

# 机载雷达多杂波分布类型的恒虚警检测方法

王首勇<sup>1</sup>, 刘俊凯<sup>2</sup>, 王永良<sup>1</sup>

(1. 空军雷达学院军队重点实验室, 湖北武汉 430019; 2. 空军雷达学院研究生队)

**摘要:** 本文提出了一种检验杂波分布类型的有效方法, 该方法首先通过概率密度变换方法对被检验的杂波序列进行变换, 再应用简单的正态分布检验方法检验变换后的序列, 以此来检验原杂波序列的分布类型. 针对常用的瑞利、韦布尔、对数正态杂波类型, 与  $\chi^2$  和 KS 拟合检验方法进行了仿真比较, 结果表明该方法检验精度高, 计算简单, 并且通用性强, 克服了经典检验方法受区间划分影响大, 对参数估计精度要求高, 计算复杂的缺点. 在杂波检验的基础上, 根据 OS CFAR 和  $\log t$  CFAR 检测方法设计了适用于多杂波分布类型的 CFAR 处理器, 对特定杂波类型 CFAR 检测器与背景杂波类型失配的各种情况的检测性能进行了仿真和分析.

**关键词:** CFAR 检测; 杂波检验; 杂波分布

**中图分类号:** TN957.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112(2005)03-0484-04

## CFAR Detection for Multi-Class Clutter Distribution Based on Airborne Radar

WANG Shouyong<sup>1</sup>, LIU Jurkai<sup>2</sup>, WANG Yongliang<sup>1</sup>

(1. Key Laboratory, Wuhan Radar Academy, Wuhan, Hubei 430019, China;

2. Group of Graduate, Wuhan Radar Academy, Wuhan, Hubei 430019, China)

**Abstract:** A sort of effective method to test clutter distribution category is put forward in this paper. First, a clutter observation sequence is transformed by probability density transform method, and then the distribution category of the original sequence is tested by testing whether the transformed sequence is normal distribution or not. For Rayleigh, Weibull and Log normal distribution clutter, simulation results showed that the proposed method has higher test precision, less calculation burden and stronger universality compared with  $\chi^2$  and KS test method, and overcomes the above mentioned test method's shortcomings that they are easily influenced by interval partition, parameter estimation and calculation complexity. Based on clutter test result, the CFAR detector for Multi class clutter distribution is designed by using OS CFAR and  $\log t$  CFAR detection methods. For the CFAR detectors of given clutter categories, when they don't match up to input clutter categories, CFAR detection performance is simulated and analyzed.

**Key words:** CFAR detection; clutter test; clutter distribution

### 1 引言

恒虚警(CFAR)处理主要是以杂波分布类型为基础的参量CFAR处理,大量的理论分析和实验研究表明适用于各类杂波环境的分布类型主要有单参数的瑞利(Rayleigh)分布和双参数的韦布尔(Weibull)分布,对数正态分布(Lognormal).目前,应用范围较广、实用性较强的CFAR处理方法有:基于Rayleigh分布杂波模型的单元平均类CFAR;顺序统计类OS CFAR<sup>[1]</sup>;采用自动筛选技术的GOS类CFAR;基于Weibull分布杂波模型的OS CFAR<sup>[2]</sup>;基于Weibull或Log normal分布杂波模型的LOG-t CFAR<sup>[3]</sup>、MLH CFAR、BLUE CFAR<sup>[4,5]</sup>等.但这些方法都是针对某一特定杂波类型的CFAR处理器,如果实际的杂波环境与设定的杂波类型不一致,将导致CFAR处理器虚警率大大增加并且不能保持恒虚警率,或者CFAR损失

增大,检测概率降低.由于机载雷达所面临的杂波环境非常复杂,并随着时间、地理位置而变化.当杂波环境变化时,其CFAR检测方法应适应于杂波类型的变化,因此实时、快速地判断杂波类型就显得特别重要.目前检验杂波分布的方法主要是经典的 $\chi^2$ 拟合检验和KS拟合检验方法<sup>[6]</sup>,但该方法存在受样本区间划分影响大,对参数估计的精度要求高,计算复杂的缺点.此外,检验杂波类型还有神经网络分类方法<sup>[7]</sup>,高阶累计量或双谱<sup>[8]</sup>等方法,但这些方法的检验精度较低.为此,本文提出了一种通过概率密度变换检验杂波分布类型的有效方法.因为检验正态分布只需计算数字特征进行检验,简单而准确,为此首先对被检验的杂波序列进行概率密度变换,再应用偏度统计量检验变换后的序列是否为正态分布序列,以此来检验原杂波序列的分布类型.根据检验后确知的杂波类型选择相应的CFAR参数估计方法或CFAR处理器.针对常

用的瑞利、韦布尔、对数正态杂波类型, 仿真结果表明本文提出的检验方法比  $\chi^2$  和 KS 检验方法的平均检验错误率明显降低, 且计算量减小 1/2, 克服了经典检验方法受区间划分影响大, 对参数估计精度要求高, 计算复杂的缺点。此外, 我们根据 OS-CFAR 和 log-t CFAR 检测方法, 设计了适应于多杂波分布类型的 CFAR 处理器, 对特定杂波类型 CFAR 检测器与背景杂波类型失配的各种情况的检测性能进行了仿真和分析。

## 2 杂波概率分布的变换与检验

对未知分布类型的杂波观测序列, 首先假设该序列的分布类型, 由观测序列估计出该分布的参数, 然后对该序列进行变换, 如果假设为真, 则变换后的序列为标准正态  $N(0, 1)$  分布序列。下面给出 Rayleigh、Weibull 和 Log normal 分布杂波变换为  $N(0, 1)$  的变换关系。

### 2.1 Rayleigh 分布到 $N(0, 1)$ 的变换

由于 Rayleigh 分布到  $N(0, 1)$  的变换, 不易直接给出变换关系式, 所以首先把 Rayleigh 分布变换为均匀分布, 然后再由均匀分布变换为  $N(0, 1)$ 。设随机变量  $x$  的分布函数  $F(x)$  是连续函数, 则随机变量  $y = F(x)$  在区间  $[0, 1]$  上服从均匀分布<sup>[6]</sup>。

Rayleigh 分布杂波的概率密度函数为

$$F_r(x) = 1 - \exp\left[-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right], \quad x \geq 0 \quad (1)$$

式中  $\sigma^2$  表示杂波的平均功率。

因为  $u = F_r(x)$  在区间  $[0, 1]$  上服从均匀分布, 设随机变量  $y$  服从  $N(0, 1)$  分布, 分布函数为  $\Phi(y)$ , 则  $u = \Phi(y)$ 。由下式可得到 Rayleigh 分布变换到  $N(0, 1)$  的随机变量  $y$

$$y = \Phi^{-1}(u) = \Phi^{-1}[F_r(x)] = \Phi^{-1}\left\{1 - \exp\left[-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right]\right\} \quad (2)$$

对 Rayleigh 分布序列进行变换前, 需由观测序列  $x_i (1 \leq i \leq N)$  估计出该分布的参数  $\sigma$  的估计值为

$$\hat{\sigma} = \left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad (3)$$

### 2.2 Weibull 分布到 $N(0, 1)$ 的变换

同样, 首先把 Weibull 分布变换为均匀分布, 然后再由均匀分布变换为  $N(0, 1)$ 。Weibull 分布的分布函数为

$$F_w(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{B}\right)^C\right], \quad x \geq 0 \quad (4)$$

式中  $B$  和  $C$  分别为尺度和形状参数, 形状参数  $C$  表明分布的拖尾现象,  $C$  越小, 表明拖尾现象越严重, 杂波越尖锐。因为  $u = F_w(x)$  在区间  $[0, 1]$  上服从均匀分布, 根据式(2)

$$y = \Phi^{-1}[F_w(x)] = \Phi^{-1}\left\{1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{B}\right)^C\right]\right\} \quad (5)$$

$y$  服从  $N(0, 1)$  分布。

对 Weibull 分布序列进行变换, 需估计该分布的两个参数  $B$  和  $C$ 。令  $B = \exp(a)$ ,  $C = 1/b$ ,  $y = \ln x$ , 则  $y$  的概率密度为

$$f(y) = \frac{1}{b} \exp\left[\frac{y-a}{b}\right] \exp\left[-\exp\left(\frac{y-a}{b}\right)\right] \quad (6)$$

可以证明<sup>[3]</sup>,  $y$  的均值和方差分别为:

$$m_y = a - rb \quad (r \approx 0.5772)$$

$$\hat{\sigma}_y^2 = \left(\frac{\pi^2}{6}\right) b^2 \quad (7)$$

杂波观测序列  $x_i (1 \leq i \leq N)$  经对数变换后, 可估计出  $y$  的均值和方差:

$$\hat{m}_y = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln x_i$$

$$\hat{\sigma}_y^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\ln x_i - \hat{m}_y\right)^2 \quad (8)$$

然后根据式(7)求出  $a$  和  $b$ , 进而求出  $B$  和  $C$ 。

### 2.3 Log normal 分布到 $N(0, 1)$ 的变换

Log normal 分布的概率密度为

$$f_l(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right], & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (9)$$

式中  $\mu$  和  $\sigma$  分别为  $\ln x$  的均值和标准差。  $\mu$  表示 Log normal 分布的尺度参数,  $\sigma$  是形状参数。  $\rho = e^{\sigma^2/2}$  为均值和中值比,  $\rho$  越大表示杂波越尖锐。

Log normal 分布可根据式(2)进行变换, 但它可直接通过变换式

$$y = \frac{\ln(x) - \mu}{\sigma} \quad (10)$$

变换为  $N(0, 1)$  分布。Log normal 分布的两参数  $\mu$  和  $\sigma$  可由观测序列  $x_i (1 \leq i \leq N)$  按下式求出:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln x_i$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\ln x_i - \hat{\mu}\right)^2} \quad (11)$$

### 2.4 正态分布杂波检验

对未知分布类型的杂波观测序列, 用上述方法进行概率密度变换后, 再用检验正态分布的方法进行检验, 如果检验结果为  $N(0, 1)$  分布序列, 则原序列的概率分布为所假设的分布。检验正态分布常用的方法是基于三阶和四阶统计量的偏度峰度检验法<sup>[6]</sup>, 但实验表明, 基于偏度的检验具有计算量小, 并保持较高的检验精度。为此我们采用简单的偏度检验方法, 本文取检验显著性水平  $\alpha = 0.01$ 。需要说明的是, 如果经一次顺序检验后, 检验结果不接受上述四类杂波分布中的任何一种, 这时应减小显著性水平继续检验, 选择一种最接近的分布。为提高处理速度, 可并行处理, 即对三类杂波同时进行检验, 选择最接近的检验结果。

## 3 CFAR 检测

对于未知分布类型的杂波按上述方法检验后, 根据确知的杂波类型选择相应的 CFAR 算法和参数估计方法。因为 OS 类 CFAR 检测器在多目标环境中相对均值类 CFAR 检测器具有良好的抗干扰目标的能力, 同时在均匀杂波背景和杂波边缘环境中的性能下降也是适度的, 因此 OS-CFAR 检测方法是 Rayleigh 和 Weibull 分布杂波常用的检测方法, 只是门限估计方法不同; 而对 Log normal 分布杂波, log-t<sup>[2]</sup> 检测方法比较简

单、实用,为此本文选择上述两种 CFAR 检测方法进行分析. 杂波检验及 CFAR 检测方案如图 1 所示.

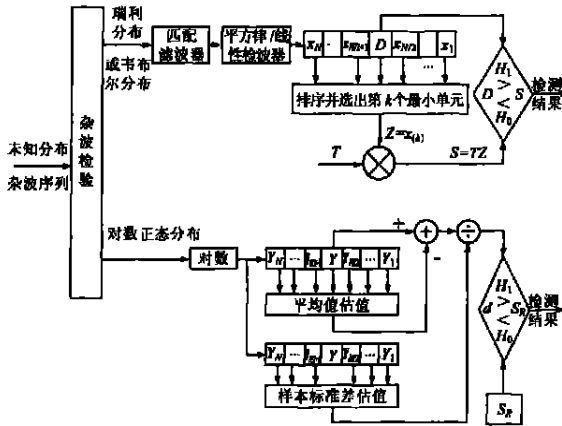


图 1 多杂波类型的 CFAR 检测框图

### 4 仿真实验与分析

#### 4.1 杂波分布检验

对于 Weibull 分布杂波的形状参数  $C$ ,  $C = 1$  时为指数分布,  $C = 2$  时为 Rayleigh 分布. 对地干扰  $0.606 \leq C \leq 2$ , 对海干扰  $1.60 \leq C \leq 1.783$ , 对森林和山谷  $0.506 \leq C \leq 0.531^{[2]}$ . 对于 Log-normal 分布杂波的参数  $\rho$ , 取值范围为  $1.065 \leq \rho \leq 1.930$ , 对应的  $\sigma$  取值范围为  $0.335 \leq \sigma \leq 1.147^{[5]}$ . 对未知类型的杂波序列按节 2 的方法变换后,再用偏度检验方法进行检验确定其分布类型. 为考察本文提出的杂波检验方法的性能,与  $\chi^2$  和 KS 拟合检验方法进行了详细比较,首先假定三类杂波分布类型中的一种,然后按假定的分布类型分别对三类杂波序列进行检验,再假定其它分布类型重复检验. 被检验的杂波序列长度取 1000 点,对每一种检验方法中的每次检验,进行了 10000 次的 Monte Carlo 仿真. 检验的接受概率如表 1, 表 2, 表 3. 表中的顶部表示被检验的杂波类型,表中的左边表示假设的杂波类型.

需要说明的是当表中所选参数的 Rayleigh 分布序列按 Weibull 分布检验时,因它们的概率密度重叠,即为同一分布,比较表 1, 表 2, 表 3, 概率分布变换方法对这类检验具有最大的接受概率,即有最小的错误概率. 由表中的接受概率统计可得,概率密度变换方法的平均检验错误率为 0.2278%,  $\chi^2$  方法为 2.2389%, KS 方法为 0.5733%. 此外,仿真实验表明,概率密度变换方法的运算时间是  $\chi^2$  和 KS 方法的 1/2. 在上述条件下,杂波序列长度取 500 点,进行 10000 次 Monte Carlo 仿真,其检验的错误率同杂波序列长度 1000 点非常接近.

表 1 概率分布变换检验接受概率

杂波模型	杂波序列		
	Rayleigh ( $\sigma = 1$ )	Weibull ( $B = 1, C = 0.6$ )	Log normal ( $\mu = 0.5, \sigma = 0.75$ )
Rayleigh	98.96	0.26	0.00
Weibull	99.57	99.90	0.00
Log normal	0.00	0.00	99.78

表 2  $\chi^2$  拟合检验接受概率

杂波模型	杂波序列		
	Rayleigh ( $\sigma = 1$ )	Weibull ( $B = 1, C = 0.6$ )	Log normal ( $\mu = 0.5, \sigma = 0.75$ )
Rayleigh	98.96	0.00	0.00
Weibull	81.14	100	0.12
Log normal	0.00	0.00	99.87

表 3 KS 拟合检验接受概率

杂波模型	杂波序列		
	Rayleigh ( $\sigma = 1$ )	Weibull ( $B = 1, C = 0.6$ )	Log normal ( $\mu = 0.5, \sigma = 0.75$ )
Rayleigh	99.99	0.00	0.00
Weibull	95.89	99.22	0.00
Log normal	0.08	0.05	99.87

#### 4.2 CFAR 检测器与杂波分布类型失配的检测性能

为证明根据杂波分布类型选择 CFAR 检测器的重要性,我们利用 Rayleigh 分布条件下的单参数 OS CFAR 检测器, Weibull 分布条件下的双参数 OS- CFAR 检测器, Log normal 分布条件下的 Log-t 检测器(如图 1 所示),对 CFAR 检测器与杂波分布类型失配的检测性能进行了仿真实验. 设定虚警概率  $10^{-4}$ , 参考单元数  $N = 16$ , Monte Carlo 仿真 10000 次.

(1) Rayleigh 分布条件下的检测性能. 图 2(a), (b) 和 (c) 分别是 Rayleigh 分布用单参数 OS CFAR, 双参数 OS CFAR 和 Log-t 检测器处理的检测性能曲线. 由图可见, 双参数 OS- CFAR 检测器处理 Rayleigh 分布杂波时在检测概率  $P_d = 0.5$  处, 与图 2(a) 比较 CFAR 损失高出 7dB. Log-t 检测器处理 Rayleigh 分布杂波时的 CFAR 损失与单参数 OS- CFAR 检测器比较高 10dB 以上.

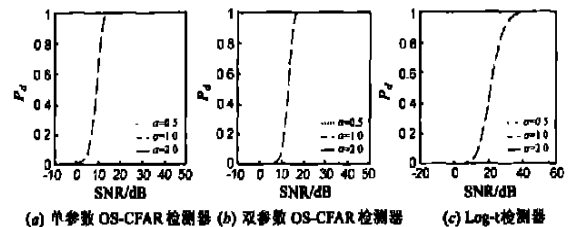


图 2 Rayleigh 分布条件下三种检测器的检测曲线

(2) Weibull 分布条件下的检测性能. 由于 Weibull 分布杂波的拖尾高于瑞利杂波, 当用单参数 OS CFAR 检测器处理时, 由于虚警概率升高, 其检测性能曲线失去意义, 我们给出虚警率(PFA)变化, 如表 4. Weibull 分布杂波用 Log-t 检测器处理时在检测概率  $P_d = 0.5$  时, 当形状参数  $C$  从 2 变化到 0.6, 同双参数 OS CFAR 相比, CFAR 损失高出了 10dB 到 30dB, 如图 3. 这是因为它们的概率密度函数不同的缘

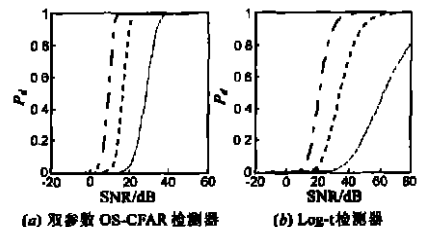


图 3 Weibull 分布条件下的检测曲线

故,由错误的概率密度函数得出的门限将不能保持恒虚警.

(3)Log normal 分布条件下的检测性能. Log normal

分布杂波用单参数 OS CFAR 检测器和双参数 OS CFAR 检测器处理时存在虚警上升,如表 5,表 6.

表 5 Log normal 分布杂波用单参数 OS CFAR 检测器处理时的虚警率

Log normal 参数	$\mu=0.5$	$\mu=0.5$	$\mu=0.5$
	$\sigma=0.355$	$\sigma=0.750$	$\sigma=1.147$
PFA	0.00013	0.00098	0.00113

表 6 Log normal 分布杂波用双参数 OS CFAR 检测器处理时的虚警率

Log normal 参数	$\mu=0.5$	$\mu=0.5$	$\mu=0.5$
	$\sigma=0.355$	$\sigma=0.750$	$\sigma=1.147$
PFA	0.00004	0.00042	0.00073

## 5 小结

本文针对机载雷达面临的多杂波分布类型环境,提出了一种基于概率密度变换检验杂波分布类型的有效方法.该方法通过把被检验杂波序列所假设的分布函数和标准正态分布的反函数作为变换函数,再应用检验正态分布方法检验变换后的序列,以此来判断原杂波序列的分布类型.针对常用的瑞利、韦布尔、对数正态杂波类型,仿真结果表明本文提出的检验方法比  $\chi^2$  和 KS 检验方法的平均检验错误率明显降低,且计算量小,此外,根据 OS CFAR 和  $\log t$  CFAR 检测方法,设计了适应于多杂波分布类型的 CFAR 处理器,对特定杂波类型 CFAR 检测器与背景杂波类型失配的各种情况的检测性能进行了仿真和分析,结果表明,检验杂波分布类型后选择相应的 CFAR 检测器进行检测,其检测性能具有明显的优势.

## 参考文献:

- [1] Roling H. Radar CFAR thresholding in clutter and multiple target situations[J]. IEEE Trans., 1983, AES 19(4): 608-612.
- [2] 何友, Rohling H. 有序统计恒虚警(OS CFAR)检测器在韦布尔干扰背景中的性能[J]. 电子学报, 1995, 23(1): 79-84.
- [3] Goldstein G B. False alarm regulation in log normal clutter and weibull clutter[J]. IEEE Trans., 1973, AES 9(1): 84-92.

- [4] Guida M, Longo M, Lops M. Biparametric linear estimation for CFAR against weibull clutter[J]. IEEE Trans., 1992, AES 28(1): 138-152.
- [5] Guida M, Longo M, Lops M. Biparametric CFAR procedures for lognormal clutter[J]. IEEE Trans., 1993, AES 29(3): 798-809.
- [6] M 费史著,王福保,译. 概率论与数理统计[M]. 上海: 上海科学技术出版社, 1962. 385-398.
- [7] Jakubiak A, Arabas J, Grabczak K, et al. Radar clutter classification using Kohonen neural network[A]. Proc. of international radar conference [C]. 1997. 185-188.
- [8] Jouny I. Classification of clutter using the bispectrum[A]. IEEE Signal Processing Workshop [C], 1993. 245-249.
- [9] 盛骤, 谢式干等. 概率论与数理统计(第二版)[M]. 北京: 高等教育出版社, 1989. 222-225.

## 作者简介:



王首勇 男, 1956 年出生, 博士, 教授, 研究方向为现代信号处理、雷达信号处理、模式识别等.



刘俊凯 男, 1979 年出生, 空军雷达学院信号与信息处理专业硕士研究生, 研究方向为雷达信号处理.



王永良 男, 1965 年出生, 博导, 教授, 全国优秀博士后, 中国电子学会高级会员, 主要研究领域为雷达技术、阵列信号处理、自适应信号处理等.