

SIRV 杂波下距离扩展目标 CFAR 检测器

简 涛,何 友,苏 峰,曲长文,平殿发

(海军航空工程学院信息融合技术研究所,山东烟台 264001)

摘 要: 在球不变随机向量(SIRV, Spherically Invariant Random Vector)的非高斯杂波背景下,提出了一种新的距离扩展目标检测器.给出了检测参数的简易确定方法,推导了虚警概率与检测阈值的解析表达式,证明了所提检测器的恒虚警率特性.仿真实验表明,在参数设置合理情况下,所提出的检测器性能远好于已有的两种距离扩展目标检测器.另外,随着阵元数、目标散射点个数及杂波尖峰的增加,检测器的性能得到提高;且该检测器对第三门限的选取和不同的杂波相关性均具有很好的鲁棒性.

关键词: 球不变随机向量;非高斯杂波;雷达目标检测;杂波相关性;恒虚警率

中图分类号: TN957.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2010) 12-2740-05

Range-Spread Target CFAR Detection Under SIRV Clutter

JIAN Tao, HE You, SU Feng, QU Chang-wen, PING Dian-fa

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

Abstract: In additive non-Gaussian clutter modeled as a spherically invariant random vector (SIRV), a novel detector is designed for range-spread target. Moreover, the parameters for this detector are derived simply. The formulas relating the false alarm probability to the detection thresholds are also deduced, which show the constant false alarm rate (CFAR) properties. The experimental results show that, with proper parameters, the proposed detector performs much better than two existing range-spread target detectors. It is shown that as the number of sensors, the number of target scatterers or the clutter spikiness increases, its performance improves. In addition, the derived detector is robust to the third thresholds and correlations of clutter.

Key words: spherically invariant random vector; non-Gaussian clutter; radar target detection; clutter correlation; constant false alarm rate

1 引言

低分辨率雷达目标回波表现为点目标形式^[1~3],关于点目标的检测问题已经进行了详细的讨论^[4,5].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^[6].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^[7],但如果用传统点目标检测器检测距离扩展目标,检测性能将大大下降,甚至完全失效^[8].针对高斯背景下距离扩展目标的检测,已获得了许多有效的方法^[7],针对非均匀杂波环境中的距离扩展目标检测也取得了一定的进展^[9].但随着雷达分辨率的进一步提高,高分辨率雷达会接收到类似于目标的尖峰杂波,这种非高斯杂波常用球不变随机向量(SIRV, Spherically Invariant Random Vector)来建模^[10].

文献[11]在 SIRV 杂波条件下,针对存在多普勒频

移但无距离走动的距离扩展目标,提出了利用目标散射点密度信息的检测器(SDD, Scatterer Density Dependent). SDD 在散射点密度稀疏时具有较好的检测性能,但它是统计平均意义下的最优检测,未能充分利用散射点密度的先验信息,存在一定的检测损失.

本文进一步研究了 SIRV 杂波下距离扩展目标的检测问题,基于广义似然比检验(GLRT, Generalized Likelihood Ratio Test)理论,提出了具有 CFAR (Constant False Alarm Rate)特性和鲁棒性的级联二进制积累检测器(CBI, Cascaded Binary Integrator),推导了虚警概率与检测阈值的解析表达式,给出了检测参数的简易确定方法,并进行了性能分析,验证了所提方法的有效性.

2 问题描述

假设观测数据从 N 个阵元得到,需解决跨过 K 个距离单元 $z_t, t = 1, \dots, K$ 检测一个距离扩展目标存在

与否的问题. 其中, K 表示目标的距离扩展范围. 考虑杂波为主的干扰环境, 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公式来表达:

$$\begin{aligned} H_0: z_t &= c_t \\ H_1: z_t &= \alpha_t \mathbf{p} + c_t, \quad t = 1, \dots, K \end{aligned} \quad (1)$$

式中, 单位导向矢量 \mathbf{p} 满足 $\mathbf{p}^H \mathbf{p} = 1$, 符号“ $(\cdot)^H$ ”表示共轭转置; α_t 是反映目标和信道影响的未知确定性参数. 对于均匀线阵来说, $\mathbf{p} = (1, e^{j\varphi}, e^{2j\varphi}, \dots, e^{j(N-1)\varphi})^T / \sqrt{N}$, 其中 φ 为常数, 符号“ $(\cdot)^T$ ”表示转置.

杂波回波用 SIRV 分布来建模^[10], 则 N 维杂波向量 c_t 可以表示成

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

式中, 散斑分量 $\boldsymbol{\eta}_t = (\eta_t(1), \eta_t(2), \dots, \eta_t(N))^T$; $\eta_t(n)$, $n = 1, \dots, N$ 是零均值方差为 1 的复圆高斯随机变量; 纹理分量 τ_t 是非负随机变量, 服从未知的混合分布 f_t . 假设 $\boldsymbol{\eta}_t$ 与 τ_t 相互独立, 且各自在不同距离单元之间也是统计独立的. $\boldsymbol{\eta}_t$ 的归一化协方差矩阵 $\boldsymbol{\Sigma}$ 为

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

其中, $\boldsymbol{\Sigma}$ 为正定的 Hermitian 矩阵. 为了简化分析, 本文假设 $\boldsymbol{\Sigma}$ 已知, 如果 $\boldsymbol{\Sigma}$ 未知, 可以利用不包含目标信息的辅助数据集对 $\boldsymbol{\Sigma}$ 进行估计^[4].

为了简化模型, 假设一个距离单元最多只有一个散射点, 即目标所占距离单元个数与目标散射点个数相同. 在许多情况下, 目标散射点只占据 K 个距离单元的一部分, 散射点所占据的距离单元的幅值要明显高于其它距离单元.

由于分布 f_t 未知, 杂波服从具有未知方差 τ_t 的条件高斯分布. 在已知 $\boldsymbol{\Sigma}$ 的条件下, 被检测单元的观测值 z_t , $t = 1, \dots, K$ 在不同假设下的概率密度函数 (PDF, Probability Density Function) 为^[10]

$$f(z_t | \tau_t, H_0) = \frac{1}{\pi^N \tau_t^N \det(\boldsymbol{\Sigma})} \times \exp\left[-\frac{1}{\tau_t} z_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t\right] \quad (4)$$

$$\begin{aligned} f(z_t | \alpha_t, \tau_t, H_1) &= \frac{1}{\pi^N \tau_t^N \det(\boldsymbol{\Sigma})} \\ &\times \exp\left[-\frac{1}{\tau_t} (z_t - \alpha_t \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (z_t - \alpha_t \mathbf{p})\right] \end{aligned} \quad (5)$$

式中, $\det(\cdot)$ 表示取行列式.

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. 由于参数 $\{\alpha_t, \tau_t | t = 1, \dots, K\}$ 是完全未知的, 可以利用基于 GLRT 的判决方法, 即用各个假设下未知参数的最大似然 (ML, Maximum Likelihood) 估计来代替未知参数^[4].

3 距离扩展目标检测器设计

传统点目标检测器由于只利用了单个距离单元的

目标散射点能量, 在检测距离扩展目标时检测性能大大下降^[8]. 而直接将传统的多脉冲二进制积累器应用于距离扩展目标检测, 在目标散射点密集时, 会存在较大的检测损失^[7]. 在假设目标散射点个数已知的情况下, 通过充分考虑可能的散射点位置分布, 我们提出了二级二进制积累检测方案, 并依据散射点个数的先验信息来设置检测器参数, 能有效提高检测性能. CBI 检测器由三级检测器串连组成, 下面分别对三级检测器及相应的阈值确定方法进行详细的分析.

3.1 第一级目标散射点检测器

在已知 $\boldsymbol{\Sigma}$ 的条件下, 针对目标散射点的检测可以根据 GLRT 来实现, 即考虑以下似然比表达式

$$\lambda_0 = \frac{\max_{\tau_t} \max_{\alpha_t} f(z_t | \alpha_t, \tau_t, H_1)}{\max_{\tau_t} f(z_t | \tau_t, H_0)} \quad (6)$$

H_1 假设下 α_t 的 ML 估计为^[6]

$$\hat{\alpha}_t = \mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t / (\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p}) \quad (7)$$

将 $\hat{\alpha}_t$ 代入检验统计量式(6), 可得 τ_t 在不同假设下的 ML 估计分别为^[6]

$$H_0: \hat{\tau}_t = z_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t / N \quad (8)$$

$$H_1: \hat{\tau}_t = (z_t - \hat{\alpha}_t \mathbf{p})^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (z_t - \hat{\alpha}_t \mathbf{p}) / N \quad (9)$$

将式(7)~(9)代入式(6)中并取自然对数, 目标散射点检测器的检验统计量可以等价的表示为

$$\lambda_1(z_t) = -2(N-1) \ln \left[1 - \frac{|\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t|^2}{(z_t^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} z_t)(\mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p})} \right] \quad (10)$$

在 H_0 假设下, 式(10)中的 λ_1 服从指数分布^[11], 其 PDF 为:

$$f_{\lambda_1}(x) = e^{-x/2} / 2, \quad x \geq 0 \quad (11)$$

根据式(11), 在第一虚警概率为 P_{fal} 的条件下, 第一门限 T_1 可由下式确定

$$P_{\text{fal}} = \int_{T_1}^{\infty} e^{-x/2} / 2 dx = e^{-T_1/2} \quad (12)$$

利用目标散射点检测器对 K 个距离单元的观测向量 z_t 进行如下判决获得检测结果 d_t

$$d_t = \begin{cases} 1, & \lambda_1(z_t) > T_1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \quad t = 1, \dots, K \quad (13)$$

3.2 第二级检测器设计

第二级检测器采用二进制积累器 (即 M/H 检测器), M/H 检测器的判决准则是 H 个观测中至少有 M 个超过第一门限^[12]. 其中, H 表示所积累观测的个数, $M(1 \leq M \leq H)$ 表示二进制积累的判决门限.

对目标散射点检测器的检测结果 d_t , $t = 1, \dots, K$ 进行第二级滑动窗 M_1/K_1 检测, 可得检测结果 g_k , 具体如下

$$\lambda_2(k) = \sum_{t=k}^{k+K_1-1} d_t, 1 \leq K_1 \leq K \quad (14)$$

$$g_k = \begin{cases} 1, & \lambda_2(k) > T_2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, k = 1, \dots, K_2 \quad (15)$$

其中, $K_2 = K + 1 - K_1$, 且第二级检测门限 T_2 设置为

$$T_2 = M_1, 1 \leq M_1 \leq K_1 \quad (16)$$

为了分析方便, 首先给出二项分布的累积分布函数

$$E(H, M, p) = \sum_{k=M}^H C_{k,H} p^k (1-p)^{H-k}, 1 \leq M \leq H, 0 \leq p \leq 1 \quad (17)$$

其中, $C_{k,H}$ 表示二项式系数.

根据式(14), 第二级检测器 M_1/K_1 的虚警概率 P_{fa2} 可以表示为

$$P_{fa2} = E(K_1, M_1, P_{fa1}) \quad (18)$$

3.3 第三级检测器设计

第三级检测器仍采用二进制积累器, 即利用检测器 M_2/K_2 对 M_1/K_1 的输出结果 $g_k, k = 1, \dots, K_2$ 进行最终判决

$$\lambda_3 = \sum_{k=1}^{K_2} g_k \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} T_3 \quad (19)$$

其中, 第三检测门限 T_3 设置为

$$T_3 = M_2, 1 \leq M_2 \leq K_2 \quad (20)$$

可以看出, 三级检测门限 T_1, T_2 及 T_3 均独立于杂波的纹理分量 τ_i 和归一化协方差矩阵 Σ , 即 CBI 对杂波协方差矩阵结构和杂波功率水平均具有 CFAR 特性.

3.4 参数选取

这里根据距离扩展目标散射点的分布特点给出参数 K_1, M_1 和 M_2 的简易确定方法.

首先, 给出 M_1 的确定方法. 距离扩展目标散射点的个数 h_0 满足 $2 \leq h_0 \leq K$, 为了有效检测目标, M_1 和 M_2 的取值必须满足下式

$$2 \leq M_1 + M_2 \leq h_0 + 1 \quad (21)$$

为了最大程度的满足式(21), 保证 CBI 检测器在不同散射点分布情况下的鲁棒性, 可以简单地设置 M_1 为

$$M_1 = 2 \quad (22)$$

其次, 给出 K_1 的确定方法. M_1/K_1 检测器的滑窗长度 K_1 限制为 $1 \leq K_1 \leq K$, 而目标散射点在 K 个距离单元的扩展范围内随机分布. 综合来看, 在保证长度为 K_1 的滑窗内以最大的概率包含 M_1 个目标散射点的前提下, 应选择最小的 K_1 值. 需考虑一种极端的分布情况, 即 h_0 个目标散射点以最大间隔 S_{\max} 均匀分布在 K 个距离单元中, 则

$$S_{\max} = \text{round}[(K-1)/(h_0-1)], 2 \leq h_0 \leq K \quad (23)$$

其中, $\text{round}(\cdot)$ 表示四舍五入取整.

基于以上的极端分布情况, 为了保证滑窗内至少

包含 M_1 个目标散射点, 可以确定 K_1 为

$$K_1 = \begin{cases} M_1 S_{\max}, & S_{\max} \geq 2 \\ M_1 + 1, & \text{其它} \end{cases} \quad (24)$$

最后, 给出 M_2 的取值范围. 由于 $K_1 = K$ 时, $K_2 = M_2 = 1$, 此时 CBI 检测器退化为普通二进制积累器 (BI, Binary Integrator), 因此只考虑 $K_1 < K$ 的情况. 另外, 当 $M_2 = 1$ 时, CBI 的检测性能与 BI 极为接近, 为了改善检测性能, M_2 通常必须满足下式

$$2 \leq M_2 \leq K_2 \quad (25)$$

在给定 M_1 和 K_1 后, M_2 可以在满足式(21)和式(25)的条件下进行选取, 而 M_2 的具体取值将在后面的性能分析中进行讨论.

4 性能分析

本节对 CBI 检测器进行了性能分析, 并与已有的 SDD 和最优 BI 检测器进行了比较.

仿真中, Σ 采用指数相关结构进行建模, 其第 i 行第 j 列的元素可以表示为:

$$[\Sigma]_{i,j} = \gamma^{|i-j|}, 1 \leq i, j \leq N \quad (26)$$

其中, γ 表示杂波的一阶相关系数.

采用 Γ 分布来表示混合分布, 即

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

其中 $\Gamma(\cdot)$ 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, 杂波就会出现更多的尖峰. 不失一般性, 令 $b = 1$.

假设 K 个距离单元内平均目标功率为 σ_s^2 , 平均杂波功率为 σ_c^2 . 有目标散射点的距离单元回波用方差为 $\epsilon_i \sigma_s^2 K$ 的零均值独立复圆高斯随机变量建模, 其中 ϵ_i 表示距离单元 i 的目标能量占目标总能量的比例. 首先考虑几种散射点位置相邻的目标模型, 如表 1 所示. 由于 CBI 检测器还会受目标散射点在扩展范围内分布位置的影响, 因此还考虑了一种极端情况, 即 h_0 个目标散射点以最大间隔 S_{\max} 均匀分布在 K 个距离单元中, 且具有相同的能量, 如表 2 所示.

表 1 目标散射点位置邻近的目标模型的 ϵ_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	$0.1/(h_0-1)$	$0.1/(h_0-1)$	$0.1/(h_0-1)$

表 2 目标散射点以最大间隔均匀分布的目标模型的 ϵ_i 值

目标距离单元	1	...	$1 + S_{\max}$...	$1 + 2S_{\max}$...	K
Model.4	$1/h_0$	0	$1/h_0$	0	$1/h_0$	0	$1/h_0$

输入信杂比定义为^[9]

$$\text{SCR}_{\text{in}} = \sigma_s^2 \mathbf{p}^H \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{p} / \sigma_c^2 \quad (28)$$

对于给定的虚警概率 P_{fa} 、 K_1 、 M_1 及 M_2 , CBI 的第一检测阈值 T_1 可由式 (12) 确定, 检测概率 P_d 采用 Monte Carlo 方法计算. 为了减小计算负担, 假设 $P_{\text{fa}} = 10^{-4}$, $K = 15$.

首先, 在给定 K_1 和 M_1 条件下, 分析 M_2 的不同取值对 CBI 检测性能的影响, 从而获得合适的 M_2 值, 其中 M_1 和 K_1 利用前一节介绍的方法确定. 由于篇幅限制, 这里只给出了散射点密度中等密集 ($h_0 = 8$) 的情况, 如图 1 所示, 图 1(a) 和图 1(b) 分别对应模型 Model.1 和 Model.4, 其中, $N = 2$, $L = 1$, $\gamma = 0$. 从图 1(a) 中可以看出, 对于 Model.1, $3 \leq M_2 \leq 6$ 时 CBI 的检测性能优于 SDD 和 BI; 而从图 1(b) 中可以看出, 对于 Model.4, $4 \leq M_2 \leq 7$ 时 CBI 的检测性能优于 SDD 和 BI; 综合来看, 为了保证 CBI 的鲁棒性, 实际中可取 $4 \leq M_2 \leq 6$. 另外, 对其它散射点密度情况的分析进一步表明, 在满足式 (21) 和式 (25) 的条件下, 当 M_2 在 $\text{round}(\sqrt{h_0} + 1)$ 附近时, CBI 可以获得优于 SDD 和最优 BI 的检测性能; 且当 M_2 略大于 $\text{round}(\sqrt{h_0} + 1)$ 时, CBI 仍能保持很好的检测性能, 这充分显示了 CBI 的鲁棒性.

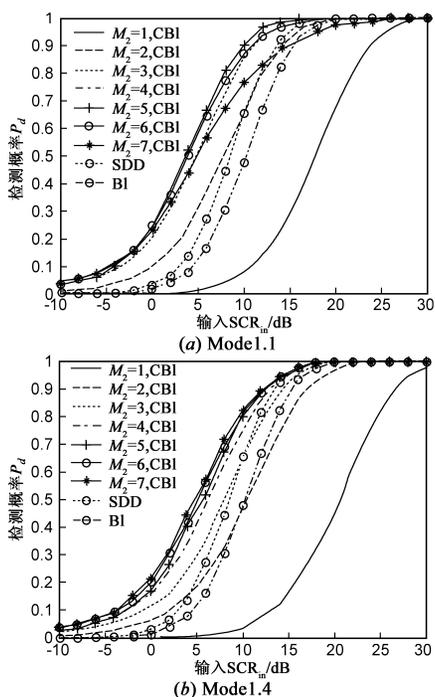


图1 $h_0=8$ 时, CBI ($M_1=2, K_1=4$)、SDD 和最优 BI 的检测性能

接下来, 分析各种参数变化对 CBI 检测性能的影响. 图 2 分析了 $h_0 = 3$ 时不同的目标模型对 CBI 和 SDD 检测性能产生的影响, 其中 $N = 2$, $L = 1$, $\gamma = 0$, $K = 15$, 并采用表 1 和表 2 中 4 种不同的目标模型. 从图中可以看出, 目标能量均匀分布 (Model.1) 时, CBI 的检测性能最好; 目标能量越集中, CBI 的检测性能越差. 对于不同

的目标模型, SDD 的检测性能与 CBI 有类似的变化规律, 但对于 Model.1 和 Model.4, SDD 具有相同的检测性能. 因为 SDD 对所有 K 个待检测单元进行积累, 散射点位置的任意改变都不会影响到其检测性能. 另外, 在相同的目标模型下, CBI 均远好于 SDD, 这也体现了 CBI 的优势. 不失一般性, 下文均采用 Model.1 进行分析.

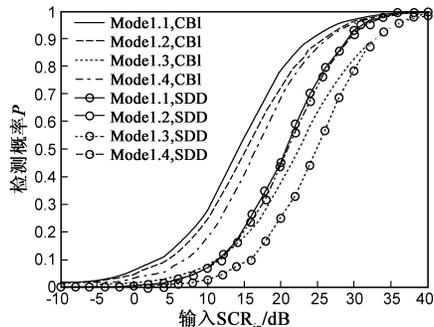


图2 $h_0=3$ 时, Model.1 至 Model.4 对应的 CBI ($M_1=2, K_1=14, M_2=2$) 和 SDD 的检测性能

图 3 是 $K = 15$, $h_0 = 3$, $N = (2, 4, 8)$, $L = (0.5, 1, 5)$, $\gamma = (0, 0.5, 0.99)$ 对应的 CBI 检测性能曲线. 可以看出, 随着阵元数 N 的增加, 检测性能得到改善, 并且性能改善的程度随着阵元数的增加而减弱; 随着 L 的减小, 杂波尖峰增加, 检测性能得到提高; 另外, 不同的杂波一阶相关系数对应的曲线几乎完全重合, 这表明 CBI 对不同的杂波相关性具有很好的鲁棒性.

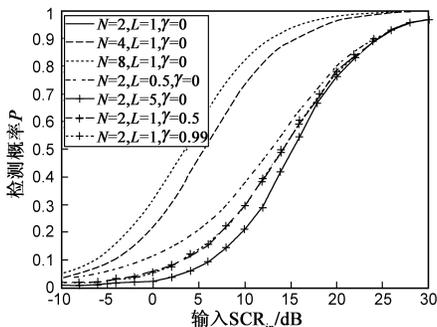


图3 $h_0=3, N=(2, 4, 8), L=(0.5, 1, 5), \gamma=(0, 0.5, 0.99)$ 时, CBI ($M_1=2, K_1=14, M_2=2$) 的检测性能

5 结论

本文研究了非高斯 SIRV 杂波背景下的距离扩展目标检测问题, 提出了具有 CFAR 特性和鲁棒性的级联二进制积累检测器 CBI. 理论分析表明, CBI 检测器具有 CFAR 特性. 仿真实验表明, 在参数 M_1 和 K_1 设置合理的情况下, CBI 的检测性能远好于已有的 SDD 和 BI 检测器, 且对第三门限 M_2 的选取具有一定的鲁棒性. 另外, 随着阵元数、目标散射点个数及杂波尖峰的增加, CBI 的检测性能得到提高, 且 CBI 对不同的杂波相关性也具有很好的鲁棒性. 实际环境中可能出现点目标和距离扩展目标同时存在或杂波模型失配的情况, 如何

实现不同目标的最优化检测是下一步研究的重点。

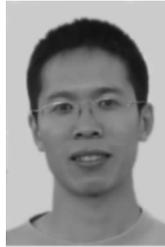
参考文献:

- [1] 简涛,何友,苏峰,等.小波变换在雷达信号检测中的应用[J].海军航空工程学院学报,2006,21(1):121-126.
JIAN Tao, HE You, SU Feng, et al. Overview on radar signal detection with wavelet transform[J]. Journal of Naval Aeronautical and Astronautical University, 2006, 21(1): 121-126. (in Chinese)
- [2] 陈彦辉,谢维信.天然粗糙面杂波中雷达目标的检测[J].电子学报,2000,28(7):138-141.
CHEN Yan-hui, XIE Wei-xin. Detection of radar target in clutter from natural rough surface[J]. Acta Electronica Sinica, 2000, 28(7): 138-141. (in Chinese)
- [3] 简涛,何友,苏峰,等.一种基于小波变换的信号恒虚警率检测方法[J].信号处理,2006,22(3):430-433.
JIAN Tao, HE You, SU Feng, et al. Signal CFAR detection method with wavelet transform[J]. Signal Processing, 2006, 22(3): 430-433. (in Chinese)
- [4] E J Kelly. An adaptive detection algorithm[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1986, 22(1): 115-127.
- [5] 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.
- [6] 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)
- [7] P K Huges. A high-resolution radar detection strategy[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1983, 19(5): 663-667.
- [8] 刘向阳,许稼,彭应宁.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 Xiang-yang, XU Jia, PENG Ying-ning. Model validation of the extremely heterogeneous SAR clutter and its CFAR detection[J]. Acta Electronica Sinica, 2007, 35(9): 1617-1621. (in Chinese)

- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] Gerlach K. Spatially distributed target detection in non-Gaussian clutter[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1999, 35(3): 926-934.
- [12] Shnidman D A. Binary integration for Swerling target fluctuations[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1998, 34(3): 1043-1053.

作者简介:



简涛男,1980年8月出生于湖北天门。硕士,讲师。主要研究方向:雷达信号检测与信号处理。

E-mail: iamjiantao@yahoo.com.cn



何友男,1956年10月出生于吉林磐石。教授,博导。主要研究方向:雷达信号检测和处理、多传感器信息融合等。