

秩和非参数检测器在杂波边缘中的性能

孟祥伟*

(烟台南山学院电气与电子工程系 烟台 265713)

摘要: 人们常用Rohling教授提出的3种典型背景即均匀背景、多目标和杂波边缘来对检测器的恒虚警率(CFAR)性能进行衡量,但在现有的文献中缺乏秩和(RS)非参数检测器在杂波边缘中虚警概率的解析表达式,缺乏RS检测器与经典的参量型恒虚警率(CFAR)检测器在杂波边缘中虚警控制能力的比较,这在理论研究上是不完整、不全面的。该文给出了RS检测器在杂波边缘中虚警概率的解析表达式,并比较了它与非相干积累单元平均(CA),选大(GO)和有序统计(OS)恒虚警方法在杂波边缘中的虚警控制能力。可以看出,在强、弱杂波均为瑞利分布的情况下,RS检测器在杂波边缘的虚警控制能力处于非相干积累CA方法和非相干积累OS方法之间。但是当长拖尾分布的非高斯杂波进入参考滑窗时,非相干积累CA,GO和OS参量型检测方法的虚警概率都产生了3个以上数量级的上升,且不能回到原始设定的虚警概率。而RS检测器显示出了非参量检测器的优势,即当杂波背景的分布类型发生变化后,它仍然可以保持虚警概率的恒定。

关键词: 雷达; 目标检测; 非参数; 韦布尔分布; 恒虚警率

中图分类号: TN951

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2019)12-2859-06

DOI: 10.11999/JEIT190136

Performance of Rank Sum Nonparametric Detector at Clutter Edge

MENG Xiangwei

(Department of Electrical and Electronic Engineering, Yantai Nanshan University, Yantai 265713, China)

Abstract: The performance of a Constant False Alarm Rate (CFAR) detector is often evaluated in three typical backgrounds - homogeneous environment, multiple targets situation and clutter edges described by Prof. Rohling. However, there is a lack of the analytic expression of the false alarm rate for the Rank Sum (RS) nonparametric detector at clutter boundaries, and lack of a comparison of the ability for the RS detector to control the rise of the false alarm rate at clutter edges to that of the conventional parametric CFAR schemes; which is incomplete and imperfect for the detection theory of nonparametric detectors. The analytic expression of the false alarm rate P_{fa} for the RS nonparametric detector at clutter edges is given in this paper, and the ability of the RS nonparametric detector to control the rise of the false alarm rate at clutter edges is compared to that of the Cell Averaging (CA) CFAR, the Greatest Of (GO) CFAR and the Ordered Statistic (OS) CFAR with incoherent integration. When both of the heavy and the weak clutters follow a Rayleigh distribution, it is shown that the rise of the false alarm rate for the RS detector at clutter edges lies between that of the CA-CFAR and that of the OS-CFAR with incoherent integration. If a non-Gaussian distributed clutter with a long tail moves into the reference window, the rise of the CA-CFAR, the GO-CFAR and the OS-CFAR with incoherent integration reaches a peak of more than 3 orders of magnitude, and can not return to the original pre-designed P_{fa} . However, the RS nonparametric detector exhibits its inherent advantage in such situation, it can maintain a constant false alarm rate even the distribution form of clutter becomes a different one.

Key words: Radar; Target detection; Nonparametric; Weibull distribution; Constant False Alarm Rate (CFAR)

收稿日期: 2019-03-11; 改回日期: 2019-06-12; 网络出版: 2019-08-23

*通信作者: 孟祥伟 mengxw163@sina.com

基金项目: 国家自然科学基金(61179016)

Foundation Item: The National Natural Science Foundation of China (61179016)

1 引言

雷达目标恒虚警检测技术是雷达信号处理领域的热门研究方向,无论是理论研究还是工程实践应用方面,人们一直进行着持续不断地研究,新的研究成果也不断地出现。文献[1]研究了Weber-Haykin检测器在相关帕累托(Pareto)分布杂波中的性能。文献[2]基于尺度和功率不变分布给出了韦布尔背景中3种新的双参数恒虚警(Constant False Alarm Rate, CFAR)检测器。文献[3]提出了一种加权幅度迭代WAI-CFAR检测方法,并分析了它在Gamma分布中的性能。文献[4]研究了韦布尔分布杂波背景中采用二进制积累的有序统计(Ordered Statistic, OS)CFAR方法在均匀和非均匀背景中的性能。文献[5]又将这一研究推广到采用二进制积累的均值类检测器—单元平均(Cell Averaging, CA)CFAR,选大(Greatest Of, GO)CFAR和选小(Smallest Of, SO)CFAR在韦布尔背景中的性能分析。文献[6]则研究了采用二进制积累OS-CFAR方法在 Pareto分布杂波中的性能。文献[7]报道了一种专家系统(Expert System, ES)CFAR,它由美国空军研究实验室开发,成功应用于E-3 AWACS空中预警雷达和E-8 JSTARS联合监视目标攻击雷达系统中。专家系统ES-CFAR采用CA, GO, OS^[8],剔除平均^[9](Trimmed Mean, TM)4种经典的恒虚警方法对雷达目标回波数据进行并行处理,再将各自的检测结果进行融合形成关于目标有无的最终判决。由此可见,经典的恒虚警方法在实践中依然有着强大的生命力。

在过去的几十年中,人们的研究重点大多集中于参量型恒虚警检测器的研究,这类方法假定雷达目标的检测背景服从某一类型的统计分布,然后利用检测单元附近的杂波样本来估计杂波的参数,从而设置检测门限。但当雷达杂波背景的统计分布与假定的统计分布模型失配,参量型检测器的性能就会恶化。非参数或非参量CFAR检测器是另外一种类型的恒虚警检测方法,它的虚警概率不依赖于假定的杂波分布类型。只要杂波样本满足统计独立且同分布(Independent and Identically Distributed, IID)的条件,非参数检测器的虚警概率是恒定的。因而,它可以避免假定杂波类型与实际杂波分布类型失配时,出现的检测器性能恶化的现象。文献[10]研究了经典的秩和(Rank, Sum, RS)非参数检测器在韦布尔分布均匀背景和多目标情况下的性能。非参数检测器的研究历史悠久,但相对于Rohling^[8]提出的衡量雷达目标恒虚警检测器性能的3种典型背景即均匀背景、多目标和杂波边缘情

况,在现有的文献中缺乏RS非参数检测器在杂波边缘中虚警概率的解析表达式,缺乏RS非参数检测器与经典的参量型检测器CA, GO和OS方法在杂波边缘中虚警控制能力的比较,这对于非参数检测器的理论研究来说是不全面、不完整的。本文将对这些问题进行研究,为雷达系统中目标检测方案的设计和选择提供建议和帮助。

2 RS检测器在杂波边缘中的数学模型

2.1 RS检测器的检测原理

先介绍RS非参数检测器的检测原理。假定采用频率捷变技术的某雷达系统沿某个方位发射了 M 个探测脉冲,回波信号经匹配滤波器和平方率检波器检波后,按照距离分辨单元实施采样,这些采样样本持续地送入一个长度为 $N+1$ 的移位寄存器,中间单元称为检测单元,检测单元两侧的单元称为参考单元构成参考滑窗。在实际检测中为了避免检测单元中目标能量的泄漏,可以在检测单元两侧设置几个保护单元^[8]。对于第 i 个发射脉冲,检测单元中的回波样本记为 x_i ,参考单元中的回波样本记为 $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iN}$ ($i=1, 2, \dots, M$)。雷达目标检测器就是利用参考单元中的回波样本对检测单元中的杂波强度进行估计,进而判断检测单元中是否存在目标信号。在 H_0 假设下,假定检测单元和参考单元中的回波样本间统计独立且同分布(IID);同时,由于采用了频率捷变技术,每次脉冲扫描间的回波信号也是统计独立的。

对第 i 个发射脉冲来说,定义检测单元 x_i 与参考样本 $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iN})$ 相比较的秩 r_i 为

$$r_i = \sum_{j=1}^N u(x_i - x_{ij}), \quad 0 \leq r_i \leq N, i=1, 2, \dots, M \quad (1)$$

对检测单元在 M 次脉冲扫描中的秩 r_i 进行求和,就得到RS检测器的检测统计量

$$r = \sum_{i=1}^M r_i \quad (2)$$

若 $r \geq T$,判为目标出现;若 $r < T$,判为目标不出现。RS检测器的虚警概率为^[10]

$$P_{fa} = \sum_{k=T}^{\infty} \left\{ \frac{1}{2\pi j} \oint_C \left[\frac{1}{(N+1)^M} \frac{(1-z^{-N-1})^M}{(1-z^{-1})^M} z^{k-1} \right] dz \right\} \quad (3)$$

其中, C 是一条收敛区内反时针方向、环绕原点一周的闭合积分路线。可见检测器的虚警概率不依赖

于杂波的统计分布, 这是非参量检测器所具有的自由分布特征。或者说, 检测器的虚警概率在未知背景杂波分布类型的情况下可以预先设定。

2.2 RS检测器在杂波边缘中的虚警概率

在实际雷达进行目标检测时, 常会遇到检测背景从一种杂波类型过渡到另一种杂波类型的情况即杂波边缘, 典型的例子就是在降雨区边缘的情况。若参考滑窗内的杂波样本从弱杂波区向强杂波区过渡, 且检测单元也位于强杂波区, 会导致检测门限过低而产生过量的虚警, 从而造成后续数据处理设备过载。由于恒虚警处理的初衷就是控制虚警概率 P_{fa} 的恒定, 对RS非参数检测器在杂波边缘的虚警性能进行研究, 并与典型的参量型检测器CA-CFAR, OS-CFAR和GO-CFAR在杂波边缘的虚警控制能力进行比较, 是有实际的理论意义和实用价值的。

本文将杂波边缘建模为参考滑窗内杂波功率呈现阶跃函数变化的情形, 也就是说, 假定有 L 个单元来自强杂波样本, 余下的 $(N-L)$ 个杂波样本来自于弱杂波样本。虽然非参量检测器的虚警概率在均匀背景中与杂波统计分布类型无关, 但在非均匀背景中它的虚警概率却与杂波的统计分布有关。本文假定杂波背景服从韦布尔分布, 经平方率检波后弱杂波样本的累积分布函数(Cumulative Distribution Function, CDF)为^[4]

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{\rho}\right)^{c/2}\right], \quad x \geq 0 \quad (4)$$

其中, c 表示分布的形状参数, 代表杂波分布的拖尾程度, ρ 表示分布的尺度参数, 与杂波的强度有关。当 $c=2.0$ 时, 式(4)退化为瑞利分布情形。强杂波样本的CDF为

$$\bar{F}(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{\gamma\rho}\right)^{c/2}\right], \quad x \geq 0 \quad (5)$$

其中, γ 表示强、弱杂波的功率比。

若有 L 个强杂波样本进入参考滑窗, 余下的 $(N-L)$ 个单元处于弱杂波区, 且检测单元也处于强杂波区, 那么对第 i 次脉冲扫描 ($i = 1, 2, \dots, M$) 来说, 检测单元的秩 $r_i = k$ 的概率 $p_{r_i}(k)$ 为

$$\begin{aligned} p_{r_i}(k) = & \int_0^\infty \sum_{j=\max(0, k-L)}^{\min(k, N-L)} \binom{N-L}{j} \binom{L}{k-j} \\ & \cdot F^j(x) [1 - F(x)]^{N-L-j} \bar{F}^{k-j}(x) \\ & \cdot [1 - \bar{F}(x)]^{L-k+j} d\bar{F}(x) \end{aligned} \quad (6)$$

对上述积分做变量代换 $y = x^{c/2}$, 得

$$\begin{aligned} p_{r_i}(k) = & \frac{1}{(\gamma\rho)^{c/2}} \int_0^\infty \sum_{j=\max(0, k-L)}^{\min(k, N-L)} \binom{N-L}{j} \\ & \cdot \binom{L}{k-j} \left[1 - \exp\left(-\frac{x}{\rho^{c/2}}\right)\right]^j \\ & \cdot \left[\exp\left(-\frac{x}{\rho^{c/2}}\right)\right]^{N-L-j} \\ & \cdot \left[1 - \exp\left(-\frac{x}{(\gamma\rho)^{c/2}}\right)\right]^{k-j} \\ & \cdot \left[\exp\left(-\frac{x}{(\gamma\rho)^{c/2}}\right)\right]^{L-k+j} \exp\left(-\frac{x}{(\gamma\rho)^{c/2}}\right) dx \\ = & \frac{1}{\gamma^{c/2}} \sum_{j=\max(0, k-L)}^{\min(k, N-L)} \binom{N-L}{j} \binom{L}{k-j} \\ & \cdot \sum_{i_1=0}^j \binom{j}{i_1} (-1)^{i_1} \sum_{j_1=0}^{k-j} \binom{k-j}{j_1} (-1)^{j_1} \\ & \cdot \int_0^\infty \exp\left[-x\left(i_1 + N - L - j\right.\right. \\ & \left.\left.+ (j_1 + L - k + j + 1) / \gamma^{c/2}\right)\right] dx \\ = & \sum_{j=\max(0, k-L)}^{\min(k, N-L)} \binom{N-L}{j} \binom{L}{k-j} \\ & \cdot \sum_{i_1=0}^j \binom{j}{i_1} (-1)^{i_1} \sum_{j_1=0}^{k-j} \binom{k-j}{j_1} (-1)^{j_1} \\ & \cdot \frac{1}{\gamma^{c/2}(i_1 + N - L - j) + j_1 + L - k + j + 1}, \\ & k = 0, 1, \dots, N \end{aligned} \quad (7)$$

为避免式(7)中内层求和产生的误差积累, 利用组合恒等式^[4]

$$\sum_{k=0}^{N-1} \binom{N-1}{k} (-1)^k \frac{1}{m+1+k} = \frac{\Gamma(m+1)\Gamma(N)}{\Gamma(m+N+1)} \quad (8)$$

其中, $\Gamma(\cdot)$ 代表Gamma函数, 式(7)变为

$$\begin{aligned} p_{r_i}(k) = & \sum_{j=\max(0, k-L)}^{\min(k, N-L)} \binom{N-L}{j} \binom{L}{k-j} \\ & \sum_{i_1=0}^j \binom{j}{i_1} (-1)^{i_1} \\ & \cdot \frac{\Gamma[\gamma^{c/2}(i_1 + N - L - j) + L - k + j + 1] \Gamma[k - j + 1]}{\Gamma[\gamma^{c/2}(i_1 + N - L - j) + L + 2]}, \\ & k = 0, 1, \dots, N \end{aligned} \quad (9)$$

RS检测器的秩检测统计量为 $r = \sum_{i=1}^M r_i$, 假

定采用了频率捷变技术, 脉冲扫描的回波间是统计独立的, 故秩检测统计量 r 的概率密度函数为

$$p_r(k) = p_{r_1}(k) * p_{r_2}(k) \cdots * p_{r_M}(k) \quad (10)$$

其中, “*”代表卷积和运算。对式(10)取Z变换, 并利用卷积定理得

$$P_r(z) = P_{r_1}(z) \cdot P_{r_2}(z) \cdots \cdot P_{r_M}(z) = [P_{r_i}(z)]^M \quad (11)$$

其中, $P_r(z)$ 为 $p_r(k)$ 的Z变换, $P_{r_i}(z) = \sum_{k=0}^N p_{r_i}(k) z^{-k}$, 收敛区为: $0 < |z| \leq \infty$ 。这样, RS检测器在杂波边缘的虚警概率为

$$P_{fa} = \sum_{k=T}^{\infty} \left\{ \frac{1}{2\pi j} \oint_C [(P_{r_i}(z))^M z^{k-1}] dz \right\} \quad (12)$$

其中, 积分路径C与式(3)中相同。

3 性能分析和数值结果

3.1 RS检测器在杂波边缘中的虚警性能分析

为了对检测器的性能进行衡量和比较, 对所考虑的检测器都设定虚警概率 $\alpha=10^{-6}$ 。对于RS检测器来说, 不同秩检测门限 T 通过式(3)得到的虚警概率是不能准确等于某设定值的, 但与设定值相差较小, 因而这里不对它们进行随机化处理。在对RS检测器进行性能分析时, 选取两种参数情况, 一是参考滑窗长度 $N=32$, 脉冲个数 $M=8$, 秩检测门限 $T=238$, 它对应的虚警概率 $P_{fa} = 1.11 \times 10^{-6}$; 另一种情况是 $N=24$, $M=8$, 秩检测门限 $T=179$, 它对应的虚警概率 $P_{fa} = 1.33 \times 10^{-6}$ 。若强、弱杂波均为瑞利分布即 $c=2.0$, 当杂波边缘进入参考滑窗时, 图1给出了RS检测器的虚警概率 P_{fa} 随处于强杂波区参考单元数 L 的变化曲线, $N=32$, $M=8$, $T=238$, 强、弱杂波功率比分别为 $\gamma=5$ dB, 10 dB, 15 dB, $c=2.0$ 。图2给出了同样情形下 $N=24$ 时RS检测器的虚警概率 P_{fa} 随处于强杂波区参考单元数 L 的变化曲线, $M=8$, $T=179$, $\gamma=5$ dB, 10 dB, 15 dB, $c=2.0$ 。可以看出, 在 $L \leq (N/2)$ 的情况下, RS检测器的虚警概率会下降; 若 $L > (N/2)$ 时, 检测单

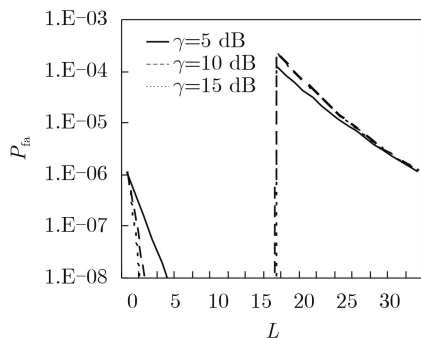


图1 RS检测器 P_{fa} 随处于强杂波区参考单元数 L 的变化曲线 ($N=32$, $M=8$, $T=238$)

元进入强杂波区, RS检测器的虚警概率会上升。后一种情况更为严重, 因为它违背了检测器虚警概率恒定的约束条件。当强、弱杂波功率比 $\gamma=10$ dB或15 dB时, RS检测器的虚警概率在杂波边缘的上升曲线几乎重合, 这说明RS检测器虚警概率在杂波边缘的上升程度对强、弱杂波功率比 $\gamma > 5$ dB以后的变化不敏感。

考虑杂波的形状参数分别为 $c=0.8, 1.2, 1.6, 2.0$ 几种情况, 图3给出了当 $N=32$, $M=8$, $T=238$ 时RS检测器在杂波边缘的虚警概率 P_{fa} 随处于强杂波区参考单元数 L 的变化曲线, 强、弱杂波功率比均设定在 $\gamma=10$ dB。可以看出, 随着形状参数的减小, RS检测器在杂波边缘的虚警性能并未恶化。这是因为在杂波边缘对虚警上升起决定性作用的是杂波的尺度参数, 在强、弱杂波功率比 γ 一定的情况下, 形状参数的减小对应着杂波的尺度参数的减小, 因而RS检测器在形状参数减小的情况下其虚警性能并未恶化、虚警尖峰反而有所降低。

3.2 RS检测器与非相干积累CA, GO和OS方法在杂波边缘的性能比较

在对空、对海搜索的警戒雷达或未制导雷达对飞机、舰船目标的检测中, 常会遇到雷达杂波从弱杂波区向强杂波区过渡的情况, 即杂波边缘。在这种情况下, 雷达目标检测器会出现过量的虚警, 从

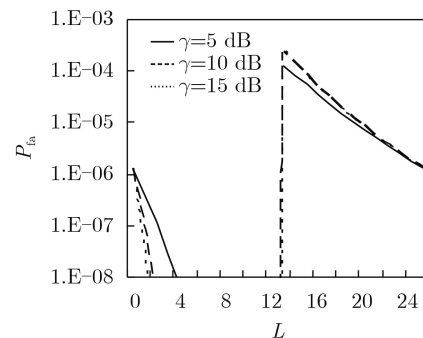


图2 RS检测器 P_{fa} 随处于强杂波区参考单元数 L 的变化曲线 ($N=24$, $M=8$, $T=179$)

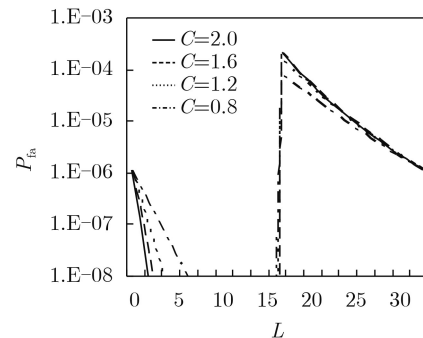


图3 RS检测器的虚警概率 P_{fa} 随处于强杂波区参考单元数 L 的变化曲线 ($N=32$, $M=8$, $T=238$)

而严重危害雷达的性能。通常人们会选用选大(GO)恒虚警检测器来克服杂波边缘的虚警概率上升问题。RS检测器作为最经典和最重要的一种非参数检测器，在现有文献中缺乏它与参量型CFAR检测器在杂波边缘虚警控制能力的比较。因而，对RS检测器与非相干积累CA, GO和OS参量型检测器在杂波边缘中的虚警上升程度进行比较，是有重要的理论意义和实用价值的。为了统一衡量它们的性能，参量型检测器也考虑使用相同 $M=8$ 个脉冲，滑窗长度也选用与RS检测器相同的参考单元数目 $N=32$ 或 $N=24$ 。采用非相干积累的CA-CFAR, GO-CFAR和OS-CFAR检测器，它们先对 $M=8$ 个统计独立脉冲的回波信号进行非相干积累，再采用CA, GO和OS方法来设置检测门限，OS方法选取的最优秩为 $k = 7N/8$ ^[8]。图4给出了RS检测器和非相干积累CA, GO和OS方法在杂波边缘的虚警概率变化曲线， $N=32, M=8$, RS检测器的检测门限 $T=238$, 非相干积累OS方法的秩选取 $k = 7N/8 = 28$ 。图5给出了 $N=24$ 时RS检测器和非相干积累CA, GO和OS方法在杂波边缘的虚警概率变化曲线， $M=8$,

RS检测器的检测门限 $T=179$, 非相干积累OS方法选取最优秩 $k = 21$ 。在这里强、弱杂波均假定服从瑞利分布即 $c = 2.0$, 强、弱杂波功率比 $\gamma = 5$ dB。可以看出，非相干积累CA方法在杂波边缘的虚警上升最为严重，上升了3个数量级，虚警控制能力最强的是非相干积累GO检测器，RS检测器的虚警控制能力处于非相干积累CA-CFAR和非相干积累OS-CFAR之间。

下面再考虑一种更符合实际的杂波边缘情形^[3], 即强杂波是长拖尾分布的非高斯杂波($c = 1.2$), 而弱杂波是瑞利分布的热噪声为主情形($c = 2.0$)。图6给出了这种情况下RS检测器和非相干积累CA, GO和OS方法在杂波边缘的虚警概率变化曲线， $N=32, M=8, T=238$, OS方法的 $k = 28, \gamma = 5$ dB。参量型检测器的初始虚警概率均按照瑞利分布 $c = 2.0$ 噪声背景设定在 $\alpha=10^{-6}$ 。可以看出，当具有长拖尾特征韦布尔分布 $c = 1.2$ 的强杂波进入参考滑窗后，参量型检测器—非相干积累CA, GO和OS方法的虚警尖峰上升了3个以上数量级。当韦布尔分布强杂波完全进入参考滑窗后，参量型检测器的虚警概率均不能回到设定的原始虚警概率 $\alpha=10^{-6}$ 。但是RS检测器显示出了非参量检测器的优势，即当杂波背景的分布类型发生变化后，它仍然可以维持虚警概率的恒定。

4 结束语

本文研究了非参数秩和(RS)检测器在杂波边缘中的性能，给出了RS检测器在杂波边缘中虚警概率的解析表达式，并比较了它与经典的参量型恒虚警检测器在杂波边缘的虚警控制能力。可以看出，在强、弱杂波均为瑞利分布的情况下，选大(GO)恒虚警方法可以有效控制虚警概率的上升，RS检测器在杂波边缘的虚警控制能力处于非相干积累CA-CFAR方法和非相干积累OS-CFAR方法之间。

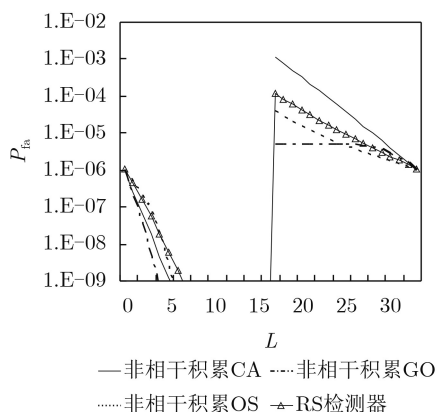


图4 RS检测器与非相干积累CA, GO, OS方法和在杂波边缘的虚警性能比较($N=32, M=8, T=238$)

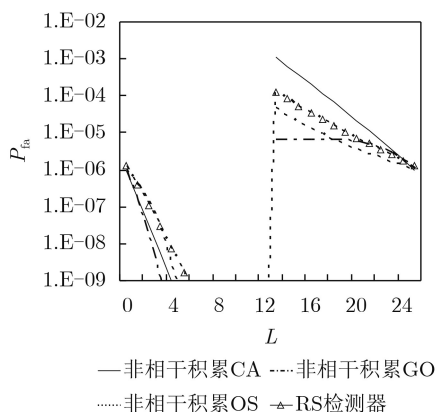


图5 RS检测器与非相干积累CA, GO, OS方法和在杂波边缘的虚警性能比较($N=24, M=8, T=179$)

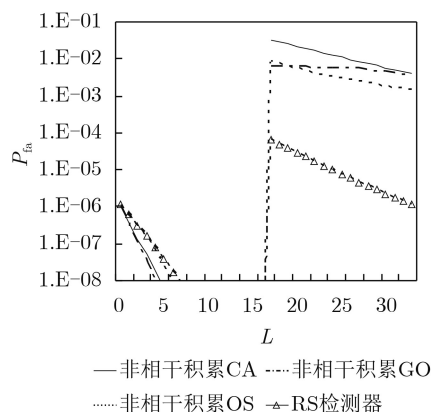


图6 RS检测器与非相干积累CA, GO, OS方法在杂波边缘的虚警性能比较($N=32, M=8, T=238, c=1.2$)

但是当长拖尾分布的非高斯杂波进入参考滑窗时,非相干积累CA, GO和OS参量型CFAR检测方法的虚警概率都产生了3个以上数量级的上升,且不能降回到原始设定在瑞利杂波(热噪声为主)背景中的虚警概率 $\alpha=10^{-6}$ 。但是RS检测器显示出了非参量检测器的优势,即当杂波背景的分布类型发生变化后,它仍然可以保持虚警概率的恒定。

参考文献

- [1] WEINBERG G V and TRAN C. A Weber-Haykin detector in correlated Pareto distributed clutter[J]. *Digital Signal Processing*, 2019, 84: 107–113. doi: [10.1016/j.dsp.2018.10.007](https://doi.org/10.1016/j.dsp.2018.10.007).
- [2] WEINBERG G V, BATEMAN L, and HAYDEN P. Development of non-coherent CFAR detection processes in Weibull background[J]. *Digital Signal Processing*, 2018, 75: 96–106. doi: [10.1016/j.dsp.2018.01.002](https://doi.org/10.1016/j.dsp.2018.01.002).
- [3] ZHOU Wei, XIE Junhao, LI Gaopeng, et al. Robust CFAR detector with weighted amplitude iteration in nonhomogeneous sea clutter[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2017, 53(3): 1520–1535. doi: [10.1109/TAES.2017.2671798](https://doi.org/10.1109/TAES.2017.2671798).
- [4] MENG X W. Performance analysis of OS-CFAR with binary integration for Weibull background[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 2013, 49(2): 1357–1366. doi: [10.1109/TAES.2013.6494420](https://doi.org/10.1109/TAES.2013.6494420).
- [5] BAADECHE M and SOLTANI F. Performance analysis of mean level constant false alarm rate detectors with binary integration in Weibull background[J]. *IET Radar, Sonar & Navigation*, 2015, 9(3): 233–240. doi: [10.1049/iet-rsn.2014.0053](https://doi.org/10.1049/iet-rsn.2014.0053).
- [6] WEINBERG G V and KYPRIANOU R. Optimised binary integration with order statistic CFAR in Pareto distributed clutter[J]. *Digital Signal Processing*, 2015, 42: 50–60. doi: [10.1016/j.dsp.2015.04.002](https://doi.org/10.1016/j.dsp.2015.04.002).
- [7] WICKS M C and BALDYGO W J. Expert system CFAR: Algorithm development, experimental demonstration, and transition to airborne radar systems[J]. *IEEE Aerospace and Electronic Systems Magazine*, 2017, 32(9): 40–47. doi: [10.1109/MAES.2017.160243](https://doi.org/10.1109/MAES.2017.160243).
- [8] ROHLING H. Radar CFAR thresholding in clutter and multiple target situations[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1983, AES-19(4): 608–621. doi: [10.1109/TAES.1983.309350](https://doi.org/10.1109/TAES.1983.309350).
- [9] GANDHI P P and KASSAM S A. Analysis of CFAR processors in nonhomogeneous background[J]. *IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems*, 1988, 24(4): 427–445. doi: [10.1109/7.7185](https://doi.org/10.1109/7.7185).
- [10] 孟祥伟. 非参数秩和检测器的性能分析[J]. *电子与信息学报*, 2013, 35(8): 2029–2032.
MENG Xiangwei. Performance analysis of rank sum nonparametric detector[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2013, 35(8): 2029–2032.

孟祥伟: 男, 1966年生, 教授、博士生导师, 研究方向为雷达信号检测理论。