

不完全量测下基于后验置信度残差检测的光电跟踪滤波器设计

陈 黎¹, 王中许¹, 汪 渤²

(1. 63961 部队, 北京 100012; 2. 北京理工大学自动化学院, 北京 100081)

摘 要: 不完全量测下残差检测算法的设计是光电跟踪滤波器设计的关键, 算法的正确检测概率直接影响到跟踪滤波器的估计性能. 为了进一步提升传统残差检测算法的正确检测概率, 提出了一种基于后验置信度的残差检测算法. 其主要思想是在传统残差检测算法的基础上首先增加一个检测门限, 对处于两个门限之间的残差, 利用模糊隶属度函数方法进行模糊化, 得到残差的似然概率, 进而结合跟踪系统的先验探测信息, 计算出探测数据的后验置信度, 并根据计算结果对跟踪系统的数据探测情况进行判定. 进一步, 基于后验置信度残差检测算法, 在不完全量测下设计了基于无偏转换量测的光电跟踪滤波器, 并给出了跟踪系统统计意义下的 Cramer-Rao 下界 (CRLB). Monte-Carlo 仿真表明: 基于后验置信度残差检测的光电跟踪滤波器, 与基于传统残差检测的光电跟踪滤波器相比, 估计性能有了进一步提升, 特别是当跟踪系统探测概率较低时, 估计性能提升更加显著, 并且估计误差均方差 (RMSE) 已逼近跟踪系统统计意义下的 CRLB.

关键词: 光电跟踪系统; 不完全量测; 残差检测; 后验置信度; Cramer-Rao 下界

中图分类号: V557 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2012)05-0941-08

电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn> **DOI:** 10.3969/j.issn.0372-2112.2012.05.013

Optic-Electric Tracking System Filter Design Based on Posterior Confidence Residual Test with Intermittent Observations

CHEN Li¹, WANG Zhong-xu¹, WANG Bo²

(1. Unit 63961 PLA, Beijing 100012, China; 2. School of Automation, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

Abstract: A key step of filter design for optic-electric tracking system with intermittent observations is to design residual test algorithm, and test probability of residual test algorithm influence estimate performance of tracking filter directly. A new residual test algorithm based on posterior confidence is presented in order to improve test probability of traditional residual test algorithm. The new algorithm firstly adds a test threshold based on traditional residual test algorithm, and then the residuals between the two thresholds can be fuzzed by means of fuzzy membership function and the likelihood probability of residuals can be obtained, and combined with the prior detection information, the posterior confidence of detection data can be calculated. Therefore the detection situation of tracking system can be determined based on the calculated posterior confidence. Moreover, with intermittent observations, a target tracking filter of unbiased converted measurement is designed based on the proposed residual test algorithm, and the Cramer-Rao low bounds (CRLB) of tracking system is also presented under the statistic significance. Monte-Carlo simulation results show that, with intermittent observations, the estimate performance of the designed target tracking filter can be significantly improved compared with that of traditional ones, when detection probability of tracking system is low, and the Root Mean Square of estimate Error (RMSE) of the designed tracking filter is close to the average of CRLB of the tracking system.

Key words: optic-electric tracking systems; intermittent observations; residual test; posterior confidence; Cramer-Rao low bounds

1 引言

机载光电跟踪系统通常用于测量飞行器在空中的飞行轨迹, 作为飞行器飞行性能的评价. 随着现代技术

的发展, 对飞行器性能提出愈来愈高的要求, 从而也对跟踪飞行器飞行轨迹的光电跟踪系统提出了更高的性能要求. 目前, 光电跟踪系统中的测量值是球坐标下的斜距离, 俯仰角和偏航角, 而目标运动模型的描述是

在笛卡儿坐标系中进行的.对于这类混合坐标系下的估计问题通常采用不敏卡尔曼滤波(UKF)^[1],或者无偏转换量测卡尔曼滤波(UCMKF)^[2].跟踪系统估计性能评价往往与理想最优性能的下界进行比较.在二阶误差性能指标意义下,最优估计误差均方差可以用 Cramer-Rao 下界(CRLB)表示^[3].

在实际跟踪过程中,由于可能存在的浮云等障碍物遮挡、雾气等外部气象条件干扰、激光等探测设备探测能力受限、探测设备故障以及高噪声工作环境等因素,使得跟踪系统数据探测通道常常发生数据丢失现象,即存在不完全量测现象,包括漏测、错测以及通信大延迟.因此在跟踪系统的探测序列中会随机地出现一些异常数据,这些异常数据将严重影响滤波器的估计性能.如何有效地检测并剔除这些异常数据是跟踪滤波器设计的关键^[4].

跟踪系统探测通道的实际探测情况往往利用滤波器残差序列及其统计特性进行检测评判.目前检测的方法主要有以下两类:一类是根据残差大小及其统计特性,通过设置检测门限对跟踪系统探测通道的实际探测情况进行评判.常用的方法有基于残差高斯白噪声假定的 χ^2 检验法^[5,6],以及增加了时间窗口的固定滑窗与衰减记忆 χ^2 残差检测法^[7].检测门限的设置准则包括,罗曼诺夫斯基(Romanovsky)准则^[8]、格拉布斯(Grubbs)准则^[8,9]、狄克松(Dixon)准则^[10]、肖维勒(Chauvenet)准则^[10]以及莱特准则(3σ 准则)^[7,11]等,其中除了莱特准则外,其它准则都需要预判量测数据的统计特性,在噪声均值、协方差以及高阶矩信息事先无法得知的情况下,实用性受到限制.检测门限设置过小,检测结果弃真的概率就很大;相反,检测门限设置过大,检测结果存伪的概率就很大.2004年,文献[12]通过对残差特性的分析来判断量测数据中是否存在异常数据.若确定存在异常数据,不是简单地将其剔除,而是通过对状态估计的重新构造,在残差上加权一个活化函数,既保证了残差原有的统计特性,同时也消除了异常数据带来的影响.2009年,文献[13]提出了一种基于状态递推器的改进型 χ^2 检测法,该方法通过构造一个状态递推器,利用每隔一定时间的系统估计值作为递推的先验信息进行时间更新,而不进行量测更新,从而避免了异常量测数据对检测算法的干扰.其它的检测方法还有似然比检验法和“稳健-似然比”检测技术等^[14~16],这几种方法大大提高了残差检测的正确概率,但均是针对量测数据的事后处理或者准实时处理的,不具备实时处理的能力.另一类是利用某种信息处理和特征提取方法,对跟踪系统探测通道的实际探测情况进行评判.常用的方法有小波变换方法^[17,18]、神经网络方法^[19]以及基于时间序列特征提取方法^[20]等.这类检测

方法虽然适应性较强,但是算法复杂,造成系统的额外负担,不便于在线工作.

为了进一步提高跟踪系统在线残差检测的正确概率,在传统滑窗残差检测方法的基础上,提出了一种基于后验置信度的残差检测算法.其主要思想是在传统残差检测方法的基础上首先增加一个检测门限,对处于两个门限之间的残差利用模糊隶属度函数方法进行模糊化得到残差的似然概率,进而结合跟踪系统的先验探测信息计算出探测数据的后验置信度,并根据计算结果对跟踪系统的探测情况进行判定,从而提高了滤波器残差检测的正确概率.进一步,基于后验置信度残差检测算法,在不完全量测下设计了基于无偏转换量测卡尔曼滤波(UCMKF)算法的光电跟踪滤波器,并给出了光电跟踪系统统计意义下的 CRLB.

2 不完全量测下的光电跟踪系统

光电跟踪系统一般通过测量目标的斜距离 r_k^m 、俯仰角 φ_k^m 和偏航角 θ_k^m 来获取目标运动参数,在球坐标和笛卡儿坐标组成的混合坐标系下系统方程可描述为^[2]

$$\mathbf{X}_k = \mathbf{F}_k \mathbf{X}_{k-1} + \mathbf{W}_k \quad (1)$$

$$\mathbf{Z}_k^m = \mathbf{h}(\mathbf{X}_k) + \mathbf{V}_k^m$$

其中 $\mathbf{X}_k \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ 是 k 时刻的目标状态, $\mathbf{F}_k \in \mathbb{R}^{n \times n}$ 是状态转移矩阵, $\mathbf{W}_k \in \mathbb{R}^{n \times 1}$ 是零均值协方差为 \mathbf{Q}_k 的高斯白噪声, $\mathbf{Z}_k^m \in \mathbb{R}^{m \times 1}$ 是 k 时刻的量测值, $\mathbf{V}_k^m \in \mathbb{R}^{m \times 1}$ 是零均值协方差为 \mathbf{R}_k^m 的高斯白噪声.目标初始状态误差 $\tilde{\mathbf{X}}_0$ 、目标运动噪声 \mathbf{W}_k 以及跟踪系统量测噪声 \mathbf{V}_k^m 之间互不相关.

用 d_k 表示跟踪系统 k 时刻是否探测到数据,即 $d_k = \begin{cases} 1, & \text{探测到数据} \\ 0, & \text{丢失数据} \end{cases}$, d_k 服从 Bernoulli 分布,其概率分布为 $p\{d_k = 1\} = \lambda$, $p\{d_k = 0\} = 1 - \lambda$.量测噪声 \mathbf{V}_k^m 与 d_k 满足^[21].

$$p(\mathbf{V}_k^m | d_k) \sim \begin{cases} N(0, \mathbf{R}_k^m), & d_k = 1 \\ N(0, \sigma^2 \mathbf{I}), & d_k = 0 \end{cases} \quad (2)$$

当跟踪系统丢失数据时,取 $\sigma^2 \rightarrow \infty$.

3 基于后验置信度的残差检测算法

跟踪系统探测通道的实际探测情况 d_k 往往利用滤波器残差序列及其统计特性进行检测评判.常用的方法是基于固定滑窗或者衰减记忆的残差检测法.若跟踪滤波器 k 时刻的残差 $\tilde{\mathbf{r}}_k \in \mathbb{R}^{m \times 1}$ 服从零均值协方差为 \mathbf{S}_k 的高斯分布,记为 $\tilde{\mathbf{r}}_k \sim N(0, \mathbf{S}_k)$,则归一化的残差平方可表示为

$$\xi_{\tilde{\mathbf{r}}_k}^p = (\tilde{\mathbf{r}}_k)^T \mathbf{S}_k^{-1} \tilde{\mathbf{r}}_k \quad (3)$$

并且 $\xi_{r_k}^n$ 服从自由度为 m 的 χ_m^2 分布, 记为 $\xi_{r_k}^n \sim \chi_m^2$. 对 $\xi_{r_k}^s$ 分别进行固定窗口滑动平均或者指数衰减平均有

$$\xi_{r_k}^s = \sum_{i=k-s+1}^k \xi_{r_i}^n, \quad \xi_{r_k}^\alpha = \alpha \xi_{r_{k-1}}^\alpha + \xi_{r_k}^n \quad (4)$$

式中 s 表示窗口大小, $0 \leq \alpha \leq 1$ 表示衰减因子, 并且 $\xi_{r_k}^s \sim \chi_{sm}^2$, $\xi_{r_k}^\alpha \sim \chi_{1-\alpha}^2$.

因此, 跟踪系统探测通道的实际探测情况 d_k 可以根据 $\xi_{r_k}^s$ 或者 $\xi_{r_k}^\alpha$ 及其统计特性进行检测评判, 检查结果用 \bar{d}_k 表示, 下面以 $\xi_{r_k}^s$ 为例进行说明.

以 $\xi_{r_k}^s$ 的自由度 n_s 为中心设定一检测门限 r_1 , 若 $|\xi_{r_k}^s - n_s| \leq r_1$, 则 $\bar{d}_k = 1$; 若 $|\xi_{r_k}^s - n_s| > r_1$, 则 $\bar{d}_k = 0$. 如果 r_1 选择过小, 那么检测结果的弃真概率 $P(\bar{d}_k = 0 | d_k = 1)$ 过大; 如果 r_1 选择过大, 那么检测结果的存伪概率 $P(\bar{d}_k = 1 | d_k = 0)$ 过大.

令

$$\begin{aligned} f_p(r_1) &\triangleq P(\bar{d}_k = 0, d_k = 1) + P(\bar{d}_k = 1, d_k = 0) \\ &= P(d_k = 1) \cdot P(\bar{d}_k = 0 | d_k = 1) + P(d_k = 0) \\ &\quad \cdot P(\bar{d}_k = 1 | d_k = 0) \end{aligned} \quad (5)$$

则 $r_{1,opt} \triangleq \arg \min f_p(r_1)$ 为最优检测门限. 但是由于概率密度函数 $p(\xi_{r_k}^s | d_k = 0)$ 往往未知, 所以无法计算检测结果的存伪概率 $P(\bar{d}_k = 1 | d_k = 0)$, 进而在跟踪过程中无法利用最优门限 $r_{1,opt}$ 进行残差检测. 因此如何充分利用 $\xi_{r_k}^s$ 和 d_k 的统计特性进行检测门限的设置以提高检测结果的正确概率, 即减小 $f_p(r_1)$, 是以下要讨论的问题.

在传统滑窗检测方法的基础上首先增加一个检测门限 r_2 ($r_1 < r_2$), 两个检测门限的中心均为 n_s , 检测半径的大小依据 $\xi_{r_k}^s$ 的统计特性来设置. 当 $|\xi_{r_k}^s - n_s| \leq r_1$ 时, 有 $\bar{d}_k = 1$. 由于 r_1 较小, 此时检测结果 $\bar{d}_k = 1$ 的存伪概率 $P(\bar{d}_k = 1 | d_k = 0)$ 很小.

当 $|\xi_{r_k}^s - n_s| \geq r_2$ 时, 有 $\bar{d}_k = 0$. 由于 r_2 较大, 此时检测结果 $\bar{d}_k = 0$ 的弃真概率 $P(\bar{d}_k = 0 | d_k = 1)$ 也很小.

当 $r_1 < |\xi_{r_k}^s - n_s| < r_2$ 时, 由于检测结果存伪和弃真的概率都比较大, 因此考虑在 $\xi_{r_k}^s$ 已有统计特性的基础上, 综合跟踪系统数据探测情况的先验概率 $P(d_k = 1) = \lambda$ 来进行残差检测.

同时由模糊集合理论可知, 论域 X 上的模糊集合 \tilde{S} 由隶属函数 $\mu_{\tilde{S}}(x)$ 来表征, $\mu_{\tilde{S}}(x)$ 在实轴的闭区间 $[0, 1]$ 上取值, $\mu_{\tilde{S}}(x)$ 的值表示 X 中的元素 x 隶属于模糊集合 \tilde{S} 的程度. 当 $d_k = 1$ 时, 考虑由滤波器当前时刻所有可能出现的检测残差 $\xi_{r_k}^s$ 组成的模糊集合 \tilde{S}_ξ . 根据 $\xi_{r_k}^s$ 的统计特性设置集合 \tilde{S}_ξ 的隶属度函数 $\mu_{\tilde{S}_\xi}(\xi_{r_k}^s)$ 如下,

$$\mu_{\tilde{S}_\xi}(\xi_{r_k}^s) = \begin{cases} 1, & |\xi_{r_k}^s - n_s| \leq r_1 \\ -\frac{1}{r_2 - r_1} (|\xi_{r_k}^s - n_s| - r_2), & r_1 < |\xi_{r_k}^s - n_s| < r_2 \\ 0, & |\xi_{r_k}^s - n_s| \geq r_2 \end{cases} \quad (6)$$

由式(6)可以看出, 滤波器当前时刻的检测残差 $\xi_{r_k}^s$ 隶属于模糊集合 \tilde{S}_ξ 的程度为 $\mu_{\tilde{S}_\xi}(\xi_{r_k}^s)$, 即当 $d_k = 1$ 时 $\xi_{r_k}^s$ 可信的似然概率 $P(\xi_{r_k}^s | d_k = 1) = \mu_{\tilde{S}_\xi}(\xi_{r_k}^s)$.

根据 Bayes 概率公式, 进一步得到 $d_k = 1$ 可信的后验概率如下,

$$\begin{aligned} P(d_k = 1 | \xi_{r_k}^s) &= \frac{P(d_k = 1) P(\xi_{r_k}^s | d_k = 1)}{P(d_k = 1) P(\xi_{r_k}^s | d_k = 1) + P(d_k = 0) P(\xi_{r_k}^s | d_k = 0)} \\ &= \frac{\lambda \cdot \mu_{\tilde{S}_\xi}(\xi_{r_k}^s)}{\lambda \cdot \mu_{\tilde{S}_\xi}(\xi_{r_k}^s) + (1 - \lambda) \cdot [1 - \mu_{\tilde{S}_\xi}(\xi_{r_k}^s)]} \end{aligned} \quad (7)$$

对 $d_k = 1$ 的后验置信度 $P(d_k = 1 | \xi_{r_k}^s)$ 设置一检测门限 P_r , 其大小可依据 $\xi_{r_k}^s$ 和 d_k 的统计特性确定. 若 $P(d_k = 1 | \xi_{r_k}^s) \geq P_r$, 则 $\bar{d}_k = 1$; 若 $P(d_k = 1 | \xi_{r_k}^s) < P_r$, 则 $\bar{d}_k = 0$.

基于后验置信度的残差检测算法流程图如图 1 所示.

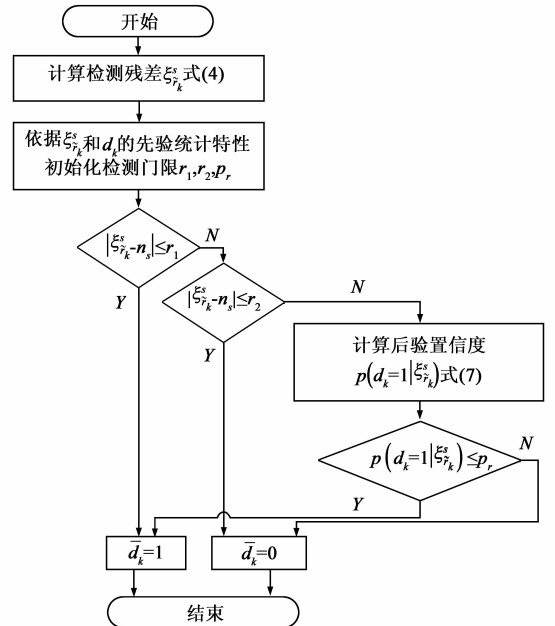


图1 基于后验置信度的残差检测算法流程图

从图 1 可以看出, 基于后验置信度的残差检测算法相比传统基于滑窗的残差检测算法, 先后增加了两个检测门限 r_2 和 P_r , 并且充分利用 $\xi_{r_k}^s$ 和 d_k 统计特性, 采用模糊隶属度函数方法和 Bayes 概率公式, 给出了 $d_k =$

1 可信的后验概率,进而从检测结构以及先验信息的充分挖掘这两方面确保了残差检测正确概率的提升.正是由于检测结构的改变,使得残差检测过程物理概念更明确,层次更清晰,门限设置更灵活.其中门限 r_2 往往满足 $r_2 > r_1$, P_r 可依据 ξ_k^s 和 d_k 的统计特性确定.如果设置门限 $r_1 = r_2$,那么基于后验置信度的残差检测算法即退化为传统基于滑窗的残差检测算法.下面将在不完全量测下,利用基于后验置信度的残差检测算法,对光电跟踪系统进行滤波器设计.

4 不完全量测下基于 UCMKF 算法的光电跟踪滤波器

考虑由式(1)组成的光电跟踪系统,将跟踪系统在球坐标系中的量测通过修正的测量转换变换到笛卡尔坐标系中有^[2]

$$\begin{aligned} x_k^{m,c} &= \lambda_\varphi^{-1} \lambda_\theta^{-1} r_k^m \cos \varphi_k^m \cos \theta_k^m = x_k + \tilde{x}_k^{m,c} \\ y_k^{m,c} &= \lambda_\varphi^{-1} \lambda_\theta^{-1} r_k^m \cos \varphi_k^m \sin \theta_k^m = y_k + \tilde{y}_k^{m,c} \\ z_k^{m,c} &= \lambda_\varphi^{-1} r_k^m \sin \varphi_k^m = z_k + \tilde{z}_k^{m,c} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $\lambda_\varphi = e^{-\sigma_\varphi^2/2}$, $\lambda_\theta = e^{-\sigma_\theta^2/2}$, \tilde{x}_k^c , \tilde{y}_k^c 和 \tilde{z}_k^c 分别为笛卡儿坐标系中 x 、 y 和 z 三个方向上的位置转换测量误差.经过坐标变换,跟踪系统的测量方程可整理为,

$$\mathbf{Z}_k^{m,c} = \mathbf{H}\mathbf{X}_k + \mathbf{V}_k^{m,c} \quad (9)$$

其中, $\mathbf{Z}_k^{m,c} = [x_k^{m,c}, y_k^{m,c}, h_k^{m,c}]^T$, $\mathbf{H} = [\mathbf{I}_{3 \times 3} \quad \mathbf{0}_{3 \times (n-3)}]$, $\mathbf{V}_k^{m,c} = [\tilde{x}_k^{m,c}, \tilde{y}_k^{m,c}, \tilde{z}_k^{m,c}]^T$.

如果目标在 $k-1$ 时刻的状态估计为 $\mathbf{X}_{k-1|k-1}$, 相应的估计误差协方差为 $\mathbf{P}_{k-1|k-1}$, 则目标在 k 时刻的运动状态可用如下滤波器进行递推估计

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_{k|k-1} &= \mathbf{F}_k \mathbf{X}_{k-1|k-1} \\ \mathbf{P}_{k|k-1} &= \mathbf{F}_k \mathbf{P}_{k-1|k-1} \mathbf{F}_k^T + \mathbf{Q}_k \\ \mathbf{X}_{k|k} &= \mathbf{X}_{k|k-1} + \mathbf{K}_k \tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c} \\ \mathbf{P}_{k|k} &= \mathbf{P}_{k|k-1} - \mathbf{K}_k \mathbf{S}_k^{m,c} \mathbf{K}_k^T \\ \mathbf{K}_k &= \mathbf{P}_{k|k-1} \mathbf{H}^T (\mathbf{S}_k^{m,c})^{-1} \\ \tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c} &= \mathbf{Z}_k^{m,c} - \mathbf{H}\mathbf{X}_{k|k-1} \\ \mathbf{S}_k^{m,c} &= \mathbf{H}\mathbf{P}_{k|k-1} \mathbf{H}^T + \mathbf{R}_k^{m,c} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, $\mathbf{R}_k^{m,c} = \text{cov}[\mathbf{V}_k^{m,c}]$, 解析表达式见文献[2].

定义残差 $\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c}$ 的实测协方差为,

$$\mathbf{C}_{\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c}} \triangleq \frac{1}{M} \sum_{i=k-M+1}^k \tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c} \cdot (\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c})^T \quad (11)$$

式中, $\mathbf{C}_{\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c}}$ 为对最新的 M 个残差向量协方差求均值, M 可由经验根据具体情况选定.定义残差 $\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c}$ 的实测协方差 $\mathbf{C}_{\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c}}$ 与理论协方差 $\mathbf{S}_k^{m,c}$ 的迹之比为,

$$q_k \triangleq \frac{\text{tr} \mathbf{C}_{\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c}}}{\text{tr} \mathbf{S}_k^{m,c}} \quad (12)$$

在完全量测条件下, q_k 在 1 附近. 在其它条件不变的情形下, 如果跟踪系统发生不完全量测, 则 $\mathbf{C}_{\tilde{\mathbf{Z}}_{k|k-1}^{m,c}}$ 增大, 进而 $q_k > 1$. 这里设定两个跟踪门限 $r_1, r_2 (r_1 < r_2)$, 门限大小可由经验根据具体情况选定. 如果 $q_k \leq r_1$, 则认为当前时刻的量测数据可信, $\bar{d}_k = 1$; 如果 $q_k \geq r_2$, 则认为发生了不完全量测, 当前时刻的量测数据不可信, $\bar{d}_k = 0$; 如果 $r_1 < q_k < r_2$, 则根据模糊隶属度函数方法设定量测数据的置信度函数. 置信度函数如图 2 所示, 用于对输入 q_k 进行模糊化. 这里选取 $r_1 = 2, r_2 = 10$. 置信度 μ 随 q_k 变化在 $[0, 1]$ 区间线性变化. 当 q_k 靠近 r_1 时, 量测数据的置信度高; 当 q_k 靠近 r_2 时, 量测数据的置信度低.

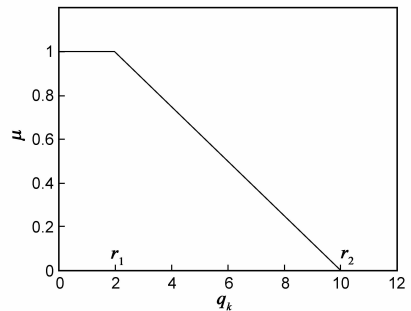


图2 量测数据的置信度函数

记量测数据可信为 N , 则当量测数据可信时 q_k 的似然概率 $P(q_k | N) = \mu$, 同时考虑到量测数据可信的先验概率为 $P(N) = \lambda$, 根据 Bayes 概率公式, 量测数据可信的后验概率 $P(N | q_k)$ 计算如下,

$$\begin{aligned} P(N | q_k) &= \frac{P(N)P(q_k | N)}{P(N)P(q_k | N) + P(\bar{N})P(q_k | \bar{N})} \\ &= \frac{\lambda \cdot \mu}{\lambda \cdot \mu + (1 - \lambda) \cdot (1 - \mu)} \end{aligned} \quad (13)$$

式中, \bar{N} 表示量测数据不可信.

设定量测数据可信的门限概率为 P_r , 如果 $P(N | q_k) \geq P_r$, 则认为当前时刻的量测数据可信, $\bar{d}_k = 1$; 如果 $P(N | q_k) < P_r$, 则认为发生了不完全量测, 当前时刻的量测数据不可信, $\bar{d}_k = 0$.

跟踪系统 k 时刻数据探测情况的检测结果 \bar{d}_k 与滤波器残差的实测协方差与理论协方差的迹之比 q_k 的关系如表 1 所示.

表 1 \bar{d}_k 与 q_k 的关系

q_k	\bar{d}_k
$q_k \leq r_1$	$\bar{d}_k = 1$
$q_k \geq r_2$	$\bar{d}_k = 0$
$r_1 < q_k < r_2$ $P(N q_k) \geq P_r$	$\bar{d}_k = 1$
$r_1 < q_k < r_2$ $P(N q_k) < P_r$	$\bar{d}_k = 0$

进一步考虑到量测噪声 \mathbf{V}_k^m 与 d_k 的关系式(2), 不完全量测下基于 UCMKF 算法的光电跟踪滤波器如下式所示,

$$\begin{aligned}
\mathbf{X}_{k|k-1} &= \mathbf{F}_k \mathbf{X}_{k-1|k-1} \\
\mathbf{P}_{k|k-1} &= \mathbf{F}_k \mathbf{P}_{k-1|k-1} \mathbf{F}_k^T + \mathbf{Q}_k \\
\mathbf{X}_k &= \mathbf{X}_{k|k-1} + \mathbf{K}_k (\mathbf{Z}_k^{m,c} - \mathbf{H} \mathbf{X}_{k|k-1}) \\
\mathbf{P}_k &= \mathbf{P}_{k|k-1} - \mathbf{K}_k \mathbf{S}_k^{m,c} \mathbf{K}_k^T \\
\mathbf{S}_k^{m,c} &= \mathbf{H} \mathbf{P}_{k|k-1} \mathbf{H}^T + \mathbf{R}_k^{m,c} \\
\mathbf{K}_k &= \bar{\mathbf{d}}_k \mathbf{P}_{k|k-1} \mathbf{H}^T (\mathbf{S}_k^{m,c})^{-1}
\end{aligned} \quad (14)$$

5 不完全量测下光电跟踪系统的 CRLB

关于目标状态估计性能的评估, Van Trees 提出的 CRLB 是被广泛采用的性能指标, 它给出了滤波器估计误差协方差的理论下界. 考虑由式(1)组成的光电跟踪系统, 跟踪系统的 CRLB 可表示为^[3]

$$\mathbf{J}_k = \mathbf{D}_k^{22} - \mathbf{D}_k^{21} (\mathbf{J}_{k-1} + \mathbf{D}_k^{11})^{-1} \mathbf{D}_k^{12} \quad (15)$$

式中,

$$\begin{aligned}
\mathbf{D}_k^{11} &= \mathbf{F}_k^T \mathbf{Q}_k^{-1} \mathbf{F}_k, \mathbf{D}_k^{12} = -\mathbf{F}_k^T \mathbf{Q}_k^{-1}, \mathbf{D}_k^{21} = -\mathbf{Q}_k^{-1} \mathbf{F}_k, \\
\mathbf{D}_k^{22} &= \mathbf{Q}_k^{-1} + \mathbf{E}[(\mathbf{H}_k)^T (\mathbf{R}_k^m)^{-1} \mathbf{H}_k]
\end{aligned} \quad (16)$$

将式(16)代入式(15), 有

$$\mathbf{J}_k = \mathbf{E}[(\mathbf{H}_k)^T (\mathbf{R}_k^m)^{-1} \mathbf{H}_k] + (\mathbf{Q}_k + \mathbf{F}_k \mathbf{J}_{k-1}^{-1} \mathbf{F}_k^T)^{-1} \quad (17)$$

式中 $\mathbf{H}_k = \left[\frac{\partial \mathbf{h}^T(\mathbf{X}_k)}{\partial \mathbf{X}_k} \right]^T \Big|_{\mathbf{X}_k}$, 与目标的运动状态有关. 虽然在过程噪声存在的条件下, 目标运动状态是随机的, 式(17)的计算需要借助后验 Monte-Carlo 方法, 但是光电跟踪系统在典型环境下的标准测试航路往往已知, 因此可以利用标准测试航路的先验统计信息(比如航路位置均值 $\bar{x}_k, \bar{y}_k, \bar{z}_k$), 对光电跟踪系统的最优估计性能进行验前评估. 此时, 式(17)中的 $\mathbf{E}[(\mathbf{H}_k)^T (\mathbf{R}_k^m)^{-1} \mathbf{H}_k]$ 可以利用 (x_k, y_k, z_k) 的一二阶矩并借助 UT(Unscented Transformation)变换方法计算得到.

在不完全量测下, 数据存在随机丢失现象, 在 k 时刻, 所有可能的探测/丢失序列共有 2^k 个, 设其中第 l 个序列为:

$$\mathbf{Y}_k^l: d_1^l, d_2^l, \dots, d_k^l, \quad l = 1, 2, \dots, 2^k \quad (18)$$

由 d_k^l 的统计特性可知, 探测/丢失序列 \mathbf{Y}_k^l 的概率为,

$$p\{\mathbf{Y}_k^l\} = \prod_{i=1}^k p\{d_i = d_i^l\} = \prod_{i=1}^k [\lambda^{d_i^l} + (1-d_i^l)(1-\lambda)] \quad (19)$$

考虑序列 \mathbf{Y}_k^l 的 CRLB, 根据式(2)和式(17):

当 $d_k^l = 1$ 时,

$$\mathbf{J}_k^l = \mathbf{E}[(\mathbf{H}_k)^T (\mathbf{R}_k^m)^{-1} \mathbf{H}_k] + [\mathbf{Q}_k + \mathbf{F}_k (\mathbf{J}_{k-1}^l)^{-1} \mathbf{F}_k^T]^{-1};$$

当 $d_k^l = 0$ 时,

$$\mathbf{J}_k^l = [\mathbf{Q}_k + \mathbf{F}_k (\mathbf{J}_{k-1}^l)^{-1} \mathbf{F}_k^T]^{-1}.$$

因此序列 \mathbf{Y}_k^l 的 CRLB 如下所示,

$$(\mathbf{C}_k^l)^{-1} \triangleq \mathbf{J}_k^l = d_k^l \mathbf{f}_H^l(\bar{\mathbf{X}}_k^l) + [\mathbf{Q}_k + \mathbf{F}_k (\mathbf{J}_{k-1}^l)^{-1} \mathbf{F}_k^T]^{-1} \quad (20)$$

进一步利用枚举法(ENUM)可得不完全量测下光电跟踪系统的 CRLB 为,

$$\begin{aligned}
&\mathbf{C}_k^{-1}(\text{ENUM}) \\
&\triangleq \mathbf{J}_k(\text{ENUM}) \\
&= \mathbf{E}\{\mathbf{J}_k^l\} \\
&= \sum_{l=1}^{2^k} \mathbf{J}_k^l \times p\{\mathbf{Y}_k^l\} \\
&= \sum_{l=1}^{2^k} \{d_k^l \mathbf{f}_H^l(\bar{\mathbf{X}}_k^l) + [\mathbf{Q}_k + \mathbf{F}_k (\mathbf{J}_{k-1}^l)^{-1} \mathbf{F}_k^T]^{-1}\} \\
&\quad \cdot \prod_{i=1}^k [d_i^l \lambda + (1-d_i^l)(1-\lambda)]
\end{aligned} \quad (21)$$

6 仿真结果与分析

首先对基于后验置信度的残差检测算法与传统残差检测算法进行仿真比较. 考虑 k 时刻跟踪系统滤波器残差 \tilde{r}_k 服从如下分布,

$$\tilde{r}_k \sim \begin{cases} N(0, S_k), & d_k = 1 \\ N(12, S_k), & d_k = 0 \end{cases}, S_k = 9, \quad P(d_k = 1) = 0.5$$

则, 最优检测门限 $r_{1, opt} = \arg \min_p(r_1) = 6$, 此时残差检测的正确概率为 $1 - f_p(r_{1, opt}) = 97.7\%$; 传统残差检测算法, 往往取检测门限 $r_{1, tra} = 3\sqrt{S_k} = 9$, 此时残差检测的正确概率为 $1 - f_p(r_{1, tra}) = 92.0\%$; 基于后验置信度残差检测算法(量测数据的置信度函数由图 2 计算), 残差检测的正确概率与检测门限 r_1, r_2, P_r 的关系如表 2 所示.

表 2 残差检测的正确概率与检测门限 r_1, r_2, P_r 的关系

r_1, r_2, P_r	残差检测的正确概率
$r_1 = \sqrt{S_k} = 3, r_2 = 5\sqrt{S_k} = 15, P_r = 0.4$	96.8%
$r_1 = \sqrt{S_k} = 3, r_2 = 5\sqrt{S_k} = 15, P_r = 0.5$	97.7%
$r_1 = \sqrt{S_k} = 3, r_2 = 5\sqrt{S_k} = 15, P_r = 0.6$	96.8%
$r_1 = r_2 = 3\sqrt{S_k} = 9$	92.0%

从表 2 可以看出基于后验置信度残差检测算法残差检测的正确概率, 相比于传统残差检测算法残差检测的正确概率有了进一步的提高. 若检测门限设置合理, 基于后验置信度残差检测算法残差检测的正确概率可以达到最优检测门限对应的最高正确概率. 若取检测门限 $r_1 = r_2$, 基于后验置信度残差检测算法则退化为传统残差检测算法.

下面将用典型环境下的两种标准测试航路, 对基于传统滑窗残差检测的跟踪滤波器(SW-UCMKF 滤波器)以及基于后验置信度残差检测的跟踪滤波器(PC-UCMKF 滤波器)的估计性能进行 Monte-Carlo 仿真比较.

光电跟踪系统数据量测精度为： $\sigma_r = 5\text{m}$, $\sigma_\theta = 0.3\text{deg}$, $\sigma_\varphi = 0.3\text{deg}$; 数据探测概率： $0.5 \leq \lambda \leq 1$.

考虑到式(21)采用枚举法计算 C_k , 计算量随采样时间 k 成指数增长, 仿真时借鉴文献[22]提出的信息缩减因子法(IRF)来近似递推计算 C_k ,

$$\begin{aligned} & C_k^{-1}(\text{ENUM}) \\ & \triangleq J_k(\text{ENUM}) \\ & = E\{J_k^I\} \\ & = \lambda f_H(\bar{X}_k^p) + E[\mathbf{Q}_k + \mathbf{F}_k(\mathbf{J}_{k-1}^I)^{-1} \mathbf{F}_k^T]^{-1} \\ & \leq \lambda f_H(\bar{X}_k^p) + \mathbf{Q}_k + \{\mathbf{F}_k[E(\mathbf{J}_{k-1}^I)]\}^{-1} \mathbf{F}_k^T\}^{-1} \\ & \leq \lambda f_H(\bar{X}_k^p) + \mathbf{Q}_k + \{\mathbf{F}_k[\mathbf{J}_{k-1}(\text{IRF})]^{-1} \mathbf{F}_k^T\}^{-1} \\ & = \mathbf{J}_k(\text{IRF}) \triangleq C_k^{-1}(\text{IRF}) \end{aligned}$$

PC-UCMKF 滤波器残差检测门限： $r_1 = 1, r_2 = 10, P_r = \lambda$;
SW-UCMKF 滤波器残差检测门限： $r = 3$.

(1) 标准测试航路 1:

匀速圆周航路: 航高 3000m, 运动半径 5000m, 运动角速度 0.05rad/s . $\mathbf{X}_0 = [0, -250, 0, 5000, 0, -12.5, 3000, 0, 0]^T$, 仿真结果见图 3 ~ 图 5 和表 3 ~ 表 4.

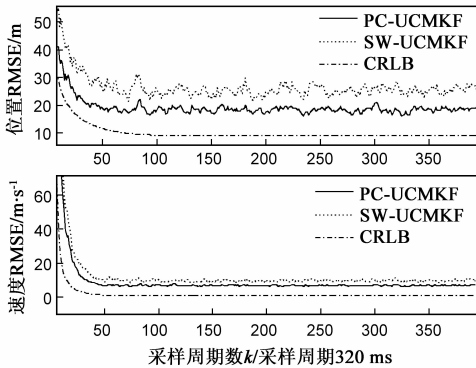


图3 探测概率 $\lambda=0.9$ 时跟踪滤波器位置与速度RMSE以及跟踪系统CRLB比较

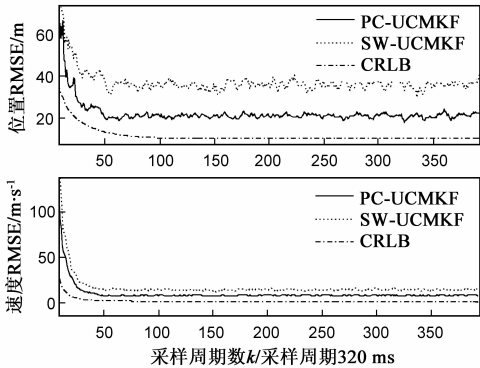


图4 探测概率 $\lambda=0.7$ 时跟踪滤波器位置与速度RMSE以及跟踪系统CRLB比较

(2) 标准测试航路 2:

俯冲航路: 航高 5000m ~ 3000m, 纵向加速度 10m/s^2 , 水平速度 100m/s , 航捷 500m. $\mathbf{X}_0 = [5000, -100, 0, 500, 0, 0, 5000, 0, -10]^T$, 仿真结果见图 6 ~ 图 8 和表 5

~ 表 6.

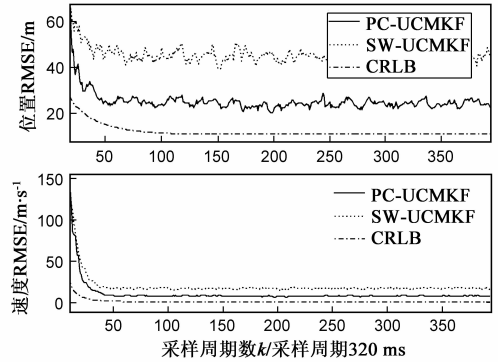


图5 探测概率 $\lambda=0.5$ 时跟踪滤波器位置与速度RMSE以及跟踪系统CRLB比较

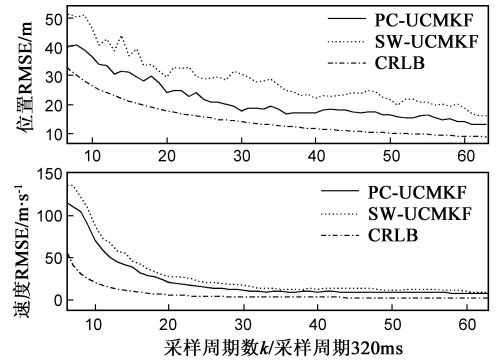


图6 探测概率 $\lambda=0.9$ 时跟踪滤波器位置与速度RMSE以及跟踪系统CRLB比较

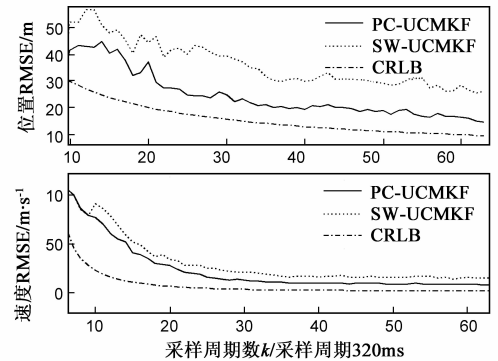


图7 探测概率 $\lambda=0.7$ 时跟踪滤波器位置与速度RMSE以及跟踪系统CRLB比较

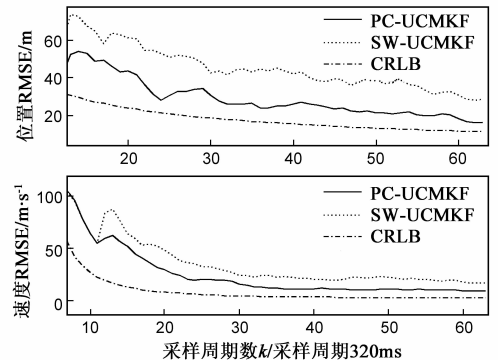


图8 探测概率 $\lambda=0.5$ 时跟踪滤波器位置与速度RMSE以及跟踪系统CRLB比较

表 3 跟踪滤波器位置与速度稳态 RMSE 以及跟踪系统稳态 CRLB 比较

RMSE λ	PC-UCMKF		SW- UCMKF		CRLB	
	位置 (m)	速度 (m/s)	位置 (m)	速度 (m/s)	位置 (m)	速度 (m/s)
$\lambda = 0.9$	20.0	7.6	28.0	10.7	9.0	1.0
$\lambda = 0.7$	22.2	8.0	38.3	13.8	9.9	1.2
$\lambda = 0.5$	28.2	9.2	54.7	19.4	12.2	1.8

表 4 跟踪滤波器收敛时间比较

	$\lambda = 0.9$	$\lambda = 0.7$	$\lambda = 0.5$
PC- UCMKF	7s	7s	8s
SW- UCMKF	8s	8s	9s

表 5 跟踪滤波器位置与速度稳态 RMSE 以及跟踪系统稳态 CRLB 比较

RMSE λ	PC-UCMKF		SW- UCMKF		CRLB	
	位置 (m)	速度 (m/s)	位置 (m)	速度 (m/s)	位置 (m)	速度 (m/s)
$\lambda = 0.9$	12.8	7.5	16.0	9.3	8.6	2.2
$\lambda = 0.7$	14.8	8.5	26.1	15.1	9.5	2.3
$\lambda = 0.5$	17.9	10.2	32.6	19.7	11.0	2.6

表 6 跟踪滤波器收敛时间比较

	$\lambda = 0.9$	$\lambda = 0.7$	$\lambda = 0.5$
PC-UCMKF	6s	6s	7s
SW-UCMKF	7s	7s	8s

通过对光电跟踪系统在上述两种标准测试场景进行仿真比较可以看出,PC-UCMKF 滤波器的估计性能,与 SW-UCMKF 滤波器的估计性能相比,有了明显提升,特别是当跟踪系统探测概率较低时,滤波器估计性能提升更加显著,并且 PC-UCMKF 滤波器的估计误差均方差(RMSE)已逼近跟踪系统统计意义下的 CRLB。

7 结论

在不完全量测下提出了一种基于后验置信度的残差检测算法,其主要思想是在传统滑窗残差检测方法的基础上首先增加一个检测门限,对处于两个门限之间的残差利用模糊隶属度函数方法进行模糊化得到残差的似然概率,进而结合跟踪系统的先验探测信息计算出探测数据的后验置信概率,并根据计算结果对跟踪系统的探测情况进行判定.这样就从检测结构以及先验信息的充分挖掘这两方面确保了残差检测正确率的提高,增加了残差检测算法设计的灵活性.基于后验置信度残差检测算法,在不完全量测下设计了基于无偏转换测量的光电跟踪滤波器,并给出了跟踪系统统计意义下的 CRLB. Monte-Carlo 仿真表明,基于后验置信度残差检测的跟踪滤波器的估计性能,与基于传统滑窗残差检测的跟踪滤波器的估计性能相比,有了进一步提升,特别是当跟踪系统探测概率较低时,滤波器

估计性能提升更加显著,并且估计误差均方差(RMSE)已逼近跟踪系统统计意义下的 CRLB。

参考文献

- [1] Xiong K, Zhang H Y, Chan C W. Performance evaluation of UKF-based nonlinear filtering[J]. automatica, 2006, 42(2): 261 - 270.
- [2] Duan Z S, Han C Z, Li X R. Comments on unbiased converted measurements for tracking[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2004, 40(4): 1374 - 1377.
- [3] Tichavsky P, Muravchik C H, Nehorai A. Posterior Cramer-Rao bounds for discrete-time nonlinear filtering[J]. IEEE Transactions on Signal Processing, 1998, 46(5): 1374 - 1377.
- [4] 陈黎, 许志刚, 盛安冬. 不完全量测下一类非线性光电跟踪系统滤波器设计[J]. 航空学报, 2009, 30(9): 1745 - 1753.
CHEN Li, XU Zhi-gang, SHENG An-dong. Filter design for a class of nonlinear optic-electric tracking system with intermittent observation[J]. Acta Aeronautica et Astronautica Sinica, 2009, 30(9): 1745 - 1753. (in Chinese)
- [5] Li X R, Jilkov V P. A survey of maneuvering target tracking Part IV: Decision-based methods[A]. Proceedings of 2002 SPIE Conference on Signal and Data Processing of Small Targets[C]. Orlando, FL, 2002: 511 - 534.
- [6] Ru J F, Jilkov V P, Li X R, Bashi A. Detection of target maneuver onset[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2009, 45(2): 536 - 554.
- [7] Bar-Shalom Y, Li X R, Kirubarajan T. Estimation with Applications to Tracking and Navigation[M]. New York: Wiley, 2001.
- [8] 王正明, 易东云. 测量数据建模与参数估计[M]. 长沙: 国防科技大学出版社, 1996.
WANG Zheng-ming, YI Dong-yun. Measurement data model and parameter estimation[M]. Changsha: National University of Defence Technology Press, 1996. (in Chinese)
- [9] 沈一鹰, 冉启文, 刘永坦. 改进的格拉布斯准则在信号检测门限估值中的应用[J]. 哈尔滨工业大学学报, 1999, 31(3): 111 - 113.
SHEN Yi-ying, RAN Qi-wen, LIU Yongtan. Application of improved Grubbs' criterion to estimation of signal detection threshold[J]. Journal of Harbin Institute of Technology, 1999, 31(3): 111 - 113. (in Chinese)
- [10] Whalen A D. Detection of signal in noise[M]. New York: Academic Press, 1971.
- [11] 赵艳丽, 王雪松, 王国玉, 刘义和, 罗佳. 多假目标欺骗干扰下组网雷达跟踪技术[J]. 电子学报, 2007, 35(3): 454 - 458.
ZHAO Yan-li, WANG Xue-song, WANG Guo-yu, LIU Yi-

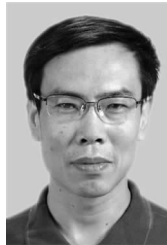
- he, LUO Jia. Tracking technique for radar network in the presence of Multi-Range-False-Target deception jamming[J]. Acta Electronica Sinica, 2007, 35(3): 454 - 458. (in Chinese)
- [12] 卢迪, 姚郁, 贺风华. 一种抗野值的 Kalman 滤波器[J]. 系统仿真学报, 2004, 16(5): 1027 - 1029.
LU di, YAO Yu, HE Feng-hua. Kalman filter restraining outliers[J]. Journal of System Simulation, 2004, 16(5): 1027 - 1029. (in Chinese)
- [13] 张志鑫, 张峰. 基于状态递推器的改进型残差 χ^2 检测法[J]. 中国惯性技术学报, 2009, 17(1): 107 - 110.
ZHANG Zhi-xin, ZHANG Feng. Advanced residual chi-square test method based on state propagator[J]. Journal of Chinese Inertial Technology, 2009, 17(1): 107 - 110. (in Chinese)
- [14] 胡峰, 孙国基. 航天靶场外测数据野值点的准实时诊断方法研究[J]. 飞行器测控技术, 1998, 17(4): 25 - 32.
HU Feng, SUN Guo-ji. Research on quasi real-time diagnosis method for outliers from spacecraft tracking data[J]. Aircraft Measurement and Control Technology, 1998, 17(4): 25 - 32. (in Chinese)
- [15] 胡绍林, 孙国基. 靶场外测数据野值点的统计诊断技术[J]. 宇航学报, 1999, 20(2): 68 - 74.
HU Shao-lin, SUN Guo-ji. Statistical diagnosis method for outliers from spacecraft tracking data[J]. Journal of Astronautics, 1999, 20(2): 68 - 74. (in Chinese)
- [16] 刘利生. 外测数据事后处理[M]. 北京: 国防工业出版社, 2000.
LIU Li-sheng. External Measurement Data Postprocessing [M]. Beijing: National Defence Industry Press: 2000. (in Chinese)
- [17] Ranta R, Louis-Dorr V, Heinrich C, Wolf D. Iterative wavelet-based denoising methods and robust outlier detection[J]. IEEE Transactions on Signal Processing Letters, 2005, 12(8): 557 - 560.
- [18] 魏国华, 吴嗣亮. 用小波变换去除多普勒频率估计野值点的方法[J]. 北京理工大学学报, 2003, 23(5): 629 - 632.
WEI Guo-hua, WU Si-liang. A method of removing the outliers of doppler frequency using wavelet transform[J]. Transactions of Beijing Institute of Technology, 2003, 23(5): 629 - 632. (in Chinese)
- [19] 薛聿桢, 张育林, 袁建平. GP-RBF 网络应用于飞行器外测数据野值实时剔除[J]. 系统仿真学报, 2005, 17(2): 286 - 289.
XUE Yu-zhen, ZHANG Yu-lin, YUAN Jian-ping. Detection of outliers from spacecraft tracking data using GP-RBF network[J]. Journal of System Simulation, 2005, 17(2): 286 - 289. (in Chinese)
- [20] Angiulli F, Basta S, Pizzuti C. Distance-Based detection and prediction of outliers[J]. IEEE Transactions on Knowledge and Data, 2006, 18(2): 145 - 160.
- [21] Sinopoli B, Schenato L, Franceschetti L M, Poolla K, Jordan M I, Sastry S. Kalman filtering with intermittent observations [J]. IEEE Transactions on Automatic Control, 2004, 49(9): 1453 - 1464.
- [22] Hernandez M, Ristic B, Farina A, Timmoneri L. A comparison of two cramer-rao bounds for nonlinear filtering with $P_d < 1$ [J]. IEEE Transactions on Signal Processing, 2004, 52(9): 2361 - 2369.

作者简介



陈黎男, 1981 年生于湖南长沙, 博士。主要研究方向包括目标跟踪与多传感器数据融合、火控与指挥控制系统。

E-mail: hmcchenli@gmail.com



王中许男, 1963 年生于山东青岛, 高级工程师, 博士。主要研究领域有: 控制理论与应用、火控与指挥控制系统、武器系统论证。