

# 非高斯杂波下距离扩展目标 检测器的失配性能分析

简 涛<sup>1</sup>,何 友<sup>1</sup>,苏 峰<sup>1</sup>,曲长文<sup>1</sup>,张 博<sup>2</sup>

(1.海军航空工程学院信息融合技术研究所,山东烟台 264001; 2.海军装备研究院,北京 100073)

**摘 要:** 在球不变随机向量杂波条件下,研究了目标方向向量失配时距离扩展目标的检测问题.针对不依赖于散射点密度的广义似然比检验检测器,从理论上分析了信号实际方向向量与导向矢量失配对检测性能的影响,推导了失配条件下的检测和虚警概率公式,证明了检测器的恒虚警率特性.仿真实验表明,检测器对能量均匀分布的目标具有最佳性能,对失配目标信号具有很强的抑制能力;进一步分析表明,目标幅度起伏会带来一定的检测损失,而距离单元间散射点的相关性在高值检测概率区也会引起检测损失.

**关键词:** 距离扩展目标检测; 球不变随机向量; 恒虚警率; 广义似然比检验; 性能分析

**中图分类号:** TN957.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2010) 07-1478-05

## Performance Assessment of Range-Spread Target Detector for Unwanted Signal in Non-Gaussian Clutter

JIAN Tao<sup>1</sup>, HE You<sup>1</sup>, SU Feng<sup>1</sup>, QU Chang-wen<sup>1</sup>, ZHANG Bo<sup>2</sup>

(1. Research Institute of Information Fusion, Naval Aeronautical and Astronautical University, Yantai, Shandong 264001, China;

2. Naval Armaments Academy, Beijing 100073, China)

**Abstract:** This paper assesses the performance of range-spread target detector in spherically invariant random vector clutter, when the actual signal is misaligned with the assumed direction of arrival. As for the non-scatterer density dependent generalized likelihood ratio test (NSDD-GLRT), the influence of signal direction vector mismatched with steering vector on detection probability is analyzed theoretically. Moreover, the formulas for detection probability and false alarm probability are deduced, and the constant false alarm rate property of detector is proved. The experimental results show that NSDD-GLRT performs best when the target energy is uniformly distributed, and rejects the signal mismatched with steering vector effectively. In addition, the correlation between target amplitudes results in an additional loss for values of detection probability in the high range, and the fluctuation of target amplitudes also brings forth performance loss.

**Key words:** range-spread target detection; spherically invariant random vector; constant false alarm rate; generalized likelihood ratio test; performance assessment

### 1 引言

低分辨率雷达目标回波表现为单一散射点,称之为点目标<sup>[1]</sup>.而高分辨率雷达目标回波在雷达径向上的多个强散射点分布在不同的距离单元中,形成距离扩展目标<sup>[2,3]</sup>,目标的离散散射中心常被称为多主散射点(MDS, Multiple Dominant Scatterer).增加雷达分辨率并采用适当检测方法能极大提高检测概率<sup>[4,5]</sup>,但如果用传统目标检测器检测距离扩展目标,由于部分目标能量泄漏到参考单元中,检测性能将大大下降,甚至完全失效<sup>[6]</sup>.随着雷达分辨率的提高,雷达会接收到类似于目

标的尖峰杂波,这种尖峰杂波可用球不变随机向量(SIRV, Spherically Invariant Random Vector)来建模<sup>[7,8]</sup>.文献[9]在SIRV杂波条件下,提出了不依赖于散射点密度的广义似然比检验(NSDD-GLRT, Non-Scatterer Density Dependent Generalized Likelihood Ratio Test)检测器,并分析了目标方向匹配情况下的检测性能.而实际雷达的工作中,目标导向矢量并非总与真实目标方向向量一致,在这种方向失配条件下,通常希望对失配或干扰信号进行有效抑制.因此,分析距离扩展目标检测器在目标方向向量失配时的检测性能具有重要的现实意义.

本文针对单脉冲、多阵元条件下的静止距离扩展目

标检测问题,利用 GLRT 理论,获得了与文献[9]一致的 NSDD-GLRT 检测器,推导了失配情况下的检测和虚警概率公式,分析了目标方向向量失配对检测性能的影响.并通过仿真实验分析了不同目标能量分布、目标方向向量失配程度、目标幅度起伏特性和散射点间相关性对检测性能的影响.

## 2 问题描述与检测器设计

假设数据从  $N$  个阵元得到,需解决跨过  $K$  个距离单元  $z_t, t=1, \dots, K$  检测一个目标存在与否的问题.假设可能的目标完全包含在这  $K$  个单元中,并考虑杂波为主的干扰环境,即杂波的残留功率比内部噪声大很多,因此忽略内部噪声的影响.所要解决的检测问题可以由以下二元假设检验来表达:

$$H_0: z_t = c_t, t=1, \dots, K \quad (1)$$

$$H_1: z_t = \alpha_t p + c_t, t=1, \dots, K$$

式中,  $p$  表示目标单位导向矢量,即  $p^H p = 1$  (符号“(·)<sup>H</sup>”表示共轭转置),它与雷达检测时所指方向具有一一对应的关系,且  $p = (1, e^{j\phi_1}, e^{j2\phi_1}, \dots, e^{j(N-1)\phi_1})^T / \sqrt{N}$  (其中  $\phi_1$  为常数,符号“(·)<sup>T</sup>”表示转置);  $\alpha_t, t=1, \dots, K$  是反映目标和信道影响的未知参数.

杂波回波用 SIRV 分布来建模<sup>[7]</sup>,则距离单元  $t$  的  $N$  维杂波向量  $c_t$  可以表示成

$$c_t = \sqrt{\tau_t} \cdot \boldsymbol{\eta}_t, t=1, \dots, K \quad (2)$$

式中,  $\boldsymbol{\eta}_t = (\eta_t(1), \eta_t(2), \dots, \eta_t(N))^T$ , 其中  $\eta_t(n), n=1, \dots, N$  是零均值方差为 1 的复圆高斯随机变量,纹理分量  $\tau_t$  是服从未知分布  $f_{\tau_t}$  的非负随机变量,它用来描述不同距离单元间杂波功率水平的起伏.根据 SIRV 模型可知,  $\boldsymbol{\eta}_t$  和  $\tau_t$  在不同距离单元之间是相互独立的,且  $\boldsymbol{\eta}_t$  的归一化协方差矩阵  $\boldsymbol{\Sigma}$  可以表示为

$$\boldsymbol{\Sigma} = E\{\boldsymbol{\eta}_t \boldsymbol{\eta}_t^H\}, t=1, \dots, K \quad (3)$$

其中,正定的 Hermitian 矩阵  $\boldsymbol{\Sigma}$  对角线元素为 1. 为了分析方便,可假设  $\boldsymbol{\Sigma}$  已知,若  $\boldsymbol{\Sigma}$  未知,可以利用与被检测单元邻近的距离单元的观测值估计得到.

杂波向量  $c_t$  的协方差矩阵为

$$E\{c_t c_t^H\} = E\{\tau_t \boldsymbol{\eta}_t \boldsymbol{\eta}_t^H\} = \tau_t \boldsymbol{\Sigma}, t=1, \dots, K \quad (4)$$

其中,  $\tau_t$  表示  $\tau_t$  的数学期望.

根据 Neyman-Pearson 准则,式(1)所表示的假设检验问题的最优解是似然比检验,但因为参数  $\alpha_t$  和  $\tau_t, t=1, \dots, K$  是完全未知的,可以借助于 GLRT 的判决方法<sup>[10]</sup>. 由于式(1)表示的目标模型与文献[9]中利用单元元、 $N$  个相干脉冲的移动距离扩展目标模型相似,因此,在已知归一化协方差矩阵  $\boldsymbol{\Sigma}$  条件下,利用类似的推导可以很容易的得到 NSDD-GLRT 检测器<sup>[9]</sup>,其检测统计量为

$$\lambda_{\text{NSDD-GLRT}} = -2(N-1) \sum_{t=1}^K \ln \left[ 1 - \frac{|p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t|^2}{(z_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t)(p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} p)} \right] \quad (5)$$

## 3 失配条件下的检测和虚警概率

文献[9]已详细讨论了 NSDD-GLRT 在实际目标方向向量与导向矢量对准时的检测性能,本节主要考虑实际目标方向向量与导向矢量失配时的检测性能.

假设目标信号的实际单位方向向量为  $q = (1, e^{j\phi_2}, e^{j2\phi_2}, \dots, e^{j(N-1)\phi_2})^T / \sqrt{N}$  (其中  $\phi_2$  为常数). 当目标方向失配时,  $\phi_2 \neq \phi_1$ . 令

$$A_p = \sqrt{p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} p} \quad (6)$$

$$A_q = \sqrt{q^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} q} \quad (7)$$

当信号方向匹配时,可获得的最大信杂比(SCR, Signal-to-Clutter power Ratio)为

$$\text{SCR}_{\text{gg}} = \frac{\sum_{t=1}^K |\alpha_t|^2}{K\tau_0} q^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} q \quad (8)$$

当信号方向向量与导向矢量失配时,将会导致 SCR 损失,此时的 SCR 为

$$\text{SCR}_{\text{pq}} = \frac{\sum_{t=1}^K |\alpha_t|^2}{K\tau_0} \frac{|p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} q|^2}{p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} p} \quad (9)$$

为了便于数学分析,可用内积  $\cos\theta$  的距离度量形式来表示  $\text{SCR}_{\text{pq}}$  相对于最大平均信杂比  $\text{SCR}_{\text{gg}}$  的比值,即

$$\cos^2\theta = \frac{\text{SCR}_{\text{pq}}}{\text{SCR}_{\text{gg}}} = \frac{|p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} q|^2}{A_p^2 A_q^2} \quad (10)$$

$\cos^2\theta$  表示信号方向向量与导向矢量失配的程度:当  $\cos^2\theta = 1$  时,  $q = p$ , 即目标方向向量与导向矢量匹配;当  $\cos^2\theta = 0$  时,目标方向向量与导向矢量正交,失配程度最大.

$$\text{令 } w_t = \frac{|p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t|^2}{(z_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t)(p^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} p)}, t=1, \dots, K \quad (11)$$

由于  $\boldsymbol{\Sigma}$  是正定的 Hermitian 矩阵,其特征值均为正实数,特征值分解可表示为  $\boldsymbol{\Sigma} = U_1 \boldsymbol{\Lambda}_1 U_1^H$ . 定义平方根矩阵  $\boldsymbol{\Sigma}^{1/2} = U_1 \boldsymbol{\Lambda}_1^{1/2} U_1^H$ , 则有  $\boldsymbol{\Sigma} = \boldsymbol{\Sigma}^{1/2} \boldsymbol{\Sigma}^{1/2}$ , 同样定义  $\boldsymbol{\Sigma}^{-1/2} = U_1 \boldsymbol{\Lambda}_1^{-1/2} U_1^H$ , 其中  $\boldsymbol{\Lambda}_1^{1/2}$  和  $\boldsymbol{\Lambda}_1^{-1/2}$  分别是以  $\boldsymbol{\Sigma}$  的特征值平方根和其倒数为对角元素的对角矩阵. 利用  $\boldsymbol{\Sigma}^{-1/2}$  对  $z_t$  和  $p$  进行白化处理,并分别进行一定比例变换,可得白化后的观测向量和单位导向矢量为

$$z_t = \boldsymbol{\Sigma}^{-1/2} z_t / \sqrt{\tau_t}, t=1, \dots, K \quad (12)$$

$$p = \boldsymbol{\Sigma}^{-1/2} p / A_p \quad (13)$$

在  $H_0$  假设下,  $z_t \sim CN(0, I_N)$ ; 在  $H_1$  假设下,  $z_t \sim CN(\alpha_t \boldsymbol{\Sigma}^{-1/2} q / \sqrt{\tau_t}, I_N | \tau_t)$ . 进一步对白化的单位导向

矢量  $p$  进行 Household 变换<sup>[11]</sup>, 即采用一个酉变换  $U_2$  将  $p$  转向到单位向量  $\mathbf{1}_N = [1, 0, \dots, 0]^T$  上去

$$\mathbf{1}_N = U_2 p = [1, 0, \dots, 0]^T \quad (14)$$

此时的  $w_i$  可以进一步表示为

$$w_i = \frac{|\mathbf{1}_N^H y_i|^2}{(y_i^H y_i)(\mathbf{1}_N^H \mathbf{1}_N)} \quad (15)$$

其中,  $y_i = U_2 z_i$ . 下面具体讨论失配条件下 ( $0 \leq \cos^2 \theta \leq 1$ ) 的检测器性能. 由于  $H_0$  假设是  $H_1$  假设下目标幅度  $a_i = 0$  的特殊情况, 可先分析  $H_1$  假设下的情况. 在  $H_1$  假设下,  $y_i \sim CN(a_i U_2 \Sigma^{-1/2} q / \sqrt{\tau_i}, I_N | \tau_i)$ . 令单位向量  $f = U_2 \Sigma^{-1/2} \cdot q / A_q$ , 由式(10)、式(13)和式(14)可知,  $f$  的第一个元素可以表示为

$$\mathbf{1}_N^H f = \frac{\mathbf{1}_N^H U_2 \Sigma^{-1/2} q}{A_q} = \frac{p^H \Sigma^{-1} q}{A_p A_q} = e^{j\varphi} \cos \theta \quad (16)$$

则在  $H_1$  假设下,  $y_i$  的条件均值向量可以表示为

$$E\{y_i | \tau_i\} = \frac{\alpha_i A_q}{\sqrt{\tau_i}} \begin{bmatrix} e^{j\varphi} \cos \theta \\ \mathbf{h} \cdot \sin \theta \end{bmatrix} \quad (17)$$

其中  $\mathbf{h}$  表示一个  $N-1$  维的单位向量. 从式(17)可知,  $y_i$  条件均值向量的模平方恰好表示了距离单元  $t$  中可获得的最大 SCR

$$a_i = |E\{y_i | \tau_i\}|^2 = \frac{|\alpha_i|^2 A_q^2}{\tau_i} \quad (18)$$

根据式(15), 令

$$u_i = -2(N-1) \ln(1-w_i) = 2(N-1) \ln \left( 1 + \frac{|y_i(1)|^2}{\sum_{n=2}^N |y_i(n)|^2} \right) \quad (19)$$

其中,  $y_i(n)$  表示  $y_i$  的第  $n$  个元素. 由前可知,  $2|y_i(1)|^2$  服从非中心参量为  $2a_i \cos^2 \theta$ , 自由度为 2 的条件非中心  $\chi^2$  分布; 而  $2 \sum_{n=2}^N |y_i(n)|^2$  服从非中心参量为  $2a_i \sin^2 \theta$ , 自由度为  $2(N-1)$  的条件非中心  $\chi^2$  分布. 因此, 可得  $u_i$  的条件概率密度函数(PDF, Probability Density Function)为

$$f_{u_i} | H_1(x; a_i, N, \cos^2 \theta | \tau_i) = \exp(-a_i) \cdot g_0(x; a_i, N, \cos^2 \theta | \tau_i), \quad x > 0 \quad (20)$$

其中,

$$g_0(x; a_i, N, \cos^2 \theta | \tau_i) = \int_0^\infty \frac{t^{N/2}}{(N-1)2^{N/2+2} [a_i(1-\cos^2 \theta)]^{N/2-1}} \cdot \exp\left(-\frac{t}{2} e^{x/2(N-1)} + \frac{x}{2(N-1)}\right) \cdot I_0\left(\sqrt{2ta_i}(e^{x/2(N-1)} - 1) \cos^2 \theta\right) \cdot I_{N-2}\left(\sqrt{2ta_i}(1-\cos^2 \theta)\right) dt \quad (21)$$

其中,  $I_n(\cdot)$  表示第一类  $n$  阶修正贝塞尔函数.

如果  $u_i, i = 1, \dots, K$  是相互独立的, 由式(5)、式(19)和式(20)可知, NSDD-GLRT 的检测概率为

$$P_d = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty \exp\left(-\sum_{i=1}^K a_i\right) \int \dots \int_{D_0} \prod_{i=1}^K f_{\tau_i}(\tau_i) \cdot g_0(x_i; a_i, N, \cos^2 \theta | \tau_i) dx_1 \dots dx_K d\tau_1 \dots d\tau_K \quad (22)$$

其中,  $D_0 = \{(x_1, x_2, \dots, x_K) | \sum_{i=1}^K x_i > G_0, x_i > 0\}$ ,  $G_0$  表示一定虚警概率下的检测阈值.

在  $H_0$  假设下, 目标幅度  $a_i = 0$ , 由式(20)可知

$$f_{u_i} | H_0(x; N) = e^{-x/2} / 2, \quad x > 0 \quad (23)$$

式(23)表明  $u_i \sim \chi^2(2)$ ,  $i = 1, \dots, K$ , 而由于  $u_i$  是独立同分布的, 则在  $H_0$  假设下  $\lambda_{\text{NSDD-GLRT}} \sim \chi^2(2K)$ , 这说明 NSDD-GLRT 在不同的失配情况下仍具有恒虚警率特性, 检测阈值  $G_0$  可以由  $\chi^2(2K)$  的分布函数获得.

当目标方向向量与导向矢量正交, 即  $\cos^2 \theta = 0$  时, 由式(22)可知, NSDD-GLRT 的检测概率为

$$P_d' = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty e^{-\sum_{i=1}^K a_i} \int \dots \int_{D_0} \prod_{i=1}^K f_{\tau_i}(\tau_i) \sum_{m=0}^\infty \frac{(N+m-1) a_i^m}{2(N-1) m!} \cdot \exp\left(-\frac{(N+m-1)x_i}{2(N-1)}\right) dx_1 \dots dx_K d\tau_1 \dots d\tau_K \quad (24)$$

此时, 考虑如下关于  $u_i$  的 PDF 的积分式

$$\int_{x_0}^\infty f_{u_i} | H_1(x; a_i, N, 0 | \tau_i) dx = \exp\left[-\frac{x_0}{2} + a_i \left[ \exp\left(-\frac{x_0}{2(N-1)}\right) - 1 \right]\right], \quad x_0 > 0 \quad (25)$$

当  $a_i \rightarrow \infty$  时, 式(25)的积分式趋近于 0. 由  $u_i, i = 1, \dots, K$  的独立性可知, 当  $\sum_{i=1}^K a_i \rightarrow \infty$  时,  $P_d' \rightarrow 0$ , 表明目标方向完全失配时, 检测器将完全检测不到目标.

当目标方向向量与导向矢量匹配, 即  $\cos^2 \theta = 1$  时, 由式(22)可知, NSDD-GLRT 的检测概率可以表示为

$$P_d'' = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty e^{-\sum_{i=1}^K a_i} \int \dots \int_{D_0} \prod_{i=1}^K f_{\tau_i}(\tau_i) e^{-\frac{x_i}{2}} \cdot \sum_{m=0}^\infty \frac{\left(1 - \exp\left(-\frac{x_i}{2(N-1)}\right)\right)^m a_i^m (N+m-1)!}{2(N-1)!(m!)^2} \cdot dx_1 \dots dx_K d\tau_1 \dots d\tau_K \quad (26)$$

此时的检测概率为目标方向匹配时可获得的最大检测概率, 即式(22)的最大值.

#### 4 性能分析

本节分析了不同目标能量分布、目标方向向量失配程度、目标幅度起伏特性和散射点间相关性对 NSDD-GLRT 检测性能的影响. 仿真中的杂波纹理分量分布  $f_{\tau_i}$  用  $\Gamma$  分布建模<sup>[9]</sup>

$$f_c(\tau) = \frac{(L/b)^L}{\Gamma(L)} \tau^{L-1} e^{-(L/b)\tau}, \tau \geq 0 \quad (27)$$

式中  $\Gamma(\cdot)$  是 Gamma 函数,  $b$  是均值,  $L$  用来控制与正态统计量偏离的程度.  $L$  越小,  $f_c$  函数的拖尾越长, 杂波就会出现更多的尖峰. 不失一般性, 令  $b=1$ . 而此时的距离单元中杂波的分布函数等效为 K 分布, K 分布一般用来描述海杂波<sup>[13]</sup>.

假设目标散射点实际个数为  $h_0$ , 所有  $K$  个距离单元都有杂波分量, 只有  $h_0$  个距离单元有信号分量, 且一个距离单元最多只有一个散射点.  $K$  个距离单元内每个距离单元平均目标功率为  $\sigma_s^2$ , 平均杂波功率为  $\sigma_c^2$ , 有目标散射点的距离单元回波功率为  $\varepsilon_i \sigma_s^2 K$ , 其中  $\varepsilon_i$  表示距离单元  $i$  中的目标能量占目标总能量的比例. 本文考虑几种典型的 MDS 模型,  $\varepsilon_i$  的具体取值如表 1 所示.

表 1 不同 MDS 模型的  $\varepsilon_i$  值

目标距离单元	1	2	...	$h_0$
Model.1	$1/h_0$	$1/h_0$	$1/h_0$	$1/h_0$
Model.2	0.5	$0.5/(h_0-1)$	$0.5/(h_0-1)$	$0.5/(h_0-1)$
Model.3	0.9	$0.1/(h_0-1)$	$0.1/(h_0-1)$	$0.1/(h_0-1)$
Model.4	0.99	$0.01/(h_0-1)$	$0.01/(h_0-1)$	$0.01/(h_0-1)$
Model.5	1	0	0	0

由前面的分析可知, 根据式(8), 输入 SCR 可以定义为<sup>[4]</sup>:

$$SCR_{in} = SCR_{99} \quad (28)$$

实验中检测概率采用 Monte Carlo 方法计算, 考虑到计算精度的问题, 估计每一个  $P_d$  的 Monte Carlo 次数是 5000, 并假设  $P_{fa} = 10^{-4}$ ,  $K = 15$ .

首先分析目标幅度非起伏情况下, 不同目标能量分布对检测器性能的影响, 采用表 1 中的 5 种 MDS 模型. 图 1 是  $h_0 = 15$ ,  $L = 1$ ,  $N = 2$ , 不同 MDS 模型对应的 NSDD-GLRT 检测性能曲线. 图 1 表明, 目标能量均匀分布(Model.1)时 NSDD-GLRT 的检测性能最好, 目标能量越集中, 检测性能越差, 在极端的点目标环境下(Model.5), NSDD-GLRT 存在极大的检测损失. 这是因为在点目标环境下, 检测统计量对纯杂波的距离单元进

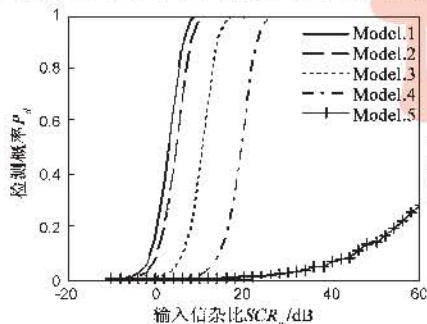


图 1  $N=2, L=1, K=15, h_0=15, P_{fa}=10^{-4}$ , Model. 1-5 的 NSDD-GLRT 检测性能曲线

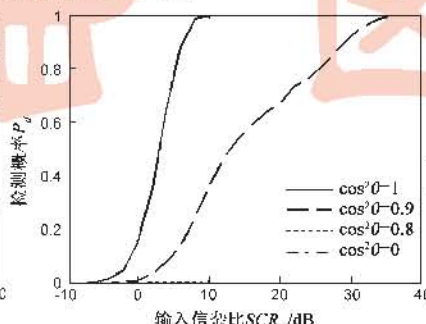


图 2  $N=2, L=1, K=15, h_0=15, P_{fa}=10^{-4}, \cos^2 \theta=1, 0.9, 0.8, 0$  的 NSDD-GLRT 检测性能曲线

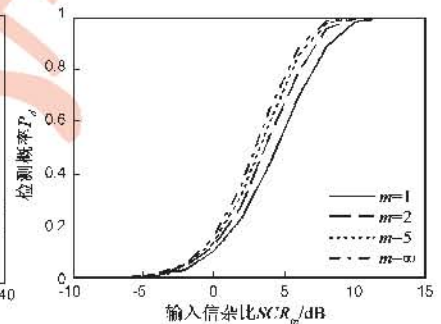


图 3  $N=2, L=1, K=15, h_0=15, P_{fa}=10^{-4}, \rho=0, m=1, 2, 5, \infty$  的 NSDD-GLRT 检测性能曲线

行了积累, 存在坍塌损失. 而且目标能量越集中, 目标越接近于点目标, 坍塌损失越大. 为了分析方便, 下文均采用 Model.1. 图 2 是不同方向失配条件下 ( $\cos^2 \theta = 1, 0.9, 0.8, 0$ ) 对应的 NSDD-GLRT 检测性能曲线. 在  $\cos^2 \theta = 0.9$ , 即方向轻微失配时, 检测性能已急剧下降; 而在  $\cos^2 \theta = 0.8$  时, NSDD-GLRT 已基本检测不到失配目标信号; 在目标方向向量完全失配的条件下 ( $\cos^2 \theta = 0$ ), 检测概率变为 0. 这说明 NSDD-GLRT 对方向失配的信号有很好的抑制能力.

以上性能分析均是基于目标幅度非随机起伏进行的, 下面考虑幅度随机起伏对检测性能的影响. 通常用  $\chi^2$  随机变量对  $|a_i|^2, i = 1, \dots, K$  建模. 假设  $|a_i|^2, i = 1, \dots, K$  是一个具有一阶相关系数  $\rho$  的指数序列. 其中  $|a_k|^2$  和  $|a_h|^2$  之间协方差为<sup>[4]</sup>:

$$\text{COV}(|a_k|^2, |a_h|^2) = \frac{A_k^2 \cdot A_h^2}{m} \rho^{|h-k|}, h, k \in \{1, \dots, K\} \quad (29)$$

其中,  $A_i^2$  表示  $|a_i|^2$  的均值. 整数  $m$  决定了幅度起伏的程度, 参数  $m$  越小, 起伏程度越大.  $\rho$  决定了不同距离单元之间的相关程度, 参数  $\rho$  越大, 相关性越强.

图 3 分析了不同目标幅度起伏程度 ( $m = 1, 2, 5, \infty$ ) 对检测器性能的影响, 不失一般性, 只考虑不同距离单元间目标散射点相互独立的情况. 从图中可以看出, 随着目标起伏的减弱, 检测概率有所改善, 且改善程度随着输入信杂比的提高而加大. 图 4 分析了不同距离单元间目标散射点相关性 ( $\rho = 0, 0.1, 0.5, 0.7, 0.9$ ) 对检测器性能的影响, 不失一般性, 只考虑目标幅度瑞利起伏的情况. 从图 4 中可以看出, 在中高值  $P_d$  部分, 随着不同散射点间相关程度的加强, 检测概率有所下降, 即相关性带来了一定的检测损失; 而在低值  $P_d$  部分, 随着不同散射点间相关程度的加强, 检测概率反而有所提高. 因为在低值  $P_d$  部分, 相对于幅度非起伏目标, 幅度瑞利起伏的目标在较低信杂比情况下反而更可能被检测到, 而当目标散射点之间存在很强相关性时, 目标整体能量较大, 增加了被检测到的可能性.

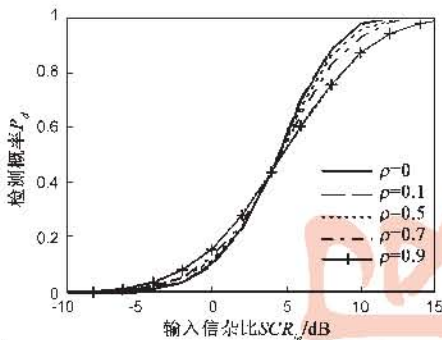


图4  $N=2, L=1, K=15, h_0=15, P_{fa}=10^{-4}, m=1, \rho=0, 0.1, 0.5, 0.7, 0.9$ 的NSDD-GLRT检测性能曲线

## 5 结论

本文研究了目标方向向量失配时,球不变随机向量杂波条件下距离扩展目标的检测问题.从理论上分析了信号实际方向向量与导向矢量失配对NSDD-GLRT检测性能的影响,推导了失配条件下的检测和虚警概率公式,证明了检测器的恒虚警率特性.仿真实验表明,检测器对能量均匀分布的目标具有最佳性能,对失配目标信号具有很强的抑制能力;进一步分析表明,目标幅度起伏会带来检测损失,而距离单元间散射点的相关性在感兴趣的高值检测概率区也会引起检测损失.下一步将利用实测数据进行检测器性能分析,并进一步考虑非高斯杂波的协方差矩阵估计问题.

## 参考文献:

- [1] 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.  
He You, Guan Jian, Peng Yingning, et al. Radar Automatic Detection and Constant False Alarm Processing[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 1999. 5 - 12 (in Chinese).
- [2] D R Wehner. High-Resolution Radar [M]. Boston: Artech House, 1995.
- [3] 顾新锋,简涛,何友,等.一种基于波形的距离扩展目标检测方法[J].海军航空工程学院学报. 2008, 23(6): 659 - 661, 668.  
Gu Xinfeng, et al. A detector based on waveform for range-spread targets[J]. Journal of Naval Aeronautical and Astronautical University, 2008, 23(6): 659 - 661, 668. (in Chinese)
- [4] Conte E, De Maio A, Ricci G. GLRT-based adaptive detection algorithms for range-spread targets[J]. IEEE Transactions on Signal Processing, 2001, 49(7): 1336 - 1348.
- [5] 简涛,何友,苏峰,等.非高斯杂波下修正的SDD-GLRT距离扩展目标检测器[J].电子学报, 2009, 37(12): 2662 - 2667.  
Jian Tao, He You, Su Feng, et al. Modified SDD-GLRT detector for range-spread targets in non-Gaussian clutter[J]. Acta

- Electronica Sinica, 2009, 37(12): 2662 - 2667. (in Chinese)
- [6] 刘向阳,等.极不均匀合成孔径雷达杂波建模及恒虚警检测[J].电子学报, 2007, 35(9): 1617 - 1621.  
Liu Xiangyang, et al. Model validation of the extremely heterogeneous SAR clutter and its CFAR detection[J]. Acta Electronica Sinica, 2007, 35(9): 1617 - 1621. (in Chinese)
- [7] Rangaswamy M, Weiner D D, Ozturk A. Computer generation of correlated non-Gaussian radar clutter[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1995, 31(1): 106 - 116.
- [8] Jian Tao, et al. Performance characterization of two adaptive range-spread target detectors for unwanted signal [A]. IC-SP2008, vol. 3 [C]. Beijing, China, 2008. 2326 - 2329.
- [9] K Gerlach. Spatially distributed target detection in non-Gaussian clutter[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1999, 35(3): 926 - 934.
- [10] Harry L. Van Trees. Detection, Estimation, and Modulation Theory, Part I: Detection, Estimation, and Linear Modulation Theory[M]. John Wiley & Sons, Inc. 2001.
- [11] 张贤达. 矩阵分析与应用[M]. 北京: 清华大学出版社, 2004.  
Zhang Xianda. Matrix Analysis and Application[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2004. (in Chinese)
- [12] A Papoulis, S U Pillai. Probability, Random Variables and Stochastic Processes [M]. Fourth Edition, New York: McGraw-Hill, 2002.
- [13] Farina A, Gini F, Greco M V, et al. High resolution sea clutter data: statistical analysis of recorded live data[J]. IEEE Proceedings-Radar, Sonar and Navigation, 1997, 144(3): 121 - 130.

## 作者简介:



简涛男, 1980年出生于湖北天门, 现为海军航空工程学院博士研究生. 主要研究方向为雷达信号检测与信号处理、现代信号处理在雷达中的应用研究.

E-mail: jiantao@yahoo.com.cn



何友男, 1956年出生于吉林, 现为海军航空工程学院教授, 博士生导师. 主要研究方向为雷达自适应检测方法、多传感器信息融合、模式识别等.

苏峰男, 1977年出生于山东, 现为海军航空工程学院讲师. 主要研究方向为雷达微弱目标信号检测.