

3.2 航迹质量设计

这里定义两类航迹质量:一类是航迹相关质量,一类是航迹脱离质量。航迹 i 与 j 在 l 时刻的相关质量用 $m_{ij}(l)$ 表示,其数值代表到 l 时刻航迹 i 与 j 被判为满足相关检验的次数,它的性质类似于集中式多传感器系统中的点迹-航迹互联质量^[13,14]。航迹 i 和 j 的脱离质量被定义为

$$C_{ij}(l) = C_{ij}(l-1) + 1, \quad (15)$$

其中 $C_{ij}(0) = 0$ 。也就是说,如果在 l 时刻航迹 i 与 j 判为不相关,则其脱离质量数加 1。这样,航迹脱离质量便代表了航迹 i 与 j 到 l 时刻判为接受 H_1 的次数。

为了简化相关检验,提高处理速度,可以利用航迹相关和脱离质量实时控制相关检验的完结和终止。对于给定的 R 、 L ,如果在 $l-1$ 时刻存在

$$C_{ij}(l-1) > R - L, \quad (16)$$

则在 l 时刻停止航迹 i 与 j 间的相关检验。因为无论后续的判决结果如何, 按照双门限检验准则, 到 $l = R$ 时刻必将判决航迹 i 与 j 为非相关对。这是因为在 $l - 1$ 时刻已有 (16) 式成立, 那么当 $l = R$ 时, 一定存在 $m_{ij}(l = R) < L$, 即 i 与 j 不相关。这就是把 $C_{ij}(l)$ 称作航迹 i 与 j 间脱离质量的缘故。同理, 如果在 $l - 1$ 时刻存在

$$m_{ij}(l - 1) \geq L, \quad (17)$$

则航迹 i 与 j 的关系在 l 时刻就基本确定了。如果对某一个 i 存在多个 j 满足 (17) 式, 则相关检验还将进行到 $l = R$, 为后续的多义性处理提供更高的相关质量, 否则停止相关检验, 并把 i 、 j 作为最终的相关对通过航迹合成产生确认系统航迹输出。对于不满足 (16)、(17) 式的情况, 需要进行检验, 直至 $l = R$ 时为止。对到 $l = R$ 时刻还未找到相关对的航迹, 将自动进入双门限判决的下一个循环。

3.3 多义性处理

多义性处理其一是指 $l = R$ 时的多义性, 其二是指 $l < R$ 时的多义性。

当 $l = R$ 时, 在上述检验中, 对某一固定的 i , 如果有两个以上的 j 满足双门限条件, 即使 $m_{ij}(l = R) \geq L$ 成立的航迹 j 不只一个, 这就出现了相关的多义性。对这种情况的处理可分两步进行, 第一步取满足下式的 j_*

$$\max_{j_*} m_{ij}(l = R), \quad j_* \in \{j_1, j_2, \dots, j_q\} \quad (18)$$

为相关对。其中 $\{j_1, j_2, \dots, j_q\}$ 是使 $m_{ij}(l = R) \geq L$ 成立的航迹 j 的编号集合。如果使 (18) 式成立的 j_* 仍然不只一个, 则进行第二步处理, 即取平均统计距离最小者为最终相关对。对独立双门限航迹相关准则, 其计算公式为

$$\bar{\alpha}_{ij_*}(R) = \min_{j_*} \frac{1}{R} \sum_{l=1}^R \alpha_{ij_*}(l = R), \quad j_* \in \{j_{*1}, j_{*2}, \dots, j_{*p}\}. \quad (19)$$

对相关双门限航迹相关准则, 最小平均统计距离为

$$\bar{\beta}_{ij_*}(R) = \min_{j_*} \frac{1}{R} \sum_{l=1}^R \beta_{ij_*}(l = R), \quad j_* \in \{j_{*1}, j_{*2}, \dots, j_{*p}\}. \quad (20)$$

由于局部节点通信到融合节点的航迹是逐个或逐批的, 因而在相关检验中, 通常不可能一次就完成 $l = R$ 的运算, 在 $l < R$ 的过程中也将有多次相关检验判决和与之对应的系统航迹输出, 这样就避免了由于相关检验而造成的航迹丢失。如果 $l - 1$ 时刻航迹 i 、 j 的脱离质量满足 (17) 式, 则航迹 i 与 j 已判为不相关, 这时不需要进行输出和进一步处理。但是, 当 (17) 式不成立时, 就要建立试验系统航迹。试验系统航迹的建立原则是, 对于某一固定的航迹, 选择使航迹相关质量 $m_{ij}(l)$ 最大的为暂时相关对, 并形成试验系统航迹输出; 如果使相关质量最大的 j 不只一个, 则选择使 $C_{ij}(l)$ 最小的为暂时相关对; 如果使 $C_{ij}(l)$ 最小的还不只一个, 取使航迹间位置差矢量序列的平均范数最小的为最终相关对, 即

$$\min_{j_*} \frac{1}{l} \sum_{q=1}^l \|\bar{x}_{ij_*}(q)\|, \quad j_* \in \{j_1, j_2, \dots, j_r\}, \quad (21)$$

其中 $\bar{x}_{ij_*}(q)$ 是航迹 i 、 j 在 q 时刻的位置差, $\{j_1, j_2, \dots, j_r\}$ 是使 $C_{ij}(l)$ 最小航迹 j 的编号集合。

在上述讨论中, 一旦 i 、 j^* 被判为相对输出, 在 l 时刻它们就不再与其它航迹配对, 但可以进行第一门限检验. 由于局部节点通信到融合节点的航迹数据是逐个或逐批的, 因而 L/R 数值的选择应该是动态的, 例如可选 $1/1, 2/2, 2/3, 3/4, 3/5, 4/5, 4/6, 5/7, 6/8, \dots$ 等准则. 当 L/R 恒取 $1/1$ 准则时, 则独立双门限航迹相关算法便退化成加权法, 而相关双门限航迹相关算法便退化成正修正法.

4 双门限航迹相关算法漏相关概率的估计

根据 χ^2 分布的检验准则, 对同一个目标来说, 在 l 时刻两个局部节点估计状态的统计距离超过选定的第一门限的概率为 (14) 式中的 α . 假设累积的 R 个估计误差样本是统计独立的, 即属于 R 次独立试验模型, 则其中出现 y 次的概率 $P(y)$ 为二项式分布, 对 R 个估计误差样本, 恰好 $y = R - L + 1$ 个统计距离超过第一门限的概率 $P_k(y)$ 等于

$$P_k(y) = \alpha^y (1 - \alpha)^{R-y}. \quad (22)$$

于是可估算双门限航迹相关准则的漏相关概率 \hat{P}_c , 它等于从 R 个统计距离样本中 (相同目标) 中至少有 y 个样本超过第一门限的概率, 即

$$\hat{P}_c = P_k(k \geq y) = \sum_{k=R-L+1}^R C_R^k \alpha^k (1 - \alpha)^{R-k}, \quad (23)$$

其中 L 是指定的第二门限值, 积累数超过它 (也就是至少有 L 个统计距离小于或等于第一门限) 就判决航迹对相关, 故在 R 个估计误差样本 (相同目标) 中超过第一门限的个数 $m(R) \geq R - L + 1$ 便不会超过第二门限, 判不相关, 即产生漏相关. 当 L/R 取 $3/4$ 和 $6/8$ 规则时, 它们对应的漏相关概率估计分别为 $\hat{P}_c(3/4) = 0.002256$ 、 $\hat{P}_c(6/8) = 0.000102$. 由此可见, 选择 $6/8$ 规则是比较合适的. 这说明 (23) 式可以用来初步确定 L/R 的取值.

5 仿真分析

5.1 仿真模型

为简单起见, 不失一般性, 考虑两个节点, 并假定每个局部节点配有一部 2D 雷达. 仿真分别对 60 和 120 批目标两种环境进行, 目标被模拟为一个在两维平面上变速、存在有意和无意的机动, 具有可以认为在速度上变化的过程噪声. 目标初始位置在指定的区域按正态分布产生, 初速和初始航向分别在 $4 \sim 1200 \text{m/s}$ 和 $0 \sim 2\pi$ 之间均匀分布.

设 (1) 式的目标状态为 $\mathbf{X} = (x, \dot{x}, y, \dot{y})'$, 方程中的状态转移阵和过程噪声分布阵为

$$\Phi(l) = \begin{bmatrix} 1 & T & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & T \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{G}(l) = \begin{bmatrix} T/2 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & T/2 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad (24)$$

其中 T 为采样间隔, 在仿真中取 $T = 4\text{s}$. (3) 式中的测量向量为 $Z = (x, y)'$, 其测量矩阵为

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}. \quad (25)$$

状态方程中的过程噪声被模拟为

$$Q(l) = \begin{bmatrix} q_{11}(l) & 0 \\ 0 & q_{22}(l) \end{bmatrix}, \quad \sqrt{q_{11}(l)} = 5 \times 10^{-2} \dot{x}(l), \quad \sqrt{q_{22}(l)} = 5 \times 10^{-2} \dot{y}(l). \quad (26)$$

设雷达测距和测角误差分别为 $\sigma_{p_1} = 170\text{m}$, $\sigma_{\theta_1} = 1^\circ$, $\sigma_{p_2} = 180\text{m}$, $\sigma_{\theta_2} = 1^\circ$. 各局部节点在直角坐标系中完成航迹滤波. 那么测量误差协方差矩阵为

$$R(l) = \begin{bmatrix} \sigma_x^2(l) & \sigma_{xy}(l) \\ \sigma_{yx}(l) & \sigma_y^2(l) \end{bmatrix}, \quad (27)$$

其中

$$\left. \begin{aligned} \sigma_x^2(l) &= \sigma_p^2 \cos^2 \theta(l) + \rho^2(l) \sigma_\theta^2 \sin^2 \theta(l), \\ \sigma_y^2(l) &= \sigma_p^2 \sin^2 \theta(l) + \rho^2(l) \sigma_\theta^2 \cos^2 \theta(l), \\ \sigma_{xy}(l) &= \sigma_{yx}(l) = [\sigma_p^2 - \rho^2(l) \sigma_\theta^2] \sin \theta(l) \cos \theta(l), \end{aligned} \right\} \quad (28)$$

这里 σ_p, σ_θ 为雷达测距和测角均方根误差, $\rho(k), \theta(k)$ 为目标在 l 时刻的斜距和方位角.

为了使航迹相关算法的性能分析不受局部节点多目标跟踪算法和对过程噪声估计方法的影响, 这里假定局部节点的点迹航迹互联已正确完成. 过程噪声的规律已知, 并通过状态估计速度形成. 传感器的状态估计用 (5)–(9) 式的 Kalman 滤波实现, 其初值为

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{x}(1/1) = z_1(1), \\ \hat{\dot{x}}(1/1) = [z_1(1) - z_1(0)]/T; \end{array} \right\} \left\{ \begin{array}{l} \hat{y}(1/1) = z_2(1), \\ \hat{\dot{y}}(1/1) = [z_2(1) - z_2(0)]/T; \end{array} \right\} \quad (29)$$

$$P(1/1) = \begin{bmatrix} \sigma_x^2(1) & \sigma_x^2(1)/T & \sigma_{xy}(1) & \sigma_{xy}(1)/T \\ \sigma_x^2(1)/T & 2\sigma_x^2(1)/T^2 & \sigma_{xy}(1)/T & 2\sigma_{xy}(1)/T^2 \\ \sigma_{yx}(1) & \sigma_{yx}(1)/T & \sigma_y^2(1) & \sigma_y^2(1)/T \\ \sigma_{yx}(1)/T & 2\sigma_{yx}(1)/T^2 & \sigma_y^2(1)/T & 2\sigma_y^2(1)/T^2 \end{bmatrix}. \quad (30)$$

5.2 仿真结果和分析

仿真分析考虑两种情况: 情况 1 模拟中等密度的目标环境, 开始进入公共区的目标为 60 批; 情况 2 模拟密集目标环境, 开始进入公共区的目标为 120 批. 相关效果的度量考虑三类概率, 即正确相关概率 E_c 、错误相关概率 E_e 、漏相关概率 E_s , 且 $E_c + E_e + E_s = 1$. L/R 选择 6/8 规则.

当随机数种子选为 18 的情况下, 图 1 和图 2 分别给出了情况 1 仿真 50 次时加权法、修正法、独立和相关双门限航迹相关算法的正确和错误相关率曲线. 图 3、4 给出了情况 2 仿真 50 次上述算法的结果.

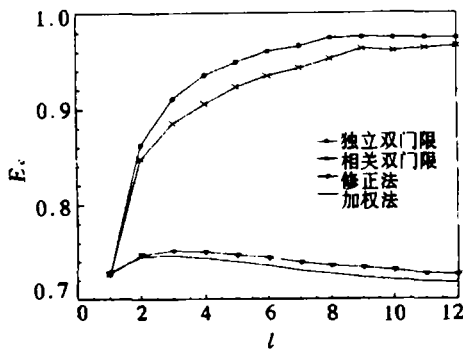


图 1 正确相关率曲线 (情况 1)

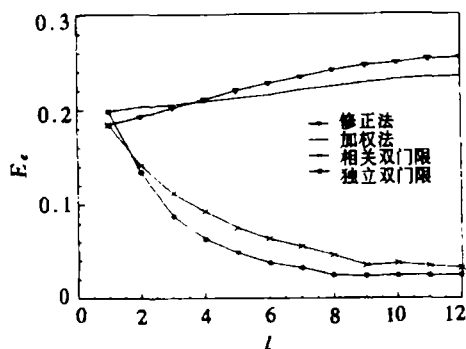


图 2 错误相关率曲线 (情况 1)

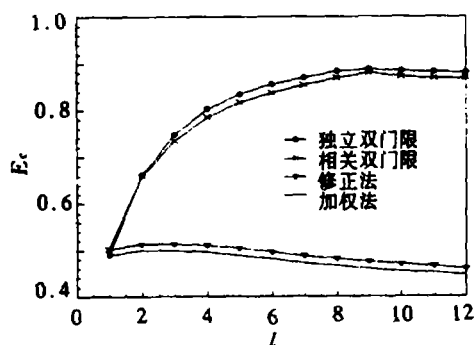


图 3 正确相关率曲线 (情况 2)

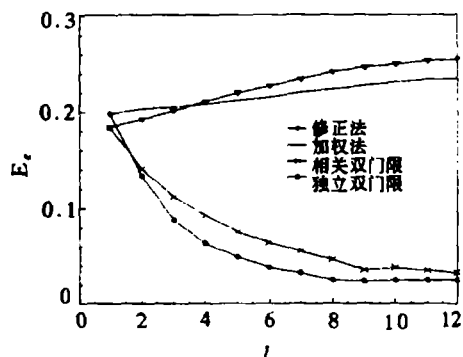


图 4 错误相关率曲线 (情况 2)

由图 1—图 4 的结果容易看出: 加权法与修正法的性能相近, 当过程噪声增大时修正法略优于加权法; 而双门限航迹相关算法却比加权法和修正法的性能获得了明显的改善, 特别是在密集目标环境下, 双门限航迹相关算法的正确相关率比加权法和修正法提高了大约 35%。独立与相关双门限航迹相关算法相比, 独立方法的相关效果略好一些。这些差别从图 3 和图 4 的曲线可以看出。

6 结 论

本文提出了两种双门限航迹相关算法, 并通过仿真把它们与加权法和修正法进行了比较。仿真结果表明, 双门限航迹相关算法的性能明显优于加权和修正法, 特别是在密集目标环境和 / 或在交叉、分岔和机动航迹较多的场合, 它们的差别更大。加权法的性能与修正法的性能相近, 当过程噪声增加时修正法略优于加权法, 但加权法的运算速度比修正法快, 并且存储量也小些。虽然双门限航迹相关算法与加权法、修正法相比计算量和存储量都有所增加, 但它们的正确相关率明显高于后两者, 因而在密集目标环境和 / 或在交叉、分岔和机动航迹较多的场合, 双门限航迹相关算法应该是优先选择的方案。无论是计算速度还是存储量, 独立双门限航迹相关准则比相关双门限航迹相关准则更可取。尽管本文的仿真研究是对同类传感器进行的, 但本文提出的双门限航迹相关思想对不同类传感器 (例如雷达和 ESM 或雷达和光电) 间的航迹相关问题也适用。在仿真中, 航迹滤波选用的是耦合 Kalman 滤波器, 在工程实践中可选用解耦滤波器, 它们的性能相近, 但可进一步提高速度。本文只是研究了用于分布式多传感器数据融合航迹相关的基本算法, 有关融合节点中航迹号管理、相关映射、系统航迹的建立、保持和撤消、数据率不匹配问题的处理和属性参数利用等问题另有专文。

参 考 文 献

- [1] 何 友, 陆大绘, 彭应宁. 多传感器数据融合算法综述. 火力与指挥控制, 1996, 21(1): 13-22.
- [2] 何 友, 彭应宁, 陆大绘. 多传感器数据融合模型综述. 清华大学学报, 1996, 36(9): 14-20.
- [3] 何 友, 谭庆海. 多传感器系统分类研究. 火力与指挥控制, 1988, 13(2): 1-10.
- [4] Bar-Shalom Y, Campo L. The effect of the common process noise on the two-sensor fused track covariance. IEEE Trans. on AES, 1986, AES-22(6): 803-805.
- [5] Singer R A, Kanyuck A T. Computer control of multiple site track data automation. 1971, 7(3): 455-463.
- [6] Bar-Shalom Y, Fortmann T E. Tracking and Data Association. New York: Academic Press, 1988, 266-272.
- [7] Gul E. On the track similarity test in track splitting algorithm. IEEE Trans. on AES, 1994, AES-30(2): 604-606.

- [8] Kosoka M, *et al.* A track correlation algorithm for multisensor intergration. Proc. of the IEEE/AIAA 5th Digital Avionics Systems Conf. USA, 1983, 10.3/1-8.
- [9] 何 友, 谭庆海, 蒋蓉蓉. 多传感器综合系统中的航迹相关算法. 火力与指挥控制, 1989, 14(1): 1-12.
- [10] Bowman C L. Maximum likelihood track correlation for multisensor integration. IEEE 1979, 374-376.
- [11] Chang C B, Youens L C. Measurement correlation for multiple sensor tracking in a dense target environment. IEEE Trans. on AC, 1982, AC-27(6): 1250-1252.
- [12] Levanon N. Radar priciple, New York, John Wiley & Sons. Inc., 1988.
- [13] 何 友, 唐劲松, 王国宏. 多雷达跟踪系统中航迹质量管理的优化. 现代雷达, 1995, 17(1): 14-19.
- [14] 何 友, 唐劲松, 王国宏. 多雷达综合跟踪. 电子科学学刊, 1996, 18(3): 225-229.

BINARY TRACK CORRELATION ALGORITHMS IN A DISTRIBUTED MULTISENSOR DATA FUSION SYSTEM

He You Peng Yingning Lu Dajin Gao Zhiyong*

(Tsinghua University, Beijing 100084)

*(Naval Aeronautical Engineering Academy, Yantai 264001)

Abstract This paper presents two binary track correlation algorithms applying to distributed multisensor data fusion. In the paper, these two binary track correlation criteria are described in detail, and track correlation mass design, multivalency processing methods and miss correlation probability estimation methods are discussed as well. Moreover, they are compared with two classical methods through simulation. The simulation results show that the performance of the two binary track correlation algorithms is much better than that of the classical methods in dense multitarget environments, more cross, split and maneuvering track situations. Under above situations their correct correlation rate is improved about 35 per cent over that of the classical methods.

Key words Data fusion, Track correlation, Multitarget, Multisensor, Radar network

何 友: 男, 1956年生, 教授, 中国电子学会高级会员, 主要研究领域有: 多传感器信息融合、多目标跟踪、雷达自适应检测方法、火炮射表编制及其数据处理等。

陆大绘: 男, 1928年生, 教授, 博士生导师, 中国电子学会会士, 中国电子学会学术委员会副主任, 教育工作委员会副主任, 电子学报副主编, 从事信号与信息处理专业。

彭应宁: 男, 1939年生, 教授, 博士生导师, 从事高速实时数字信号处理的研究, 现在的研究方向集中在: 谱估计、自适应滤波、自适应阵列信号处理、雷达低角跟踪以及神经网络的应用等领域。