

海杂波下距离扩展目标的最优二进制检测

赵宏钟, 陈远征, 朱永锋

(国防科学技术大学 ATR 重点实验室, 湖南 长沙 410073)

摘要: 研究了低擦地角下高分辨雷达对静止或慢速运动的距离扩展目标的最优二进制检测问题。采用 K 分布模型描述低擦地角下海杂波的统计分布, 采用 Rayleigh 快起伏模型描述扩展目标距离像的幅度分布, 详细分析了扩展目标二进制检测器参数与扩展目标径向长度、杂波形状参数之间的关系, 最终得到最优二进制检测器的参数选择准则和经验公式, 对二进制检测器的实际应用具有较强的指导意义。理论和实测杂波数据证明了最优二进制检测器的有效性。

关键词: K 分布; 海杂波; 扩展目标; 二进制检测; 似然比检测

中图分类号: TN 957

文献标志码: A

DOI:10.3969/j.issn.1001-506X.2011.05.04

Optimal binary detection strategy for range-extended targets in sea clutter

ZHAO Hong-zhong, CHEN Yuan-zheng, ZHU Yong-feng

(ATR Key Laboratory, National University of Defense Technology, Changsha 410073, China)

Abstract: Optimal binary detection strategy for range-extended targets is presented in the background of K-distribution sea clutter. A K-distribution model is used to characterize the sea clutter from low grazing angle, a Rayleigh stochastic model is adopted to describe the amplitude distribution of range-extended targets. The performance of binary detector for various range lengths of targets and the shape parameters of clutter are analyzed. Finally, the usual principles and experiential formula of optimal parameters choice are deduced, thus giving a direction for the application of the binary detector. The result of Mote Carlo test proves the efficiency of the optimal binary detection strategy.

Keywords: K-distribution; sea clutter; range-extended target; binary detection; likelihood ratio test

0 引言

与传统窄带雷达相比, 宽带高分辨雷达具有测量/跟踪精度高、获取的目标特性更丰富, 不仅能够对目标进行定位与测量, 而且可以实现对目标的分类识别等^[1-3]。但是由于宽带雷达的距离分辨率高, 目标的后向散射回波能量被离析成沿雷达视线(径向)分布的若干个强散射点(即所谓的距离像), 这就使得宽带雷达目标的信号检测问题与传统窄带雷达有着显著的不同^[4-5]。低分辨雷达将目标视为点目标, 回波信号与发射信号具有相同的形式, 其最佳检测器结构往往是采用相关接收或匹配滤波形式。而高分辨雷达下目标的回波是扩展的, 接收机的系统响应只与发射波形相匹配, 而与目标回波不匹配。研究表明^[6-7], 尽管高分辨雷达将目标的回波能量分散到了若干距离单元上, 但是其检测性能并不比低分辨雷达差, 在某些情况下甚至优于窄带雷达, 这主要有以下两个原因^[7]: ① 高分辨雷达减小距离分辨率单元, 有利于降低每个单元的杂波功率; ② 目标的各个强散射中心分散到不同距离单元中能有效减少目标回波起伏, 从而减小信号起伏引起的积累损失。

扩展目标的检测问题一直是高分辨雷达领域的研究热点。文献[8-9]研究了已知功率谱密度的高斯白噪声下的扩展目标检测问题, 并分别提出了平方律检波后积累和 $1/N$ 检测两种检测器结构。文献[10-11]采用广义似然比检测(generalized likelihood ratio test, GLRT)技术研究高斯色噪声背景中扩展目标的恒虚警检测问题, 取得了接近最优的检测性能, 其思想是将来自不同距离分辨率单元的回波建模为具有未知协方差矩阵的独立同分布的高斯矢量, 并且假定了具有待检测段数据(包含目标在距离维的全部信息)相同协方差矩阵但仅含杂波信号的辅助参考数据, 并据此来估计杂波的谱特性。基于 GLRT 的扩展目标检测方法需要已知回波信号的方向矢量(steering vector, SV), 因此只能用于相参雷达体制, 并且目标相对雷达存在较大的运动速度的情形, 否则无法求解各单元杂波方差的最大似然估计值^[11]。

以上研究均假设观测杂波信号服从高斯分布。实际上在高分辨雷达照射下, 特别是在低擦地角观测条件下, 海杂波的尖峰特性使得其统计概率密度分布具有较长的拖尾^[12-13], 高斯分布并不适合描述低擦地角下的杂波分布。

海尖峰在空间上表现为随机稀疏分布在不同距离、不同角度上的零星“峰值”。海尖峰的幅度可能非常大,是造成雷达虚警率高的主要原因;相对于海尖峰,海面舰船目标的回波在距离上是扩展分布的^[14]。这正是扩展目标和海杂波的重要区别。文献[15]根据扩展目标与海尖峰的区别,提出了采用二进制检测的思路。首先进行距离窗内的二进制检测,然后进行脉间的二进制检测,进一步降低虚警率,取得了近似 GLRT 的检测性能。但是文献[15]对海杂波采用了“受污染”的高斯分布模型描述。大量实验证实,高分辨雷达在低擦地角观测条件下的海杂波,可用 K 分布模型或者复合高斯模型来描述,且在杂波散射机理上能够得到很好的解释^[7-8]。此外,文献[15]对二进制检测器的参数优化问题没有给出详细分析和选择的依据。实际上扩展目标的二进制检测器参数不仅与杂波统计特性有关,与目标散射中心的展布特性也密切相关。

针对上述问题,本文采用 K 分布模型描述海杂波在低擦地角下的统计分布,采用 Rayleigh 快起伏模型^[12]来描述距离分辨率单元的回波包络,并在此基础上详细探讨 K 分布杂波下扩展目标的最优二进制检测问题。

1 K 分布杂波下扩展目标的检测

1.1 观测信号的假设检验模型

高分辨雷达接收波门内的回波信号经过离散化采样变成数字信号,为不失一般性,假设在每个距离分辨率单元采样一个点,接收波门共有 R 个采样点 $\{r_t\}_{t=1,\dots,R}$, 目标回波包含在其中的某一段长度为 L 的采样数据中,则 K 分布海杂波下扩展目标检测的假设检验模型为

$$\begin{cases} H_0: r_t = w_t, t = 1, \dots, R \\ H_1: \begin{cases} r_t = w_t + s_t, t \in \Omega_s \\ r_t = w_t, t \in \bar{\Omega}_s \end{cases} \end{cases} \quad (1)$$

式中, Ω_s 表示包含待检测目标回波的回波采样数据集合, $\bar{\Omega}_s = \{1, \dots, R\} - \Omega_s$, 这里假定雷达回波的杂噪比较高, 忽略接收机热噪声的影响; s_t 为扩展目标的回波复信号, 假定 s_t 的幅度服从参量为 σ_s^2 的快起伏 Rayleigh 分布, σ_s^2 为目标的平均功率, 相位服从 $[0, 2\pi]$ 内均匀分布, 从而 s_t 服从均值为零方差为 σ_s^2 的复高斯分布; w_t 为高分辨海杂波信号, 可以认为 $\{w_t\}_{t=1,\dots,R}$ 相互统计独立^[8], 且 $w_t = \tau_t g_t$, 即 w_t 为一复合高斯随机变量, 其中, g_t 为服从复高斯分布的快变分量, τ_t 为服从广义 χ^2 分布的慢变分量; s_t 与 w_t 相互独立。 g_t 和 τ_t 的概率密度函数分别为

$$f_g(\tau_t) = \frac{2}{b\Gamma(v)} \left(\frac{\tau_t}{b} \right)^{2v-1} \exp \left(-\frac{\tau_t^2}{b^2} \right), \quad \tau_t > 0, b > 0, v > 0 \quad (2a)$$

$$f_{\tau_t} \left(\frac{g_t}{\tau_t} \right) = \frac{1}{2\pi\tau_t^2} \exp \left(-\frac{|g_t|^2}{2\tau_t^2} \right) \quad (2b)$$

可以推得, 海杂波的幅度 $|w_t| = \tau_t |g_t|$, 满足 K 分布

$$f_{|w_t|}(|w_t|) = \frac{2}{a\Gamma(v)} \left(\frac{|w_t|}{2a} \right)^v K_{v-1} \left(\frac{|w_t|}{a} \right),$$

$$v > 0, a = \frac{b}{\sqrt{\pi}} > 0 \quad (3)$$

式中, $K_v(\cdot)$ 表示 v 阶第二类修正贝塞尔函数; a 为杂波尺度参数, 与杂波强度有关; v 为杂波形状参数, 决定了 K 分布的形状, 并且其值越小, K 分布的峰态越陡峭, 拖尾越长, 表示海尖峰特性越明显。实验测量结果表明: $0.1 \leq v < \infty$ 。这里可假设杂波分布参数已知, 或者借助杂波辅助通道估计^[8]。

1.2 似然比检测器

针对式(1)描述的假设检验问题, 存在似然检测结构。

当 $t \in \Omega_s$ 时, 在 H_0 假设下, 有

$$p_0(r_t) = \int_0^\infty \frac{1}{2\pi\tau^2} \exp \left(-\frac{|r_t|^2}{2\tau^2} \right) f_\tau(\tau) d\tau \quad (4)$$

在 H_1 假设下, 则有

$$p_1(r_t) = \int_0^\infty \frac{1}{\pi(2\tau^2 + \sigma_s^2)} \exp \left(-\frac{|r_t|^2}{(2\tau^2 + \sigma_s^2)} \right) f_\tau(\tau) d\tau \quad (5)$$

若 σ_s^2 已知, 由此根据奈曼-皮尔逊准则, 可以推得式(1)的似然比检测(likelihood ratio test, LRT)可表示为

$$\prod_{t \in \Omega_s} \frac{p_1(r_t)}{p_0(r_t)} > \lambda \quad (6)$$

式中, λ 为相应的门限。

若令 $f(r_t) = \ln p_1(r_t) - \ln p_0(r_t)$, 则式(6)又可写为对数 LRT 形式为

$$\sum_{t \in \Omega_s} f(r_t) > \ln \lambda \quad (7)$$

LRT 是式(1)所示检验模型的最优检测结构, 当然 LRT 并不能实际应用, 在本文中仅作为一个比较基准, 用于衡量文中提出的最优滑窗二进制检测器的性能。

1.3 滑窗二进制检测器

二进制检测的思想是设置两级检测, 首先通过第一级检测将观测信号 0/1 化, 然后采用 M/N 检测降低虚警率。海尖峰具有回波稀疏分布和瞬态能量很强的特性, 二进制检测的思想恰是利用了海尖峰的这两个特征。首先无论海尖峰有多强, 在通过第一门限后也只是出现一个“1”信号, 相当于 0/1 化处理, 这样将海尖峰的瞬态能量的影响大大削弱了, 因此有效抑制海尖峰的干扰; 其次海尖峰出现的空间、时间都是稀疏分布的, 海尖峰信号经过 0/1 处理后, 作为“1”的出现概率也是稀疏的, 在时域/空域积累后, 稀疏的海尖峰很难达到门限要求, 而舰船目标则反之。如此, 二进制检测器可以大大降低海尖峰引起的虚警率。此外二进制检测器并不需要多普勒 SV 信息, 对回波的脉间相参性没有要求, 因此采用二进制检测 K 分布杂波下的扩展目标是一条可行的途径^[16]。

(1) 第一级检测

当采用二进制检测器时, 令观测量 $z_t = |r_t|$, 并设二进制参数为 M/N, 第一门限为 T, 那么第一级检测表示为

$$\begin{bmatrix} H_1 \\ z_t > T \\ z_t < \\ H_0 \end{bmatrix} \rightarrow d_t^{(1)} \quad (8)$$

若 $z_t \geq T$, 则 $d_t^{(1)} = 1$, 否则 $d_t^{(1)} = 0$ 。通过一级检测, 海杂波中的“尖峰”无论再强也只是出现一个“1”信号, 对信号积累检测的影响已经大大削弱^[16]。

(2) 第二级检测

由于不确定 Ω 位于全部采样数据的哪一段, 故第二级采用滑窗搜索的办法进行检测^[16], 令 $l_w \in \{0, \dots, R-N+1\}$, 则第二级检测表示为

$$\begin{bmatrix} H_1 \\ \sum_{t=l_w}^{l_w+N-1} d_t^{(1)} > M \\ H_0 \end{bmatrix} \rightarrow d_{l_w}^{(2)} \quad (9)$$

若 $\sum_{t=l_w}^{l_w+N-1} d_t^{(1)} \geq M$, 则 $d_{l_w}^{(2)} = 1$, 否则 $d_{l_w}^{(2)} = 0$ 。

如果 $d_{l_w}^{(2)} = 1$, 则判决该滑窗对应位置存在目标; 如果 $d_{l_w}^{(2)} = 0$, 则认为无目标。

(3) 总虚警概率

由于各距离分辨单元相互独立, 故第一级检测的虚警概率 P_{f1} 和二进制检测总的虚警概率 P_f 的关系可表示为^[16]

$$P_f = \sum_{m=M}^N C_m^N P_{f1}^m (1 - P_{f1})^{N-m} \quad (10)$$

式中, $P_{f1} = \frac{2}{\Gamma(v)} \left(\frac{T}{2a} \right)^v K_v \left(\frac{T}{a} \right)$ 。

图 1 仿真计算了 $a=1$, $P_f=10^{-6}$, $N=30$ 时, v 、 T 与 M 的关系。由图 1 可见, 在杂波功率、虚警率、滑窗长度一定的情况下, 海杂波的形状系数 v 越大, 对应海尖峰越小, 第一级门限 T 越大, 说明第一级门限设置主要取决于海杂波中非海尖峰的能量, 并且随着第二门限 M 的增加, 第一级门限可以显著降低。上述特点表明二进制检测器对低信杂比(signal to clutter ratio, SCR)条件下目标信号检测非常有利^[16]。

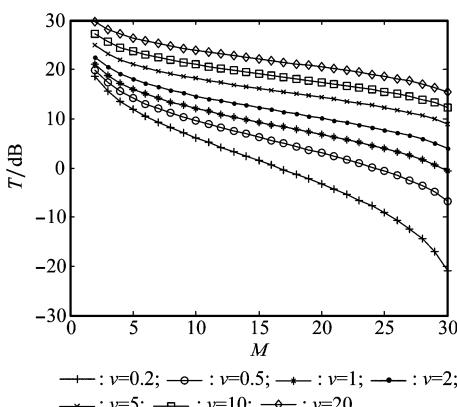


图 1 不同形状参数下 T 与 M 的关系

(4) 总发现概率

总发现概率 P_d 可表示为

$$P_d = \sum_{m=M}^N C_m^N P_{d1}^m (1 - P_{d1})^{N-m} \quad (11)$$

式中, P_{d1} 为单次检测的检测概率, 可表示为

$$P_{d1} = \int_T^\infty f_z(z_t) dz_t \quad (12)$$

式中, $f_z(z_t)$ 的概率密度函数可表示为

$$f_z(z_t) = \int_0^\infty \frac{2z_t}{\sigma_s^2 + \tau^2} \exp \left(-\frac{z_t^2}{\sigma_s^2 + \tau^2} \right) f_\tau(\tau) d\tau \quad (13)$$

2 二进制检测的最优参数选择准则

在高分辨雷达体制下, 杂波的统计分布特性和目标散射中心的分布特性共同决定了最优检测器的结构, 同时, 这两者也是影响检测性能的主要因素。同样地, 上文所述的二进制检测器也不例外。实际应用时, 按照奈曼-皮尔逊准则, 通过选择合适的二进制参数, 可以使得杂波下扩展目标的检测性能达到最优。本节研究二进制参数的最优选择问题。这里的“最优”是指在虚警和发现概率均相同的条件下, 所需的输入信杂比最小^[16]。

2.1 影响二进制检测性能的因素

扩展目标回波与海尖峰在径向展布的不同特点是杂波下扩展目标二进制检测的基本依据。K 分布杂波的形状参数 v 决定了海尖峰在雷达回波中的显著程度, 当用 Rayleigh 快起伏模型来描述目标单元回波的幅度统计特性时, 目标的径向长度 L 也是一个重要的参量。因此, 在本文的二进制参数最优设计中主要讨论杂波形状参数 v 和目标径向长度 L 这两个参数的选择问题。

(1) 目标径向长度 L 与二进制检测性能的关系

定义单元平均信杂比为 $\delta_{SCR} = \frac{2\sigma_s^2}{\sigma_w^2}$, 其中, $\sigma_w^2 = 4va^2$ 为单元杂波平均功率。

采用蒙特卡罗仿真分析, 仿真次数 100 万次, 滑窗长度 $N=30$, 杂波形状系数 $v=0.2$, 虚警率 $P_f=10^{-6}$, 发现概率 $P_d=90\%$ 。图 2 给出了不同目标长度下二进制检测的性能关系。从图 2 中可见, L 越小, 需要的 SCR 越高, 表明检测性能越差。由二进制检测原理知, 当目标长度 L 小于 M 时, 检测器输出将不可能满足检测条件, 因此滑窗的长度 N 应当根据目标径向长度 L 来确定, 一般选择 $N=L$, 而 M 的大小应满足 $M < L$ 。

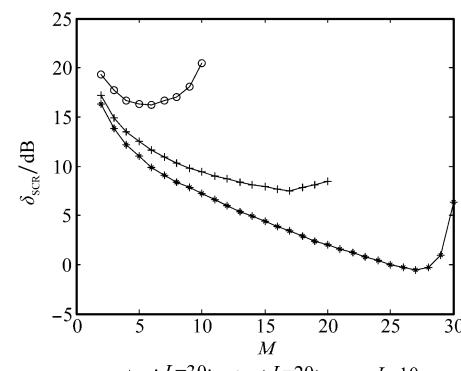
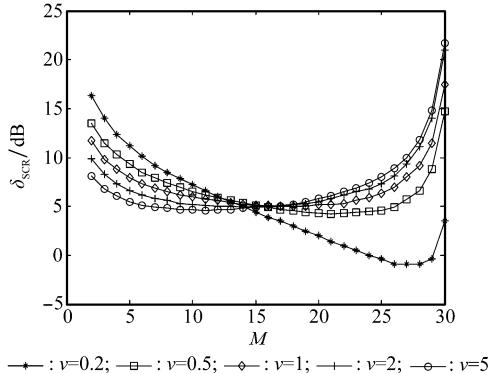


图 2 不同目标长度条件下二进制检测性能对比($N=30, v=0.2$)

(2) M_{opt} 与 v 的关系

仿真条件同上, 图 3 给出了不同杂波形状系数 v 下的检测器性能。从图 3 中可以看出, 当选择 $N=L=30$ 时, 对于不同的 v , 存在一个最优的 $M_{\text{opt}} \in \{1, 2, \dots, N\}$, 使得二进制检测性能达到最优, 即给定的检测性能指标条件下, $M \triangleq M_{\text{opt}}$ 时所需的 SCR 最小, 并且杂波形状系数 v 越小, 即海尖峰的效应越明显, 则 M_{opt} 越大。

图 3 不同形状参数下二进制检测性能对比 ($N=L=30$)

实际上 M_{opt} 可以在一定区间范围内选择, 图 4 给出了 M_{opt} 的选择范围与 v 的具体关系。由图 3 可知, 对于较大的 v , M_{opt} 的取值范围也较大, 而对于较小的 v , M_{opt} 的取值范围要相对小一些。这个结论可以从物理上得到解释: 当 v 较小时, 海杂波尖峰特性显著, 为了满足虚警概率指标要求, 必然要选择较大的 M , 而随着 v 的增大, 海杂波尖峰数量减少, M_{opt} 势必会降低, 并且由于 $v \rightarrow \infty$ 时, K 分布将逐渐退化为正态分布, M_{opt} 将维持在某一范围内不再变化, 与 v 的大小再无关系。

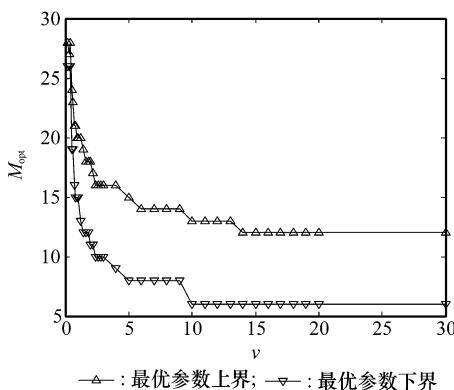
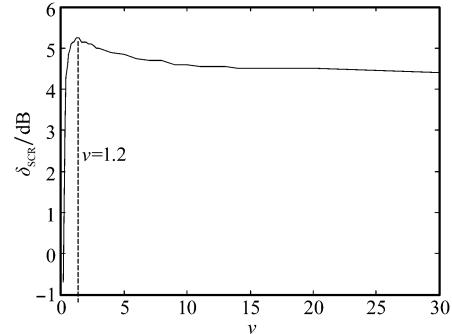
图 4 M_{opt} 与 v 的关系 ($N=L=30$)(3) 最优二进制检测性能与 v 的关系

图 5 给出了 $N=L=30$ 时满足性能指标要求所需要的 SCR 与 v 之间的关系。可见 $v=1.2$ 是一个检测性能的近似分界点, 当 $v \leq 1.2$ 时, v 越小, 需要的 SCR 越小, 且 SCR 随 v 的变化比较陡峭; $v > 1.2$ 时, v 越大, 需要的 SCR 越小, 且 SCR 随 v 的变化较平缓。出现这种现象的物理解释是: 对于较小的 v , 海尖峰效应显著, 在杂波功率一定的情

况下, “海尖峰”占据了海杂波中的大部分能量(“尖峰”效应主要通过二进制检测实现抑制), 而第一门限的选择主要取决于非海尖峰的能量, 这就使得扩展目标检测所需的信杂比较低。因此得出结论: 二进制检测方法特别适合于 v 较小、即拖尾较长的 K 分布杂波下的扩展目标的检测。

图 5 δ_{SCR} 与 v 的关系 ($N=L=30$)

2.2 最优参数选择准则

第 2.1 节分析了杂波形状系数 v 、目标径向长度 L 与二进制检测器性能的关系。通过以上分析可知, 当用 Rayleigh 快起伏模型来描述目标距离像幅度的统计分布时, K 分布杂波下最优二进制参数选择的一般原则如下:

(1) 选择 N , 一般 $N=L$ 。

(2) 选择 M_{opt} , 本文采用蒙特卡罗仿真分析, 求得不同参数 v 相对应的 M_{opt} , 再经曲线拟合, 可以得到最优二进制参数 M_{opt} 的经验公式为^[16]

$$M_{\text{opt}} \approx \begin{cases} \text{round}[0.65v^{-0.25}N], & v < 10 \\ \text{round}[0.34N], & v \geq 10 \end{cases} \quad (14)$$

式中, round [·] 表示四舍五入的取整运算。

需要指出的是: ① 对于不同的 N 值, 式(14)均近似成立(检测性能差异不超过 0.2 dB); ② 仿真实验表明, 尽管式(14)是在 $P_f = 10^{-6}$, $P_d = 90\%$ 的条件下获得的, 但其适用范围却可以扩展至 $10^{-10} \leq P_f \leq 10^{-4}$, $50\% < P_d < 95\%$ 。

3 检测器性能验证

为评价本文提出的二进制检测算法性能, 本节将分别采用仿真杂波数据(根据杂波分布参数仿真的数据)和实测杂波数据进行蒙特卡罗仿真实验, 并对比分析试验结果。

实测雷达杂波数据为: 雷达发射频率 17 GHz, 波束宽度 3 度, 距离分辨力 10 m, 采样频率 60 MHz, VV 极化, 晴天, 3 级海情。通过对实际测量得到的杂波数据拟合处理后得到其统计分布特性——K 分布, 形状参数为 1.92, 尺度参数为 0.51。实测杂波下的检测门限根据杂波数据统计得到。由于实测数据长度较小, 假定虚警概率 $P_f \leq 10^{-4}$ 。

仿真杂波数据条件为: 雷达分辨力 10 m, 目标径向投影长度 300 m, 散射中心幅度 Rayleigh 快起伏; 海杂波服从 K 分布, $v=1.92, a=0.51$; 最优二进制检测器参数 $N=30, M=16$ 。

分别采用本文提出的最优二进制检测和似然比检测器

的检测性能对比情况如图 6 所示。由图 6 可知:①无论是最优二进制检测,还是 LRT,在实测杂波下的检测性能要比仿真杂波条件下的检测性能差,当 $P_f = 10^{-4}$, $P_d = 90\%$ 时,最优二进制检测约有 3 dB 的 SCR 损失,LRT 则约有 10 dB 的 SCR 损失,这说明海杂波的实测回波与仿真模型参数还存在一定的误差;②理论上,LRT 略优于最优二进制检测,但在实测杂波条件下,后者却要大大优于前者。这是因为,前者对杂波分布参数比较敏感,对仿真 K 分布海杂波的参数已知,不受模型误差影响。而实测海杂波虽然可以用 K 分布模型来逼近,但由于在估计 K 分布的参数时存在一定误差,LRT 受模型误差影响性能大大下降,而本文提出的算法则不受此影响,因而比较稳健。

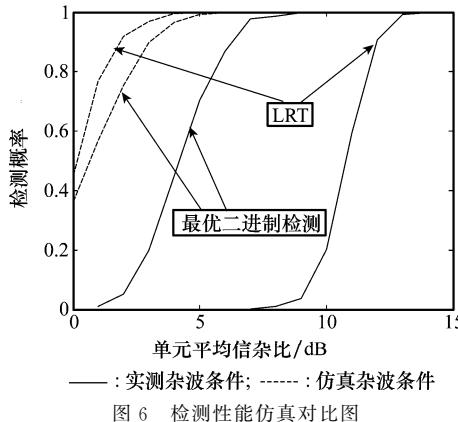


图 6 检测性能仿真对比图

4 结束语

本文研究了低擦地角下高分辨雷达对静止或慢速运动的距离扩展目标的检测问题。通过分析低擦地角下海杂波的尖峰特性和距离扩展目标的分布特性,提出了采用二进制检测器实现海杂波下扩展目标检测的方法。采用 K 分布模型描述低擦地角下海杂波的统计分布,采用 Rayleigh 快起伏模型来描述扩展目标距离像的幅度分布,详细分析了扩展目标二进制检测器参数与扩展目标径向长度、杂波形状参数之间的关系,最终得到最优二进制检测器的参数选择准则和经验公式。这些结论对二进制检测器的实际应用具有较强的指导意义。分别用理论杂波和实测杂波进行蒙特卡罗仿真实验,结果表明,虽然理论上最优二进制检测器的性能与 LRT 的性能非常接近,而在实际杂波背景下,前者要优于后者,且稳健性更好。本文提出的算法的运算量小,且不要求雷达回波信号具备相参性,也不要求目标具有一定的运动速度,因此对静止目标或慢速运动目标也适用。

参考文献:

[1] Wehner D R. *High-resolution Radar* [M]. 2nd ed. London: Artech House, 1995.

- [2] 丁鹭飞, 张平. 雷达系统 [M]. 西安: 西北电讯工程学院出版社, 1984. (Ding L F, Zhang P. *Radar system* [M]. Xi'an: Publishing House of Northwest Telecommunication Engineering Institute, 1984.)
- [3] 保铮, 邢孟道, 王彤. 雷达成像技术 [M]. 北京: 电子工业出版社, 2005. (Bao Z, Xing M D, Wang T. *Radar imaging technology* [M]. Beijing: Publishing House of Electronics Industry, 2005.)
- [4] Robert N M, Anthony D W. 噪声中的信号检测 [M]. 王德石, 译. 北京: 电子工业出版社, 2006. (Robert N M, Anthony D W. *Signal detection in noise* [M]. Wang D S, trans. Beijing: Publishing House of Electronics Industry, 2006.)
- [5] Nitzberg R. Effect of a few dominant specular reflectors target model upon target detection [J]. *IEEE Trans. on Aerospace and Electronic Systems*, 1978, 14(4): 670–673.
- [6] Farina A, Studer F A. Detection with high resolution radar: great promise, big challenge [J]. *Microwave Journal*, 1991, 21(5): 263–273.
- [7] Gregory A S, William L M, Marshall G. Radar detection and angle estimation of over-resolved ground vehicles [C] // Proc. of the IEEE Radar Conference, 2008: 65–70.
- [8] Gerard A. Detection of a distributed target [J]. *IEEE Trans. on Aerospace and Electronic Systems*, 1971, 7(5): 922–931.
- [9] Hughes P K. A high resolution radar detection strategy [J]. *IEEE Trans. on Aerospace and Electronic Systems*, 1983, 19(5): 663–667.
- [10] Conte E, Maio A D, Ricci G. GLRT-based adaptive detection algorithm for range-spread targets [J]. *IEEE Trans. on Signal Processing*, 2001, 49(7): 1336–1348.
- [11] Bandiera F, Maio A, Stefano A, et al. Adaptive radar detection of distributed targets in homogeneous and partially homogeneous noise plus subspace interference [J]. *IEEE Trans. on Signal Processing*, 2007, 55(4): 1223–1237.
- [12] Ward K D. Compound representation of high resolution sea clutter [J]. *Electronics Letters*, 1981, 17(16): 561–563.
- [13] Posner F L. Spiky sea clutter at high range resolutions and very low grazing angles [J]. *IEEE Trans. on Aerospace and Electronic Systems*, 2002, 38(1): 58–73.
- [14] Moon T T, Bawden P J. High resolution RCS measurements of boats [J]. *Proceeding of Institute of Electronic Engineering*, 1991, 138(3): 218–222.
- [15] Blunt S D, Gerlach K, Heyer J. HRR detector for slow-moving targets in sea clutter [J]. *IEEE Trans. on Aerospace and Electronic Systems*, 2007, 43(3): 965–974.
- [16] 陈远征. 末端制导雷达扩展目标检测方法研究 [D]. 长沙: 国防科学技术大学, 2009. (Chen Y Z. Study on detection method of distributed target for terminal guidance radar [D]. Changsha: National University of Defense Technology, 2009.)