

基于局部累积概率密度函数估计的 CFAR 检测门限获取新方法

冉世领 赵宏钟 付 强

(国防科技大学电子科学与工程学院 ATR 重点实验室, 湖南 长沙 410073)

摘 要: 在恒虚警率(CFAR)检测中, 传统基于全局概率密度函数(GPDF)估计获得门限的方法, 受模型失配或参数估计误差的影响可能致使恒虚警率性能恶化。为解决该问题提出了基于局部累积概率密度函数(LCDF)估计的非模型化 CFAR 检测门限获取方法, 对影响虚警的杂波幅值较大部分采用简单多项式逼近, 根据检测门限、虚警概率、LCDF 之间的关系计算门限, 最后利用仿真数据和实测数据验证了该方法的有效性。实验结果表明, 该方法不仅能保持较好的恒虚警率性能, 而且克服了传统方法基于模型假设的局限性。

关键词: 海杂波; 恒虚警率; 检测门限; 分布模型; 局部估计

中图分类号: TN959.97 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-0530(2012)12-1692-08

A Novel Method for CFAR Detection Threshold by Right-tail Local Cumulative Density Function Estimation

RAN Shi-ling ZHAO Hong-zhong FU Qiang

(ATR Lab, School of Electronic Science and Engineering, National Univ. of Defense and Technology, Changsha, Hunan 410073, China)

Abstract: In Constant False Alarm Ratio (CFAR) detection, the traditional method for detection threshold, which is based on Global Probability Density Function (GPDF), may suffer remarkable performance loss due to model mismatch and parameter estimation error. In order to solve this problem, a novel method independent of clutter model is proposed. Without clutter GPDF assumption and parameter estimation, we obtain detection threshold by fitting the right-tail Local Cumulative Density Function (LCDF) with polynomials. Experiments with both simulation and real data confirm good CFAR performance and validity of this method.

Key words: sea clutter; Constant False Alarm Ratio; detection threshold; distribution model; local estimation

1 引言

海杂波下目标检测长期以来一直是雷达信号处理的热点课题。CFAR 处理技术是在雷达自动检测系统中提供检测门限并且使杂波和干扰对系统的虚警概率影响最小化的信号处理算法^[1], 而 CFAR 的实现关键在于检测门限的获取。

传统做法是由先验信息假设背景杂波的统计分布模型, 进行参数估计得到 GPDF, 根据虚警概率、GPDF 的函数关系得到检测门限。常用的杂波幅度统计模型有瑞利分布、韦布尔分布、对数正态分布、K 分布^[2-4]但

实际虚警概率可能偏离期望值, 目前对其原因分析的相关文献较少。为了解决此问题, 一些适用范围更广的杂波模型被提出, 文献[5,6]讨论了广义复合杂波分布模型, 其分布函数一般是积分形式或无穷级数形式, 只在特殊参数取值下才有解析表达式。文献[7,8]中采用 Alpha-Stable 分布, 没有确切的概率密度函数表达式, 仅能由特征函数来表达。这些模型的表达式复杂、参数估计困难, CAFR 门限计算量较大。事实上, 不管杂波模型多么复杂, 均不能完整描述实际海杂波统计特性, 任何一种模型假设都是有偏差的^[9]。考虑到 GPDF 仅是获得 CFAR 门限的充分条件, 而且模

型失配和参数估计误差对虚警性能产生重大影响。本文另辟蹊径,提出了一种非模型化的门限计算方法,摆脱了传统方法中杂波模型的限制,而且局部参数估计误差小于传统方法中的全局参数估计误差,有效地解决了虚警概率偏离设定值的问题。

全文结构安排如下:第二节给出杂波下雷达目标信号检测模型,第三节简单介绍传统检测门限获取的方法,并分析虚警性能恶化的原因,第四节提出基于累积分布函数右截尾部分局部估计的检测门限获取方法,第五节利用仿真数据和实测海杂波数据验证本文提出方法的有效性,并与传统方法进行对比;最后结束语部分给出全文结论。

2 杂波下目标信号检测模型

在实际环境中,雷达回波信号是十分复杂的,不仅包含目标信号,而且还有各种杂波、接收机内部噪声、干扰等背景信号。本文中假设背景仅为杂波,设 $s(t)$ 为目标回波信号, $c(t)$ 为杂波信号。从统计假设检验角度来看,信号检测问题就是在空假设 H_0 和备选假设 H_1 中做出判决。

$$\begin{aligned} H_0: & x(t) = c(t) \quad (0 \leq t \leq \tau) \\ H_1: & x(t) = s(t) + c(t) \quad (0 \leq t \leq \tau) \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中 τ 为观测时间。虚警概率 (Probability of False Alarm, P_{fa}) 和检测概率 (Probability of Detection, P_d) 定义为

$$P_{fa} = \int_T^{\infty} p(x | H_0) dx \quad (2)$$

$$P_d = \int_T^{\infty} p(x | H_1) dx \quad (3)$$

其中 $p(x | H_0)$ 、 $p(x | H_1)$ 分别是目标不存在和目标存在条件下回波幅度的 PDF^[10], T 为检测门限。

3 传统检测门限获取方法

检测器为维持恒定的虚警性能,必须动态地估计背景杂波的功率,再与某一标称化因子相乘得到检测门限^[11]。传统基于 GPDF 获得检测门限的步骤是:首先假设背景杂波的幅度统计特性服从某种常见分布的概率密度函数形式,然后用杂波样本数据对分布参数进行估计得到杂波的 GPDF,再由 (2) 式即可求得检测门限 T 。常用的参数估计方法有最大似然法、矩估计法等,各种常见分布的概率密度函数、参数估计以及检测门限计算公式如表 1 所示,这里不再赘述。

在表 1 中, $\Phi^{-1}(\cdot)$ 为标准正态分布函数的逆函数, $\gamma = \int_0^{\infty} (\ln x) e^{-x} dx \approx 0.5772$ 为欧拉常数, $\beta_p = \frac{\hat{m}_{p+2}}{\hat{m}_p \hat{m}_2} (0 < p < 2)$, $\hat{m}_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i^k (k \geq 0)$ 为样本的各阶原点矩, $K_r(\cdot)$ 为第二类修正 Bessel 函数; $\Gamma(\cdot)$ 是 Gamma 函数。K 分布的检测门限无法用解析形式表达。

表 1 常见分布参数估计以及检测门限

Tab. 1 Parameters estimation and detection threshold of distributions

	概率密度函数	参数估计	CFAR 理论门限
瑞利	$p(x) = \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right)$	$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N x_i^2$	$T = \sigma \sqrt{-2 \ln P_{fa}}$
韦布尔	$p(x) = \frac{k}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^k\right]$	$\hat{k} = \left\{ \frac{6}{\pi^2} \frac{N}{N-1} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln x_i)^2 - \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln x_i \right)^2 \right] \right\}^{-\frac{1}{2}}$ $\hat{\lambda} = \exp\left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln x_i + \gamma \hat{k}^{-1} \right]$	$T = \lambda^k (-\ln P_{fa})^{\frac{1}{k}}$
对数正态	$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} \exp\left(-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$	$\hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln x_i$ $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\ln x_i - \hat{\mu})^2$	$T = \exp[\sigma \Phi^{-1}(1 - P_{fa}) + \mu]$
K	$p(x) = \frac{2c}{\Gamma(\nu)} \left(\frac{cx}{2}\right)^\nu K_{\nu-1}(cx)$	$\hat{\nu} = \frac{((p+2)/2)^2 + (p+2)/2}{\beta_p - (p+2)/2}$ $\hat{c} = 2\sqrt{\hat{\nu}/\hat{m}_2}$	$P_{fa} = \frac{2}{\Gamma(\nu)} \left(\frac{cT}{2}\right)^\nu K_\nu(cT)$

图1为采用传统方法,假设由先验知识得到杂波分布分别为瑞利、韦布尔时,对实测数据处理得到的虚警概率与归一化检测门限T的关系曲线。实测数据雷达工作于X波段,脉冲重复频率为1kHz,飞行速度60m/s,入射余角约5°,杂波样本数据为51200。从图1可以看出,在相同的检测门限下,实际得到的虚警率明显远高于两种分布下的理论设定虚警率,达到数十倍甚至数百倍,此时检测器已经失去恒虚警的能力。

分析虚警性能恶化的原因有以下两个方面:

(1) 杂波产生机理以及统计特性复杂,所选分布模型与实际杂波分布不符合,即模型失配。

(2) 参考样本数有限、估计方法不当、多目标环境下杂波参考单元中存在干扰目标等因素导致模型参数估计误差较大。

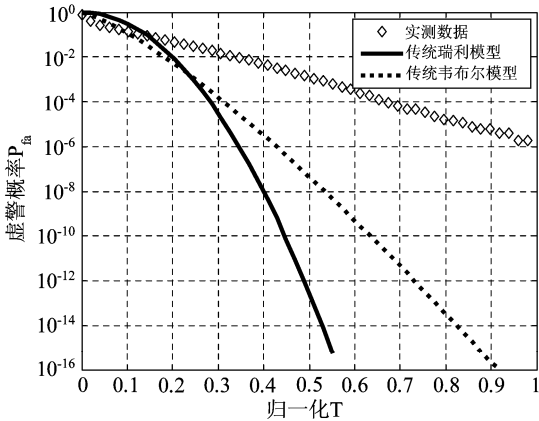


图1 传统全局估计法虚警性能曲线

Fig. 1 False alarm performance curves of traditional GPDF estimation method

3.1 模型失配的影响

海杂波特性由两个因素确定:一是雷达设备参数,如雷达脉冲宽度、工作频率、入射余角、极化方式等;二是环境参数,如海情及气象条件等。任何一个条件发生变化,海杂波的统计特性都有可能随之改变。在检测器之前通常都需对接收到的信号进行预处理,如相参积累、非相参积累等,这些步骤也可能改变杂波的统计特性,从而致使假设的分布模型与实际杂波差别较大。

假设根据先验信息判定杂波服从韦布尔分布,而实际上杂波为对数正态分布,相应的PDF分别为 $f(x)$ 、

$f'(x)$ 。为方便分析,现将两种分布的PDF重新表示为:

$$f(x) = \frac{kx^{k-1}}{\lambda_m} \exp\left(-\frac{x^k}{\lambda_m}\right) \quad (4)$$

$$f'(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} \exp\left(-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (5)$$

其中(4)式中的 λ_m 相当于表1中的 λ^k 。

设参考单元为矢量X,令 $Y = \ln(X)$,则韦布尔分布、对数正态分布的参数为:

$$k = \frac{\pi}{\sqrt{6\text{Var}(Y)}}, \quad \lambda_m = \exp[kE(Y) + \gamma] \quad (6)$$

$$\mu = E(Y), \quad \sigma = \sqrt{\text{Var}(Y)} \quad (7)$$

由(6)、(7)可得,在同一参考单元下分布参数之间的关系为:

$$k = \frac{\pi}{\sqrt{6}\sigma}, \quad \lambda_m = \exp[k\mu + \gamma] \quad (8)$$

检测器采用对两种分布均适用的log-t结构,在先验韦布尔分布下设定检测器的虚警概率为 P_f ,实际得到的虚警概率为 P'_f 。由表1可得韦布尔模型下 P_f 与检测统计量X的门限 T_X 、Y的门限 T_Y 关系分别为:

$$T_X = \lambda_m (-\ln P_f)^{\frac{1}{k}}$$

$$T_Y = \frac{\sqrt{6}}{\pi} [\ln(-\ln P_f) + \gamma] \quad (9)$$

参考单元X服从参数为 (μ, σ) 的对数正态分布,对数变换后的Y为高斯分布,参数为 (μ, σ) 。则实际得到的虚警概率为:

$$P'_f = \int_{T_Y}^{\infty} f'(x) dx = 1 - \int_{-\infty}^{T_Y} f'(x) dx = 1 - \Phi(T_Y)$$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{6}}{\pi} [\ln(-\ln P_f) + \gamma]\right) \quad (10)$$

图2为 P'_f 与 P_f 的对比曲线,可以看出在相同的T下两者之间的差别很大,例如当设定 $P_f = 10^{-2}$ 时,实际虚警 $P'_f = 1.52 \times 10^{-5}$,相差竟达3个数量级,而且随着设定虚警概率的减小,相差越来越大,在实际中检测器已经失去CFAR的意义。

另外注意到,在本例中分析的实际数据的韦布尔分布与假定的对数正态分布,在CFAR处理中可以采

用同一种检测器结构,而对于无法用同一种检测器结构的两种模型,比如韦布尔分布与 K 分布、对数正态分布与 K 分布,此时虚警概率的变化无规律可循,检测器 CFAR 性能难以维持。

(b) 为此时虚警对比曲线。可见,参数估计误差小于 10^{-2} 数量级时,可近似认为 $P'_f/P_f \approx 1$,实际得到的虚警概率与理论设定值几乎相等,当误差达 10^{-1} 时,实际得到的虚警概率偏离设定值,但没有模型失配时严重。

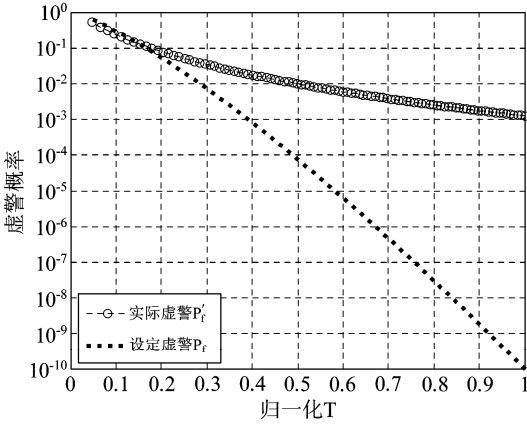


图 2 模型失配时实际虚警概率与设定虚警概率对比

Fig. 2 Comparison of actual and set false alarm ratio in model mismatch

3.2 参数估计误差的影响

在分布模型参数估计中,各种估计方法均是对观测数据本身或其函数求矩,估计误差无法消除。下面的分析前提是杂波模型匹配于实际数据,此时检测器结构始终适用。设定虚警概率以及实际得到的虚警概率分别为 P_f, P'_f 。

以对数正态分布为例,根据表 1 有:

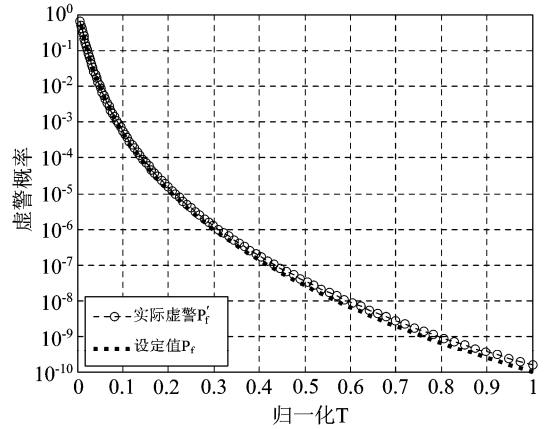
$$T = \exp[\sigma\Phi^{-1}(1-P_f) + \mu] \quad (11)$$

$$P'_f = 1 - \Phi\left(\frac{\ln T - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) \quad (12)$$

将(15)代入(16)得:

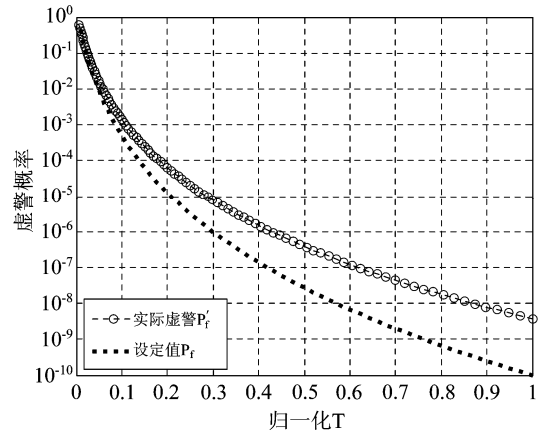
$$P'_f = 1 - \Phi\left(\frac{\sigma\Phi^{-1}(1-P_f) + \mu - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right) \quad (13)$$

设置参数 $\mu = 1, \sigma = 0.75$, 进行 10000 次蒙特卡洛仿真,在杂波样本数据量 N 较大 ($N = 1000$) 时,参数估计(最大似然法)为 $\hat{\mu} = 1.0023, \hat{\sigma} = 0.75328$ 。图 3(a) 是此时 P_f 与 P'_f 的对比曲线。在 N 较小 ($N = 50$) 时,估计参数为 $\hat{\mu} = 1.006, \hat{\sigma} = 0.7375$, 误差依然相当小。实验发现杂波功率参数 σ 对虚警影响较大,为考虑在参数估计误差较大时虚警的变化,现假设由于某种原因致使 σ 的估计误差达到 10%, 图 3



(a) 估计误差 1%

(a) Estimation error 1%



(b) 估计误差 10%

(b) Estimation error 10%

图 3 参数估计误差对虚警概率的影响

Fig. 3 Impact of parameter estimation error on false alarm ratio

4 非模型化检测门限获取方法

检测器的恒虚警能力是通过自适应调整检测门限实现的,在获取检测门限时,杂波的 GPDF 并不是必需的,由(2)式知虚警概率仅与幅度超过门限 T 的部分杂波有关,表现在概率密度函数上即为右截尾部分。传统方法是基于 GPDF 的假设确定门限,模型失配、参数估计误差等使得 GPDF 的右截尾部分与实际数据差别较大,从而使得虚警性能下降。

分析虚警概率与累积分布函数(Cumulative Density Function, CDF)的关系,由(2)式得:

$$P_{fa} = \int_T^{\infty} p(x | H_0) dx = 1 - \int_0^T p(x | H_0) dx = 1 - P(T) \quad (14)$$

其中, $P(\cdot)$ 为杂波幅度的 CDF^[12]。对于所有的分布模型,其 CDF 均为单调递增连续可导函数,因此 P_{fa} 是 T 的单调递减函数,而且连续可导,对实际数据的处理也证明了这点,如下图 4 所示。在实际的雷达系统中,所要求的 P_{fa} 指标很小,典型值为 $10^{-6} \leq P_{fa} \leq 10^{-3}$,对应图中 P_{fa} 与 T 关系曲线的右尾部分(图 4 阴影部分),本方法即对该部分曲线用某些简单函数拟合(拟合上限 $P_{Fa} = 10^{-2}$),从而根据设定的虚警概率即可确定相应的检测门限。该方法不需要知道杂波分布信息,不受模型的限制,解决了模型失配的问题,而相对于传统方法中的全局参数估计,只对右尾曲线拟合误差较小,从而有效降低了参数估计误差。为得到杂波的 CDF 散点图所需的样本数较大,因此该方法适用于杂波样本充足的情形。

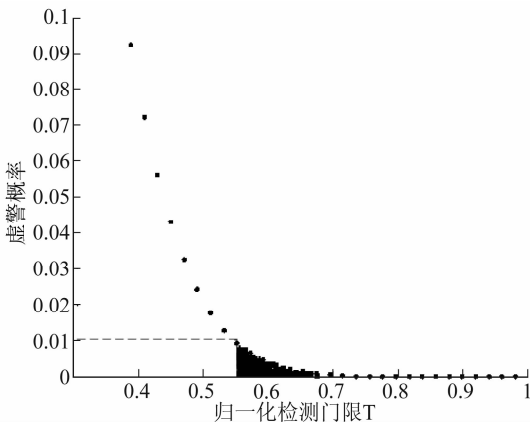


图4 实测数据的 P_{fa} 与 T 关系曲线

Fig.4 P_{fa} versus T for real sea clutter

文献[13]在海杂波背景下舰船目标的 SAR 图像检测时,分析指出在低入射角观测时,海杂波的拖尾呈指数分布的形式。由(18)式知 P_{fa} 与 T 也应存在某种指数关系,表 2 给出了常用分布模型的 $\ln P_{fa}$ 与 T 函数关系。由表 2 可知在瑞利分布时 $\ln P_{fa}$ 与 T 是二次函数关系,韦布尔分布时是幂指数关系,而对数正态以及 K 分布则比较复杂。

表2 各种分布模型 $\ln P_{fa}$ 与 T 的关系

Tab.2 $\ln P_{fa}$ versus T for distribution models

分布模型	$\ln P_{fa}$ 表达式	分布类型	$\ln P_{fa}$ 表达式
瑞利	$\ln P_{fa} = -\frac{T^2}{2\sigma^2}$	对数正态	$\ln P_{fa} = \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{\ln T - \mu}{\sigma} \right) \right]$
韦布尔	$\ln P_{fa} = -\left(\frac{T}{\lambda^k}\right)^k$	K	$\ln P_{fa} = \ln \left[\frac{2}{\Gamma(v)} \left(\frac{cT}{2}\right)^v K_v(cT) \right]$

本方法采用多项式作为基函数进行曲线拟合,即

$$\ln P_{fa} = \sum_{i=0}^N a_i T^i \quad (15)$$

相应的虚警概率 P_{fa} 、累计概率密度函数 $P(T)$ 、 H_0 条件下概率密度函数 $p(T)$ 分别为:

$$P_{fa} = \exp \left(\sum_{i=0}^N a_i T^i \right)$$

$$P(T) = 1 - \exp \left(\sum_{i=0}^N a_i T^i \right)$$

$$p(T) = - \sum_{i=1}^N i a_i T^{i-1} \exp \left(\sum_{i=0}^N a_i T^i \right) \quad (16)$$

多项式阶次越高,拟合效果越好,但相应的系数求解以及检测门限的计算量越大,综合考虑,仅对一阶和二阶模型进行分析测试。采用二阶模型时,有 $\ln P_{fa} = a_1 T^2 + a_2 T + a_3$,其中 a_1, a_2, a_3 是待求拟合系数,可用最小二乘法求得,即满足

$$\min_{a_1, a_2, a_3} \sum_i \left[\ln P_{fa}(i) - (a_1 T(i)^2 + a_2 T(i) + a_3) \right]^2 \quad (17)$$

对于一阶模型令 $a_1 = 0$ 即可。一阶模型仅对 K 分布拟合度较好,对瑞利分布、对数正态分布、韦布尔分布误差较大,而二阶模型对各种分布均取得较好拟合效果。

5 实验结果

为分析本文提出的非模型化检测门限获取方法的虚警性能,本节将分别用仿真数据以及实测雷达海杂波数据进行实验,并与传统方法进行了对比,实验中采用二阶模型拟合获取门限。

1) 仿真数据实验

分别产生韦布尔分布、对数正态分布以及 K 分布杂波数据(独立同分布),分布参数如图中取值,样本数据量均为 5.12×10^6 ,采用传统方法与本文方法的虚警概率与检测门限关系曲线如图 5 所示。因瑞利分布是韦布尔分布的特例,没有进行单独实验。

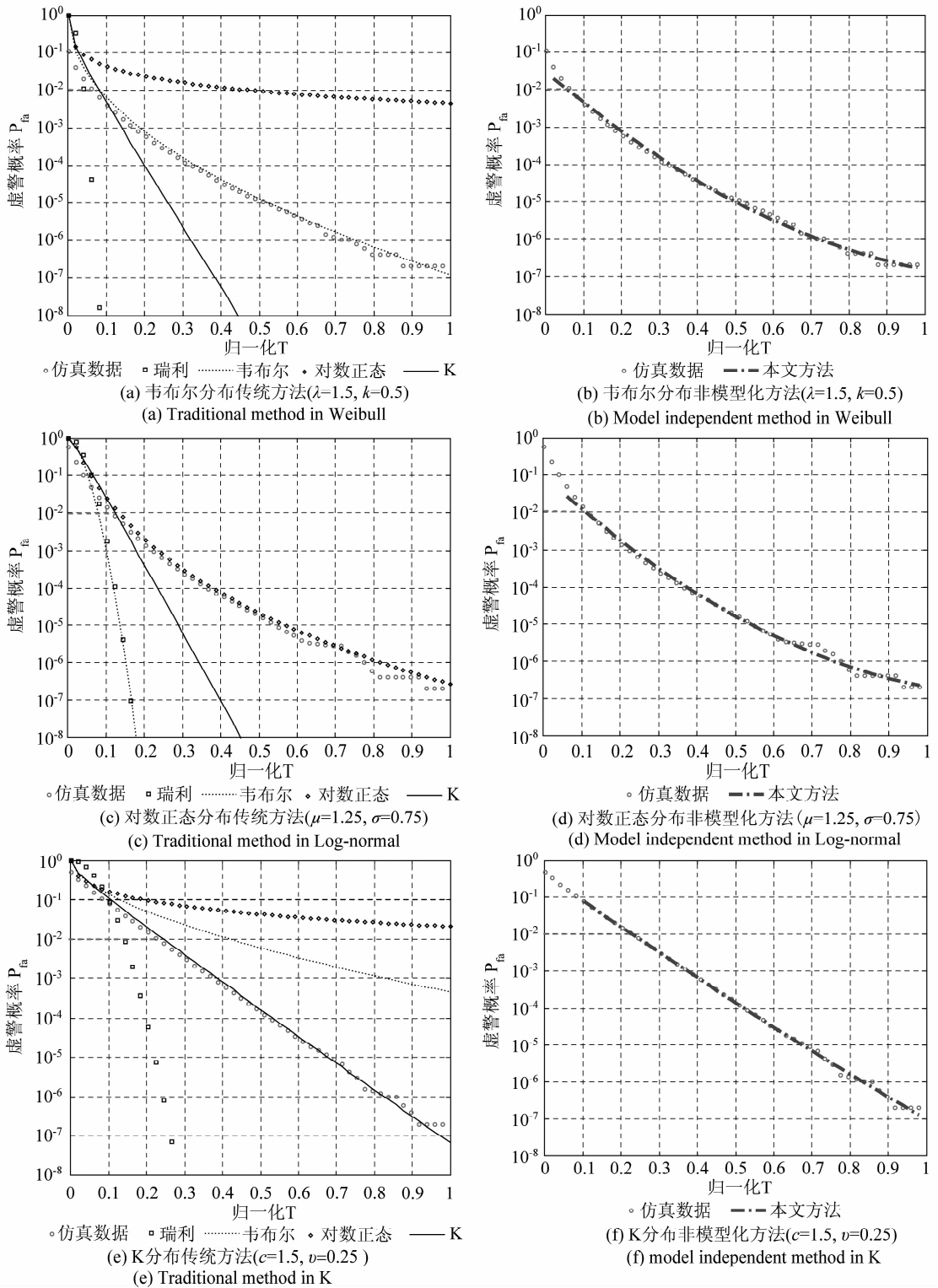


图 5 仿真数据条件下非模型化方法与传统方法虚警性能曲线

Fig. 5 Comparison of false alarm performance curves between model independent method and traditional method in simulation data

由图 5 可得出以下结论:

(1) 在仿真数据条件下(杂波服从特定的分布), 采用传统方法获取门限, 实际得到的虚警概率 P'_f 在模

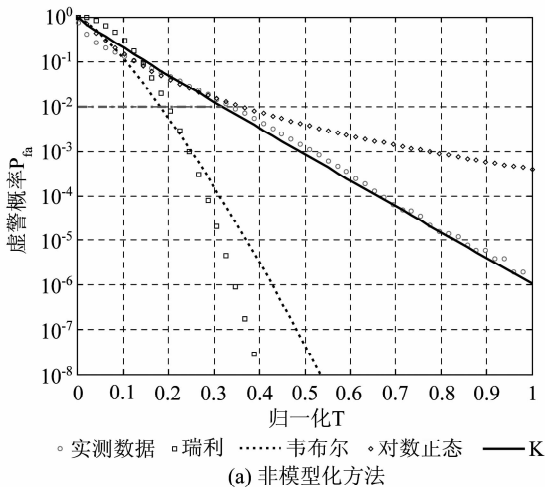
型匹配时与设定值 P_f 吻合度较好, 而在模型失配时, 相同检测门限下 P'_f 远远偏离 P_f 。

(2) 在各种分布下, 设定虚警概率 $P_f \leq 10^{-2}$ 时, 采

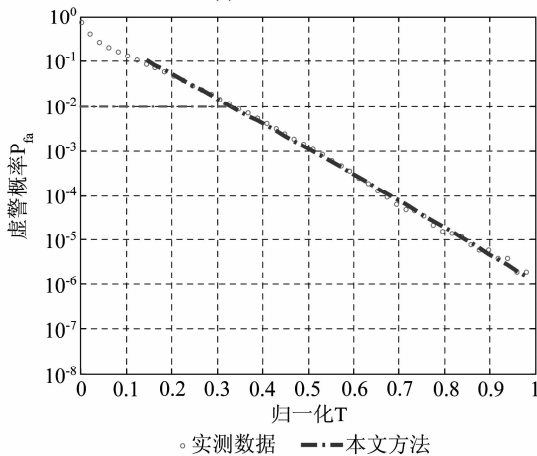
用本文方法获取门限,实际虚警概率与设定值均能较好吻合。

2) 实测海杂波数据实验

实测海杂波数据与第3节相同,经相参积累处理后,取相邻10个多普勒通道的杂波数据,共 5.12×10^5 个样本,两种方法虚警性能如图6所示,从图6中也可得出与图5类似的结论。



(a) Traditional method



(b) Model independent method

图6 实测海杂波下非模型化方法与传统方法虚警性能曲线

Fig.6 Comparison of false alarm performance curves between model independent method and traditional method in real sea clutter

有必要对图5和图6中的曲线进行解释,图中在某些先验分布模型下,采用传统方法获取检测门限时,得到的虚警概率曲线位于数据的实际曲线之上,如仿真数据为韦布尔分布而先验模型为对数正态时,这是很容易理解的。因为在进行参数估计后对数正态分布的概率密度函数的拖尾比实际数据大,从而致使为获得一定的虚警概率,所需要的检测门限较大,甚至超过

实际数据的最大值。或者说在有限数据的情况下,即使取检测门限为杂波幅值的最大值,也不可能使先验模型的虚警概率很小。单纯从虚警概率来考虑,即实际得到的虚警概率小于系统设定值,这样虚警性能反而更好,但是检测门限的增大必然带来检测性能的下降,所以综合考虑虚警性能和检测性能,本文认为实际虚警概率和设定虚警概率相等是理想状态。

3) 实验结果分析

为描述实际虚警概率在传统方法与本文方法下偏离设定虚警概率的程度,引入变量 $S = P_f' / P_f$,最佳状态是 $S = 1$ 。在设定虚警概率取典型值 $P_f = 10^{-4}$ 条件下 S 取值如表3所示。

表3 各数据条件下 S 取值

Tab.3 Value of S in different data case

		传统方法			本文方法
		韦布尔	对数正态	K	
仿真数据	韦布尔	0.7001	—	5.0995	1.0135
	对数正态	315.09	0.7001	5.7223	0.9384
	K	0.0042	—	0.8672	0.9292
实测数据		120.26	—	1.2044	0.8183

由表3可知:

(1) 采用传统方法,在模型失配时,实际虚警概率偏离(偏大或偏小)设定值可达数倍甚至上百倍,此时检测器已失去保持恒定虚警概率的功能。

(2) 采用本文方法在各种杂波分布下均可以达到与模型匹配相当的效果,甚至可能优于它。

综上所述:不管是仿真数据还是实测海杂波数据,采用本文提出的基于LCDF右截尾局部估计获取检测门限的方法,恒虚警性能较传统方法均得到明显改善。但由于前者需要获得杂波的LCDF进行数据拟合,在虚警概率较小时所需的样本数据量较大,而传统方法仅需统计杂波背景的功率,因此,本文方法较传统方法需要更多的杂波样本。

6 结束语

在全局估计法获取CFAR检测门限时,实际得到的虚警概率与设定的虚警概率差别较大,针对这一问题,本文提出了局部累积概率密度函数估计的非模型化CFAR检测门限获取方法,并给出了两种具体模型。采用该方法克服了传统全局估计法中模型失配以及参数估计误差等原因导致的虚警性能严重恶化的缺点,恒虚警性能得到了很大的改善,而且降低了门限计算的复杂

度。最后利用仿真数据以及实测数据验证了右截尾局部估计方法的有效性,对海杂波环境下的目标检测有一定的借鉴作用。在本文中只分析了右截尾局部估计法的虚警性能,接下来还应应对检测性能作深入研究。

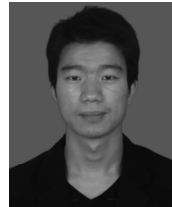
参考文献

- [1] Nitzberg R. Constant-False-Alarm-Rate Signal Processors for Several Types of Interferences [J]. IEEE Trans. on AES, 1972, 8(1): 27-34.
- [2] Farina, F. Gini, M. V. Greco, L. Verrazzani. High resolution sea clutter data: statistical analysis of recorded live data [J], IEE on Radar, Sonar and Navigation, 1997, 144(3): 121-130.
- [3] Roy, L. P. and R. V. R Kumar, Accurate K-distributed clutter model for scanning radar application [J]. IET Radar Sonar Navigation. , 2010, 4(2): 158-167.
- [4] 石志广,周剑雄,付强等. K 分布海杂波参数估计方法研究[J]. 信号处理, 2007, 23(3): 420-424.
Shi Zhiguang, Zhou Jianxiong, Fu Qiang. Parameter Estimation Study of K-distributed Sea Clutter [J]. Signal Processing, 2007, 23(3): 420-424. (in Chinese)
- [5] Anastassopoulos V, Lampropoulos G A. High resolution radar clutter statistic [J]. IEEE Trans On AES, 1999, 35(1): 43-59.
- [6] 姜斌,任双桥,黎湘,郭桂蓉. 一种新的高分辨雷达杂波模型参数估计方法[J]. 现代雷达, 2007, 29(5): 14-18.
Jiang Bin, Ren Shuang-qiao, Li Xiang, Guo Gui-rong. A Novel Parameter Estimation Method of Clutter Model for High Resolution Radar [J]. Modern Radar, 2007, 29(5): 14-18. (in Chinese)
- [7] 李旭涛,朱光喜,王首勇等. Alpha 稳定分布的参数表征及仿真[J]. 信号处理, 2007, 23(6): 814-817.
Li Xutao, Zhu Guangxi, Wang Shouyong, Cao Hanqiang. Parameterizations and Simulation of Alpha stable Distribution [J]. Signal Processing, 2007, 23(6): 814-817.

(in Chinese)

- [8] Liao M. , Wang C. , Wang Y. , Jiang L. Using SAR Images to Detect Ships from Sea Clutter [J]. IEEE Letters on GRS, 2008, 5(2): 194-198.
- [9] 童健,文必洋,王颂. 强海杂波背景下的舰船目标检测[J]. 武汉大学学报(理学版), 2005, 51(3): 370-374.
Tong Jian, Wen Bi-yang, Wang Song. Ship Target Detection in Strong Sea Clutter Background [J]. Journal Wuhan Univ(Nat Sci Ed), 2005, 51(3): 370-374. (in Chinese)
- [10] M. I. Skolnik, Introduction to radar systems (3rd Edition), McGraw-Hill, 2001.
- [11] 何友,关键,彭应宁等. 雷达自动检测与恒虚警处理[M]. 北京:清华大学出版社, 1999.
- [12] Giovanni Marino, Evan J. Hughes. A Novel Mathematical Approach for the Problem of CFAR Clutter Model Approximation[C]. Microwaves, Radar and Remote Sensing Symposium. Kiev, Ukraine, 2011: 332-335.
- [13] Chul H. Jung, Hee J. Yang. Multi-Target Detection Using 2-D Distributed Cell-Averaging CFAR in High Resolution SAR Images [C], EUSAR 2010. Offenbach, Berlin, 2010: 885-888.

作者简介



冉世领(1989-),男,河南商丘人。现为国防科技大学 ATR 国防科技重点实验室硕士研究生。主要研究方向:雷达信号处理、雷达目标检测与识别。
E-mail: ranshiling@gmail.com

赵宏钟(1971-),男,山西寿阳人。国防科技大学 ATR 国防科技重点实验室教授,中国电子学会会员,研究方向为精确制导、雷达信号处理与自动目标识别。

付强(1962-),男,湖南长沙人。国防科技大学 ATR 国防科技重点教授,博士生导师,解放军总装备部精确制导技术专家组成员。主要从事雷达信号处理、毫米波目标识别方面的研究。