基于复合高斯杂波纹理结构的相干检测

施赛楠* 水鹏朗 刘 明

(西安电子科技大学雷达信号处理国家重点实验室 西安 710071)

摘要:传统的自适应检测器大多是在独立同分布纹理的前提下推导出的。然而,实测海杂波数据中各个距离单元的纹理具有相关性。该文将这一纹理相关性的信息加入到似然比检测中,提出一种基于纹理结构的相干检测器。基于涌浪调制在距离上产生纹理相关性的先验知识,确定与待检测单元纹理相关的距离单元数目,据此可以提供待测单元的纹理信息。实测数据实验表明,该检测器相对于逆伽马纹理复合高斯杂波下最优检测器具有一定的性能提升。
 关键词:海杂波;复合高斯模型;纹理相关性;自适应检测
 中图分类号: TN959.72
 文献标识码: A
 文章编号: 1009-5896(2016)08-1969-08

DOI: 10.11999/JEIT151194

Coherent Detection Based on Texture Structure in Compound-Gaussian Clutter

SHI Sainan SHUI Penglang LIU Ming

(National Key Laboratory of Radar Signal Processing, Xidian University, Xi'an 710071, China)

Abstract: Traditional adaptive detectors are mostly derived under the assumption of independent and identically distributed texture. However, the texture correlation along the range cell exists in real sea clutter datasets. A new coherent detector based on texture structure is proposed by adding the information of texture correlation into the likelihood ratio test. Based on the prior knowledge that the texture correlation along range is generated by the swell modulation, the number of range cells related to the texture of the Cell Under Test (CUT) is determined, and this number provides the information for the texture of CUT. Experimental results using real datasets show that the proposed detector has better performance in comparison with the optimal detector in compound-Gaussian clutter with inverse gamma texture.

 ${ { Key words: Sea clutter; Compound-Gaussian model; Texture correlation; Adaptive detection } } \\$

1 引言

由于海杂波具有非常复杂的空时变特性,其背 景下的雷达目标检测算法的设计往往需要与海杂波 的统计特性相联系。雷达低分辨条件下,基于中心 极限定理,海杂波的幅度服从瑞利分布。随着雷达 分辨率的提高和擦地角的减小,海杂波的幅度明显 偏离瑞利分布,并呈现出严重拖尾现象^[1]。研究表明, 海杂波可以用复合高斯模型建模^[1,2]。复合高斯模型 可以表示为一个慢变的正随机变量和一个快变的复 高斯随机变量的乘积。目前,复合高斯模型下的雷 达目标检测问题一直受到广泛关注^[3,4]。

文献[5]于 1986 年提出了一种在复高斯模型下的自适应检测算法,该检测器虽将参考单元数据和 检测单元的数据同时带入到似然比中,但是参考单 元只起了估计协方差矩阵的作用。文献[6]给出了高

基金项目: 国家自然科学基金(61201296)

斯模型下检测性能最优的匹配滤波(Matched Filter, MF)检测器。在复合高斯模型下,学者们提出了许 多的纹理概率模型,典型代表有伽马分布,逆伽马 分布(Inverse Gamma, IG)和逆高斯分布^[7]。其中, 伽马纹理对应的幅度分布即为 K 分布模型, 该杂波 模型下的最优检测器被称为最优 K 分布检测器 (Optimum K-distributed Detector, OKD)^[8]。然而, 由于检测统计量中存在贝塞尔函数, OKD 在实际运 用中计算量大,不满足实时性和简单性的工程要求。 随后,一批学者采用逆伽马纹理的复合高斯模型拟 合实测海杂波数据, 该模型对重拖尾的海杂波具有 很好的拟合效果[9-11]。文献[10]推导了逆伽马纹理复 合高斯模型下的最优相干检测器,称之为广义似然 比检测线性门限检测器(Generalized Likelihood Ratio Test-Linear Threshold Detector, GLRT-LTD)。由于具有简单的表达式,该检测器在实际检 测问题中具有可实行性。

近年来,一类基于知识辅助(Knowledge-Aided, KA)的信号处理方法引起了研究者的关注^[12,13]。基于 知识辅助是指利用某些先验信息,以此提高检测性

收稿日期:2015-10-29;改回日期:2016-02-17;网络出版:2016-05-05 *通信作者: 施赛楠 snshi@stu.xidian.edu.cn

Foundation Item: The National Natural Science Foundation of China (61201296)

能。对于先验知识的使用,主要可以划分为两种基 本途径。第1种是利用先验知识对采集的数据进行 预处理,从而完成对杂波的抑制。第2种是将先验 知识使用到检测结构设计中,从而提高检测性能, 这也是本文采用的方法。海杂波可以看成是由大尺 度的涌浪调制小尺度的破浪花形成的[1]。基于这一形 成机理,海杂波的各个分辨单元在距离上的功率存 在差异性。根据这一特性,可以把海杂波分为均匀 杂波(即具有完全相关的纹理),相关杂波(即纹理在 距离上有相关性)和独立同分布杂波(即纹理独立不 相干)[13]。由于纹理在距离上的这一结构特点,在特 定的相关系数内,可以找到与待检测单元具有相同 纹理的距离单元。基于这一先验知识,我们可以把 这部分纹理信息运用到似然比检测中, 推导出了一 种新的基于纹理结构的相干检测器。在新的检测算 法中,参考单元起两方面的作用。一方面为待检测 单元提供纹理信息,另一方面提供散斑协方差矩阵 的信息。实测数据表明,相对于 IG 纹理复合高斯杂 波下的最优检测器(考虑的是独立同分布纹理),新 的检测器具有很好的检测性能。

本文安排如下,第2节推导了基于纹理结构的 检测器并证明其恒虚警性质;第3节给出了检测器 的自适应版本并且分析了纹理结构;在第4节中, 结合仿真数据和实测数据证实了新提出的检测器的 有效性;第5节总结全文。

2 基于纹理结构的相干检测器

2.1 推导

在脉冲多普勒雷达中,海杂波背景下的动目标 检测可以归结为下面的二元假设问题:

$$H_0: \boldsymbol{z} = \boldsymbol{c}, \, \boldsymbol{z}_k = \boldsymbol{c}_k, k = 1, 2, \cdots, K$$

$$H_1: \boldsymbol{z} = \boldsymbol{s} + \boldsymbol{c}, \, \boldsymbol{z}_k = \boldsymbol{c}_k, k = 1, 2, \cdots, K$$
(1)

其中, z, s 和 c 分别表示待检测单元接收向量、目标回波向量和海杂波向量, z_k 表示 CUT(Cell Under Test) 周围 K 个纯杂波向量, 向量维数为 N_o H_0 假设下,检测单元只含有杂波; H_1 假设下,检测单元 含有目标和杂波。

在海杂波建模方面,采用复合高斯模型进行建 模,其表示式为

$$c(n) = \sqrt{\tau(n)}u(n) \tag{2}$$

其中, *τ*(*n*) 是一个慢变的正随机变量,称为纹理, 表示杂波局部功率的变化,是由大尺度的涌浪引起 的; *u*(*n*)是一个快变的零均值复高斯随机变量,称 为散斑,是由破浪花的 Bragg 散射产生的^[1]。当观 测时间相当于雷达系统的相干处理时间时,可认为 杂波的功率保持恒定。那么,复合高斯模型就退化 为球不变随机向量(Spherically Invariant Random Vector, SIRV)模型^[3,4,7-10]。

为了表示简单,先定义变量:

$$q_0 = \mathbf{z}^{\mathrm{H}} \mathbf{M}^{-1} \mathbf{z}, q_1 = (\mathbf{z} - \mathbf{s})^{\mathrm{H}} \mathbf{M}^{-1} (\mathbf{z} - \mathbf{s})$$

 $Q_0 = q_0 + \sum_{k=1}^{P} \mathbf{z}_k^{\mathrm{H}} \mathbf{M}^{-1} \mathbf{z}_k, Q_1 = q_1 + \sum_{k=1}^{P} \mathbf{z}_k^{\mathrm{H}} \mathbf{M}^{-1} \mathbf{z}_k$

其中, $M = E\{uu^{H}\}$ 为 N 维的散斑协方差矩阵。P 是与 CUT 纹理相同的距离单元数目,是基于纹理结构的先验知识,从 K 个参考单元中选取的,具体在 第 3.2 节介绍。

那么, 待检测单元和 P 个参考单元的联合概率 密度函数(Probability Density Function, PDF)为 $f(\mathbf{z}, \mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_P | H_i) = \int_0^\infty f(\mathbf{z}, \mathbf{z}_1, \dots, \mathbf{z}_P | H_i, \tau) p_{\tau}(\tau) d\tau$ $= \frac{1}{\pi^{N(P+1)} |\mathbf{M}|^{(P+1)}} \int_0^\infty \tau^{-N(P+1)} \cdot \exp(-Q_i / \tau) p_{\tau}(\tau) d\tau, i = 0, 1$ (3)

其中, $p_{\tau}(\tau)$ 表示纹理服从的概率密度函数。

假设目标和杂波的协方差矩阵已知,根据奈曼-皮尔逊(Neyman-Pearson, NP)准则,似然比函数为

$$\begin{split} \Lambda(\boldsymbol{z}, \boldsymbol{z}_{1}, \cdots, \boldsymbol{z}_{P}) &= \frac{f\left(\boldsymbol{z}, \boldsymbol{z}_{1}, \cdots, \boldsymbol{z}_{P} \mid H_{1}\right)}{f\left(\boldsymbol{z}, \boldsymbol{z}_{1}, \cdots, \boldsymbol{z}_{P} \mid H_{0}\right)} \\ &= \frac{\int_{0}^{\infty} \tau^{-N(P+1)} \exp(-Q_{1}/\tau) p_{\tau}(\tau) \mathrm{d}\tau}{\int_{0}^{\infty} \tau^{-N(P+1)} \exp(-Q_{0}/\tau) p_{\tau}(\tau) \mathrm{d}\tau} \overset{H_{1}}{\overset{N_{1}}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}{\overset{N_{1}}}}{\overset{N_{1}}{\overset{N$$

其中, T 是依赖于虚警率的决策门限。本文考虑纹 理服从 IG 分布,其形状参数为 λ ,尺度参数为 η ,

$$f_{\tau}(\tau) = \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \left(\frac{\lambda}{\eta}\right)^{\lambda} \frac{1}{\tau^{\lambda+1}} \exp\left(-\frac{\lambda}{\eta\tau}\right),$$

$$\tau \in (0, +\infty); \lambda \in (0, +\infty) \qquad (5)$$

尺度参数与平均功率有关,形状参数反映的是杂波 的非高斯性。小的形状参数意味着海杂波幅度分布 具有强的非高斯性并表现为重拖尾现象;而 $\lambda \to \infty$ 表明杂波趋向于高斯杂波。

类似于文献[10],将式(5)代入式(4)中。由此得 到

并且,式(6)可以转化为最优检测器的结构^[3],即

$$q_0 - q_1 \underset{H_0}{\stackrel{N_1}{\leq}} \left(1 - \exp\left(-\frac{T}{N(P+1) + \lambda}\right) \right) \left(Q_0 + \frac{\lambda}{\eta}\right)$$
(7)

在 IG 纹理的复合高斯模型下,基于纹理结构的最优 检测器等价为匹配滤波器的输出与一个数据依赖项 门限的比较,而这个门限是随着接收向量和 P 个参考单元二次统计量的总和线性变化的。这一特性与 文献[10]提出的 GLRT-LTD 具有相似性。

在一个相干处理时间内,信号可以建模为未知 幅度和已知多普勒导向矢量(Doppler steering vector)的乘积,即

 $s(n) = \alpha p(n) = \alpha \exp(2\pi j f_d n T_r), n = 0, 1, \dots, N - 1(8)$ 其中, N 为累积脉冲数, f_d 是多普勒频率, T_r 是雷 达的脉冲重复周期, p 为多普勒导向矢量, α 是未 知的复数,表示信号的幅度。本文考虑信号幅度满 足 Swirling 0 模型。因此,从待检测单元的接收向 量中,采用最大似然估计出信号幅度 $\hat{\alpha}_{ML} = (p^H M^{-1}z)/(p^H M^{-1}p)$ 。

最后,将信号幅度估计值带入式(7)中,得到 IG 纹理下的相干检测器为

$$\xi \equiv \frac{\left| \boldsymbol{p}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{M}^{-1} \boldsymbol{z} \right|^{2}}{\left(\boldsymbol{p}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{M}^{-1} \boldsymbol{p} \right) \left(\boldsymbol{z}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{M}^{-1} \boldsymbol{z} + \sum_{k=1}^{P} \boldsymbol{z}_{k}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{M}^{-1} \boldsymbol{z}_{k} + \lambda / \eta \right)^{H_{0}}} \overset{H_{1}}{=} \left(1 - \exp\left(-\frac{T}{N(P+1) + \lambda} \right) \right)$$
(9)

考虑到与 GLRT-LTD 的相似性,式(9)表示的检测 器可以称为基于纹理结构的广义似然比线性门限检 测器(Texture-Structure-Based GLRT-LTD, TSB-GLRT-LTD)。下面给出 GLRT-LTD 的统计量^[10]

$$\xi \equiv \frac{\left| \boldsymbol{p}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{M}^{-1} \boldsymbol{z} \right|^{2}}{\left(\boldsymbol{p}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{M}^{-1} \boldsymbol{p} \right) \left(\boldsymbol{z}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{M}^{-1} \boldsymbol{z} + \lambda / \eta \right)} \\ \stackrel{H_{1}}{\underset{H_{0}}{\overset{H_{1}}{\geq}}} 1 - \exp \left(-\frac{T}{N+\lambda} \right)$$
(10)

在 IG 纹理的复合高斯模型下,GLRT-LTD 是纹理 在距离上独立同分布下的最优检测器。注意式(9)和 式(10)两个检测器有两方面不同。第一,两者的检 测统计量不同,式(9)中含有部分参考单元的数据依 赖项。第二,两者的门限不同,式(9)是关于 CUT 的数据依赖项和 P 个参考单元数据依赖项和的线性 门限检测,而式(10)只是 CUT 数据依赖项的线性门 限检测器。此外,GLRT-LTD 可以看作是 TSB-GLRT-LTD 没有获得纹理信息(即纹理独立同分布, P = 0)时的一个特例。

2.2 恒虚警特性

恒虚警(Constant False Alarm Rate, CFAR)性 质是指在某些参数变化时检测器能够保持恒定的虚 警率(false alarm rate)的能力,这对于雷达目标检测 来说是重要的特性。因此,有必要对新提出的检测 器进行恒虚警特性分析。

在 H_0 假设下,接收向量由纯杂波构成 z=c。在

已知散斑协方差矩阵条件下,白化后的杂波向量为 $\bar{z} = M^{-1/2}c = \sqrt{\tau}M^{-1/2}u = \sqrt{\tau}v$,

 $\bar{z}_{k} = M^{-1/2} c_{k} = \sqrt{\tau} M^{-1/2} u_{k} = \sqrt{\tau} v_{k}, k = 1, 2, \dots, P$ (11) 其中, $v \approx v_{k}$ 是白化后的向量,服从均值为零,协 方差矩阵为单位阵 I_{N} 的复高斯分布; τ 是纹理分量, 服从形状参数为 λ ,尺度参数为 η 的 IG 分布。因此, 式(9)可以简化为

$$\xi = \frac{\left|\left\langle \boldsymbol{p}_{0}, \boldsymbol{v}\right\rangle\right|^{2}}{\left\|\boldsymbol{v}\right\|_{2}^{2} + \sum_{k=1}^{P} \left\|\boldsymbol{v}_{k}\right\|_{2}^{2} + \frac{1}{\tau} \frac{\lambda}{\eta}}, \quad \boldsymbol{p}_{0} = \frac{\boldsymbol{M}^{-1/2} \boldsymbol{p}}{\left\|\boldsymbol{M}^{-1/2} \boldsymbol{p}\right\|_{2}} \quad (12)$$

其中, p_0 表示白化后的多普勒导向矢量,是一个单 位复向量。引入酉矩阵 $U = [p_0, p_1, \dots, p_{N-1}], p_1, \dots,$ p_{N-1} 是一组与 p_0 正交的单位复向量。那么, $\bar{v} = U^{H}v \sim CN(0, I_N),$ 式(12)可以化简为

$$\xi = \frac{\left|\overline{\boldsymbol{v}}(1)\right|^2}{\left|\overline{\boldsymbol{v}}(1)\right|^2 + \sum_{n=2}^N \left|\overline{\boldsymbol{v}}(n)\right|^2 + \sum_{k=1}^P \left\|\boldsymbol{v}_k\right\|_2^2 + \lambda/(\tau\eta)}$$
$$= \frac{x}{x + \omega + \lambda/(\tau\eta)}, \ \omega = \sum_{n=2}^N \left|\overline{\boldsymbol{v}}(n)\right|^2 + \sum_{k=1}^P \left\|\boldsymbol{v}_k\right\|_2^2 \quad (13)$$

由定义可知,随机变量 $x = |\overline{v}(1)|^2$ 服从单位均值的指数分布,随机变量 ω 服从形状参数为PN + N - 1,尺度参数为1的伽马分布,即 $\omega \sim \Gamma(PN + N - 1, 1)$ 。

那么,给定门限 *t* 时,TSB-GLRT-LTD 检测器的虚警概率为

$$P_{\rm fa}(t) = \operatorname{Prob}(\xi \ge t) = \int_0^\infty p_\tau(\tau) p_{\omega|\tau}(\omega)$$

$$\cdot \operatorname{Prob}\left(x \ge t(x+\omega+\lambda/(\eta\tau))|\tau\right) \mathrm{d}\tau$$

$$= \frac{1}{\Gamma(\lambda)\Gamma(NP+N-1)} \left(\frac{\lambda}{\eta}\right)^{\lambda}$$

$$\cdot \int_0^\infty \frac{1}{\tau^{\lambda+1}} e^{-\lambda/((1-t)\eta\tau)}$$

$$\cdot \int_0^\infty w^{NP+N-2} e^{-w/(1-t)} \mathrm{d}w \mathrm{d}\tau$$

$$= \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \left(\frac{\lambda}{\eta}\right)^{\lambda} (1-t)^{NP+N-1}$$

$$\cdot \int_0^\infty \frac{1}{\tau^{\lambda+1}} e^{-\lambda/((1-t)\eta\tau)} \mathrm{d}\tau$$

$$= (1-t)^{PN+N-1+\lambda}$$
(14)

因此,在 H₀ 假设下,已知协方差矩阵时,TSB-GLRT-LTD 的门限为

$$t = 1 - P_{\rm fa}^{1/(PN+N-1+\lambda)}$$
(15)

可以从两方面说明式(15)的重要性。一方面,TSB-GLRT-LTD的检测门限具有简单的表达式。检测门限由虚警率 P_{fa} ,脉冲累积数 N,形状参数 $^{\lambda}$ 和与CUT具有相同纹理的部分参考单元数目P决定。这相对于蒙特卡洛方法获得门限的方法来说,大大减

少了计算量。另一方面,门限对于散斑协方差矩阵 *M*,多普勒导向矢量 *p* 和尺度参数η是具有 CFAR 性质。考虑到实际环境中,海面受风力、风速、环 境温度、浪涌等多种自然因素以及雷达设备参数的 影响,CFAR 性质对于实际环境中检测问题是至关 重要的。

3 自适应检测器及纹理结构分析

3.1 自适应 TSB-GLRT-LTD

基于纹理结构的广义似然比线性门限检测器是 在假设散斑协方差已知的条件下推导出的。然而, 实际杂波环境中,散斑协方差矩阵是未知的,这就 要求获得其估计值。考虑到海杂波在空间上部分均 匀和短时间内平稳的,在全局上非均匀和非平稳的 特点,可以假设待检测单元和周围的参考单元具有 相同的散斑协方差矩阵。因此,可以选取与待检测 单元邻近的距离单元,从而获得局部散斑协方差矩 阵的估计值。这种方法,可以在大场景的海杂波背 景下,实现对于散斑协方差矩阵的自适应检测算法。

将散斑协方差矩阵的估计值代入式(9)检测器中,从而得到自适应的TSB-GLRT-LTD。

$$\xi = \left| \boldsymbol{p}^{\mathrm{H}} \widehat{\boldsymbol{M}}_{\mathrm{NSCM}}^{-1} \boldsymbol{z} \right|^{2} / \left[\left(\boldsymbol{p}^{\mathrm{H}} \widehat{\boldsymbol{M}}_{\mathrm{NSCM}}^{-1} \boldsymbol{p} \right) \\ \cdot \left(\boldsymbol{z}^{\mathrm{H}} \widehat{\boldsymbol{M}}_{\mathrm{NSCM}}^{-1} \boldsymbol{z}^{\mathrm{H}} + \sum_{k=1}^{P} \boldsymbol{z}_{k}^{\mathrm{H}} \widehat{\boldsymbol{M}}_{\mathrm{NSCM}}^{-1} \boldsymbol{z}_{k} + \lambda / \eta \right) \right] \right\}$$
(16)
$$\widehat{\boldsymbol{M}}_{\mathrm{NSCM}} = \frac{N}{K} \sum_{k=1}^{K} \frac{\boldsymbol{z}_{k} \boldsymbol{z}_{k}^{\mathrm{H}}}{\boldsymbol{z}_{k}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{z}_{k}}$$

由于本文考虑了纹理在距离上的相关性,杂波是介于独立同分布和均匀情况两者之间。因此,散斑协方差矩阵的估计采用归一化采样协方差矩阵 (Normalized Sample Covariance Matrix, NSCM)^[14]。这种方法估计简单,无需已知杂波分布 模型,在实际中运用广泛。

3.2 纹理结构分析

本节对于纹理结构的分析主要包括两部分。一 是纹理沿距离维的分布和参数估计,二是纹理沿距 离维的相关性。大量实测数据研究表明,海杂波可 以使用复合高斯模型进行^[1-4]。由于实际检测环境 中纹理分布的参数未知,自适应检测器还需要估计 纹理分布的参数。对于服从式(5)的逆伽马纹理的海 杂波,其幅度分布为

$$p_R(r) = \int_{-\infty}^{\infty} f(r/\tau) f_{\tau}(\tau) d\tau$$
$$= 2\eta r \left(1 + \frac{\eta}{\lambda} r^2 \right)^{-(\lambda+1)}, \quad r > 0$$
(17)

其中, r=|c|为杂波的幅度。由式(17)不难得到杂波

幅度分布的 k 阶矩为

$$E(r^{k}) = \left(\frac{\eta}{\lambda}\right)^{-k/2} \frac{\Gamma(k/2+1)\Gamma(\lambda-k/2)}{\Gamma(\lambda)} \qquad (18)$$

为了保证矩的存在性,式(18)必须满足 $\lambda = k/2 > 0$ 。因此,本文采用文献[9]提出的分数阶矩估计方法,采用二分之一和一阶矩进行参数估计。

高分辨雷达下,海杂波表现为显著的非高斯性 和非平稳性,而且在时间和空间上都有一定的关联 性^[15]。这里,我们主要分析纹理在距离上的相关性。 假设海杂波2维数据 x(n,s),n 表示时间维,s 表示距 离维。首先,海杂波时间序列分成长度为 L 的短向 量。从每个短向量中,可以估计出纹理^[16]

$$\hat{\tau}(m,s) = \frac{1}{L} \sum_{n=(m-1)L+1}^{mL} |x(n,s)|^2,$$

$$m = 1, 2, \cdots, \text{Len} / L, s = 1, 2, \cdots, S \quad (19)$$

其中,Len 表示某一距离单元的序列长度,S为总的距离单元数目。那么,纹理的距离相关系数为 $\rho_{\text{texture}}(k)$

$$\equiv \sum_{m=1}^{M} \left(\frac{\frac{1}{R-k} \sum_{s=1}^{R-k} (\hat{\tau}(m,s) - \overline{\tau}(m)) (\hat{\tau}(m,s+k) - \overline{\tau}(m))}{\frac{1}{R} \sum_{s=1}^{R} (\hat{\tau}(m,s) - \overline{\tau}(m))^{2}} \right), \\ \overline{\tau}(m) = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^{S} \hat{\tau}(m,s)$$
(20)

根据式(20),可以估计距离去相关长度和距离 完全相关长度。距离去相关长度定义为距离相关函 数 $\rho(k)$ 从1衰减为1/e时对应的距离间隔^[15]。当 $\rho(k)$ 小于 $\rho_1 = 1/e = 0.3679$ 时,可以近似认为距离上的 海杂波数据不相关。而对于距离完全相关长度,基 于现有的知识有以下两个结论。第一,完全相关长 度对应的相关系数ρ2是在去相关长度内选取的,即 $\rho_2 \in (\rho_1, 1]$ 。第二,实测数据分析表明,在去相关长 度内选取的参考单元可以为 CUT 提供纹理信息,从 而使得检测器有一定的性能提升。但是,最优检测 性能对应的 P值,目前还没有理论基础研究。因此, 本文给出了一种经验选取法。由涌浪调制产生的纹理 调制在距离上表现为一个快速衰减的过程,这主要由 涌浪尺寸和目前雷达距离分辨率决定的[15]。通过对 实测数据的分析和验证,本文经验选取 $\rho_{0}=0.6$ 。当 $\rho(k)$ 大于 ρ_2 时,可以近似认为海杂波在距离上的纹 理完全相关。

4 实验结果和性能分析

4.1 仿真数据检测性能

首先,采用仿真数据对 TSB-GLRT-LTD 检测器的性能进行了测试。在已知散斑协方差矩阵条件

1973

下,根据式(13)进行了105次独立仿真试验,并且检 测门限根据式(15)直接获取。参数设置 $N=8, \lambda=1.5,$ 10, 100, P=0, 2, 4, 8, 信杂比(Signal-to-Clutter Ratio, SCR) SCR = -5 dB。其中, P=0 对应的是 GLRT-LTD 检测器。图1给出了不同形状参数下两 种检测器的接收机工作性能(Receiver Operation Characteristic, ROC)曲线比较。可以清楚地看到, 由于 TSB-GLRT-LTD 利用了纹理信息, 它相对于 最优检测器 GLRT- LTD 来说有了明显的改善。并 且,我们可以得到以下结论。第一,当 P 增大时, TSB-GLRT-LTD 有性能提升。这是因为更多的参 考单元为待检测单元提供纹理信息,提高了检测性 能。但是当 P 更大时,性能提升不再明显。第二, 形状参数越小, TSB-GLRT-LTD 相对于 GLRT-LTD 的性能越提升明显。这是因为小形状参数下, 距离维的纹理具有很强的随机性,而新提出的检测 器是在减少参考单元纹理随机性下获得性能提升 的。第三,当形状参数很大时,两种检测器的性能 一致。这是因为,形状参数趋向于无穷大时,杂波 趋向于高斯杂波,此时距离维的纹理随机性减弱, 部分参考单元提供的纹理信息不再提升性能。

4.2 实测数据检测性能

接下来,我们采用实测海杂波数据对自适应 TSB-GLRT-LTD 检测器进行性能验证。首先,对3 组实测海杂波数据进行分析。3 组数据都是由 X 波 段的 Fynmeet 雷达采用 VV 极化在南非西南海岸于 2006 年 7 月 27 日采集得到的^[17]。测试目标为一艘 小船,在整个观测时间内,雷达采用跟踪模式对小 船进行监测。雷达载频 6.9 GHz,距离分辨率 15 m, 雷达脉冲重复频率 *f_r*=2.5 kHz。第1组数据(TFA10_ 002.01.mat)和第 2 组数据(TFA10_004.02.mat)都 是由 64 个距离单元, 99973 个相干脉冲序列组成。 第3组数据(TFA10 007.02.mat)由64个距离单元, 59738 个相干脉冲序列组成。为了降低数据的脉冲 重复频率,同时不出现谱混叠的前提下,进行下 4 采样处理,并且删除第14~18个距离单元的数据。 图 2(a)~图 2(c)分别画出了 3 组海杂波数据的时间-距离幅度图。可以看出第1组海杂波幅度在时间-距 离上具有很强的非平稳性, 纹理在距离上具有明显 的起伏变化。而从第2组到第3组数据,海杂波时 空非平稳性相对减弱,趋于平稳。图 2(d)~图 2(f) 分别给出了海杂波数据的经验概率分布曲线和采用 IG 纹理分布的理论概率分布曲线。3 组数据的幅度 拟合参数依次为 $\lambda = 1.9562, \eta = 74.0232; \lambda = 3.6534,$ $\eta = 50.3366; \lambda = 17.6805, \eta = 32.6409$ 。从图 2 中可 知, IG 纹理的复合高斯模型对于高分辨小擦地角的 海杂波数据具有很好的拟合效果,这为该分布下的 检测器性能提升提供了理论依据。

然后,对3组数据的纹理在距离上的相关性进行分析,进而确定与CUT具有相同纹理的距离单元个数*P*。图3给出了*L*=128时,两组数据的纹理相关系数与距离单元延迟的关系。可以看出,纹理在距离上的相关函数首先在初始点处出现一个尖峰,然后经历一个快速的下降期,最后出现一个缓慢的衰减^[15]。图中灰色直线为*p*₁ = 0.3679 对应的值。因此,第1~3 组数据对应的去相关距离延迟单元分别为1,1.5和11。而完全相关系数*P*₂ =0.6时,第1~3 组数据的完全相关距离单元数为0.6,1和3。也就是说,对于这3组数据可以近似认为CUT周围分别有1个,2个和6个参考距离单元与CUT具有相同的纹理。



最后,在实测海杂波数据中加入仿真目标,分

图 1 不同形状参数下两种检测器的 ROC 曲线图





析在不同信杂比下的检测性能。仿真目标根据式(8) 模型产生。平均信杂比定义为SCR=101g($|\alpha|^2 / \bar{p}_c$), 其中, \bar{p}_c 为杂波的平均功率。实验中,虚警概率 P_{fa} = 10⁻⁴;考虑到3组数据使用的纯杂波数据量的大小, 累积脉冲数目 N=8;为了减少散斑协方差估计带来 的性能损失,参考单元数 K=32;P分别取0,2,4,6, 8;信号多普勒频率 f_d 在[$-f_r/2, f_r/2$]中随机产生, f_r = 625 Hz。为了去除多普勒的影响,分别对3组数据 10~14 个距离单元加上仿真目标分别进行了10⁵次 试验,获取平均检测概率。门限通过由蒙特卡洛实 验获得。从图4(a)可知,第1组数据在考虑周围两 个参考单元,其性能与P=0时相当,P=0对应的是 自适应GLRT-LTD,它是独立同分布纹理下的最优 检测器。但P值的增加带来了1~2 dB 性能损失。 这是因为这组数据的功率在距离上起伏大,去相关 单元数目为 2。在图 4(b)中,第 2 组数据检测性能 最好的是 P=2。由于考虑了 CUT 邻近的 2 个参考 单元的纹理信息时,自适应 TSB-GLRT-LTD 检测 器有了 1.5 dB 的性能提升。而当 P=4 时,与自适 应 GLRT-LTD(P=0) dB 性能相当; P=6 时,明显 有 0.5 dB 性能损失。这是因为第 1 组数据只有 2 个 距离单元与 CUT 具有相同的纹理;而当 P>4 时, 纹理在距离上已经去相关了。图 4(c)显示了第 3 组 数据的检测性能曲线。P=6 对应的自适应 TSB-GLRT-LTD 检测器的性能最好,相对于自适应 GLRT-LTD 检测器的性能最好,相对于自适应 GLRT-LTD(P=0)提升了 1 dB。同时,P=2,4,8 相对于 P=0 时都有一定的性能提升。这是因为根据 图 3(c),去相关距离单元数为 22,认为完全相关的 距离单元为 6。根据纹理在距离上的相关性这一先 验知识,选择合适的 P可以获得自适应 TSB-GLRT-



图 4 3 组数据在不同 P 值下的检测概率

LTD 检测器的性能提升,这得益于纹理结构信息的 使用。

5 总结

本文将纹理信息运用到检测统计量中,提出了 一种基于纹理结构的广义似然比检测线性门限检测 器并且分析了其恒虚警性质。基于纹理在距离上相 关性的先验知识,确定与待检测单元具有相同纹理 的参考单元数目。因此,参考单元为自适应检测器 不仅提供了散斑协方差矩阵信息而且提供了纹理信 息。实测数据表明,新提出的检测器相对于独立同 分布纹理的最优检测器有了一定的性能改善。

参考文献

- WARD K D, TOUG R J A, and WATTS S. Sea Clutter: [1] Scattering, the K Distribution and Radar Performance[M]. London, United Kingdom: The Institution of Engineering and Technology, 2006: 45-142.
- 张玉石, 许心瑜, 尹雅磊, 等. L 波段小擦地角海杂波幅度统 [2]计特性研究[J]. 电子与信息学报, 2014, 36(5): 1044-1048. doi: 10.3724/SP.J.1146.2013.01139. ZHANG Yushi, XU Xinyu, YIN Yalei, et al. Research on amplitude statistics of L-band low grazing angle sea clutter[J]. Journal of Electronics & Information Technology, 2014, 36(5):
- SANGSTON K J, GINI F, GERCO M, et al. Structures of [3]radar detection in compound-Gaussian clutter[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1999, 35(2): 445-458. doi: 10.1109/7.766928.

1044-1048. doi: 10.3724/SP.J.1146.2013.01139.

- 邹鲲, 廖桂生, 李军, 等. 基于 Bayes 框架的复合高斯杂波下 [4]稳健检测[J]. 电子与信息学报, 2013, 35(7): 1555-1561. doi: 10.3724/SP.J.1146.2012.01333. ZOU Kun, LIAO Guisheng, LI Jun, et al. Robust detection in compound Gaussian clutter based on Bayesian framework[J]. Journal of Electronics & Information Technology, 2013, 35(7): 1555-1561. doi: 10.3724/SP.J.1146.2012.01333.
- KELLY E J. An adaptive detection algorithm[J]. IEEE [5]

Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1986, 22(1): 115-127. doi: 10.1109/TAES.1986.310745.

- [6] ROBEY F C, FUHRMANN D R, KELLY E J, et al. A CFAR adaptive matched filter detector[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 1992, 28(1): 208-216. doi: 10.1109/7.135446.
- 闫亮,孙培林,易磊,等.基于逆高斯分布的复合高斯海杂波 [7] 建模研究[J]. 雷达学报, 2013, 2(4): 461-465. doi: 10.3724/ SP.J.1300.2013.13083.

YAN Liang, SUN Peilin, YI Lei, et al. Modeling of compound-Gaussian sea clutter based on an inverse Gaussian distribution[J]. Journal of Radars, 2013, 2(4): 461-465. doi: 10.3724/SP.J.1300.2013.13083.

- DONG Y. Optimal coherent radar detection in a [8] K-distributed clutter environment[J]. IET Radar, Sonar & Navigation, 2012, 6(5): 283-292. doi: 10.1049/iet-rsn.2011. 0273.
- [9] BALLERI A, NEHORAI A, and WANG J. Maximum likelihood estimation for compound-Gaussian clutter with inverse gamma texture[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2007, 43(2): 775-779. doi: 10.1109/ TAES.2007.4285370.
- [10] SANGSTON K J, GINI F, and GRECO M S. Coherent radar target detection in heavy-tailed compound-Gaussian clutter [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2012, 48(1): 64-77. doi: 10.1109/TAES.2012.6129621.
- [11] DE MAIO A, FARINA A, and FOGLIA G. Knowledge-aided Bayesian radar detectors & their application to live data[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2010, 46(1): 170-183. doi: 10.1109/TAES.2010.5417154.
- 邹鲲,廖桂生,李军,等.非高斯杂波下知识辅助检测器敏感 [12]性分析[J]. 电子与信息学报, 2014, 36(1): 181-186. doi: 10. 3724/SP.J.1146.2013.00320. ZOU Kun, LIAO Guisheng, LI Jun, et al. Sensitivity analysis of knowledge aided detector in non-Gaussian clutter[J]. Journal of Electronics & Information Technology, 2014, 36(1): 181-186. doi: 10.3724/SP.J.1146.2013.00320.
- CONTE E and DE MAIO A. Mitigation techniques for [13]

- [14] GINI F, GRECO M V, and VERRAZZANI L. Detection problem in mixed clutter environment as a Gaussian problem by adaptive preprocessing[J]. *Electronics Letters*, 1995, 31(14): 1189–1190. doi: 10.1049/el:19950808.
- [15] 关键, 丁昊, 黄勇, 等. 实测海杂波数据空间相关性研究[J].
 电波科学学报, 2012, 27(5): 943-953. doi: 10.13443/j.cjors.
 2012.05.026.

GUAN Jian, DING Hao, HUANG Yong, *et al.* Spatial correlation property with measured sea clutter data[J]. *Chinese Journal of Radio Science*, 2012, 27(5): 943–953. doi: 10.13443/j.cjors.2012.05.026.

- [16] JAVIER C M, JAVIER G M, ALVARO B C, et al. Statistical analysis of a high-resolution sea-clutter database[J]. IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing, 2010, 48(4): 2024–2037. doi: 10.1109/TGRS.2009.2033193.
- [17] The Defence, Peace, Safety, and Security Unit of the Council for Scientific and Industrial Research. The Fynmeet radar database[OL]. http://www.csir.co.za/small_boat_ detection, 2014.
- 施赛楠: 女,1990年生,博士生,研究方向为雷达信号处理和微 弱目标检测.
- 水鹏朗: 男,1967年生,教授,博士生导师,研究方向为子波理 论、图像处理和目标检测.
- 刘 明: 男, 1986年生, 博士生, 研究方向为海面微弱动目标检 测.

"雷达信号处理"专刊征稿通知

在数字信号处理技术飞速发展的今天,雷达技术在军用和民用领域都得到了广泛应用,雷达信号处理 作为雷达系统的重要组成部分,始终走在国防科技和电子信息领域技术最前列。鉴于此,本刊决定在 2016 年 12 月针对雷达信号处理技术出版一期专刊,公开征集雷达信号处理相关内容的学术论文、研究通讯和综 述评论文章。

1 专刊主编

张玉洪教授(西安电子科技大学),王永良院士(空军预警学院),许进教授(北京大学),廖桂生教授(西安 电子科技大学),吴仁彪教授(中国民航大学),刘宏伟教授(西安电子科技大学)

2 征文选题范围

(1)新体制雷达系统技术;(2)雷达成像技术;(3)雷达目标识别技术;(4)雷达抗干扰技术;(5)雷达预警探测技术;(6)海战场雷达探测技术;(7)高速实时信号处理技术;(8)雷达信号处理共性基础理论等。

所征集的论文内容不限于以上方面,所有与雷达信号处理相关的高水平论文均接受投稿。为保证专刊 文章的质量,最终录取文章数量由征集到的稿件的质量和审稿情况决定。

3 征文要求

稿件类型要求:前瞻性的研究论文,高质量的综述论文。稿件尚未公开发表,并非一稿多投;无抄袭、 剽窃、侵权等不良行为。

投稿方式:登录《电子与信息学报》网站(http://jeit.ie.ac.cn/)注册投稿。投稿时请在作者留言一栏中 注明"雷达信号处理专刊"。

稿件格式:参照《电子与信息学报》论文模板。 截稿时间:2016年9月30日。