

基于瞬态极化统计量的微弱 信号检测及优化算法设计

刘 涛, 王雪松, 李永祯, 徐振海, 肖顺平

(国防科技大学电子科学与工程学院, 湖南长沙 410073)

摘 要: 针对窄带极化雷达系统, 首先给出了极化聚类中心的统计分布函数, 构造了 GLRT 检测似然比, 据此提出了特征极化基下的微弱信号检测算法, 同时计算出 CFAR 检测概率的解析表达式. 然后通过极化基变换的方法证明了所选极化检验统计量分布具有极化不变性质, 解决了一般极化基下的微弱信号检测问题, 并给出了此种检测方案的优化算法. 最后, 我们通过仿真分析了此种检测算法的性能, 结果说明低信噪比下新算法可以极大地改善雷达系统的检测性能, 对于反隐身、预警和空间探测等领域有着重要的指导意义.

关键词: 微弱信号; 检测; 瞬态极化

中图分类号: TN95 文献标识码: A 文章编号: 0372-2112 (2008) 06-1152-06

A Novel Detection Algorithm of Dim Signal Based on Instantaneous Polarization

LIU Tao, WANG Xue2song, LI Yong2zhen, XU Zhen2hai, XIAO Shun2ping

(School of Electronic Science and Engineering, NUDT, Changsha, Hunan 410073, China)

Abstract: The detection problem of dim signal is studied based on narrowband dual- polarization radar system. Firstly the probability density functions of different signals and a novel detection algorithm are presented through polarization and power accumulation in time. We also derive the analytical expression for the probability of false alarm and show that the new receiver can be made bounded constant false alarm rate (CFAR). Then a solution is showed through proving the same distributions between different coordinates of the statistics by which the radar detection performance can be simplified. Finally, we present simulation results, which show the radar detection performance can be obviously improved. It can be useful to anti- radar stealthy, early warning and space detection or other applications.

Key words: dim signal; detection; instantaneous polarization

1 引言

信号检测是雷达、声纳、通信和遥测等诸多领域中所共同关心的基础问题. 在现代战争条件下, 复杂多变的战场环境对各种电磁探测性能提出了越来越高的要求, 促使人们进一步开发利用电磁信号中的有用信息, 以尽可能提高系统探测性能^[1].

由于极化滤波、增强等信息处理技术能够有效改善雷达接收信号干扰噪声比, 这使得极化检测技术对于微弱目标(如隐身目标)的探测具有特殊的意义^[1]. 因此在 20 世纪 80 年代末至 90 年代初, 极化检测技术曾受到较为广泛的关注和研究, L M Novak 等^[2]较为系统地研究了最优极化检测器概念以及诸如恒等性似然比检测器、

极化白化滤波器、极化恒虚警检测器、张成检测器、功率最大合成检测器等适合工程应用的准最优极化检测器等. 然而, 现有研究成果大多仍是以获取最大信噪比为准则的, 并没有充分挖掘窄带极化雷达系统的探测能力.

由瞬态极化理论^[5]可知, 电磁波的瞬态 Stokes 子矢量完备的表征了其能量信息和极化信息, 在单色电磁波激励下雷达目标散射波和背景噪声的瞬态 Stokes 子矢量序列(简称为 ISVS)^[3]特性迥异. 针对窄带极化雷达, 基于瞬态 Stokes 子矢量的统计特性, 李永祯首次提出了基于 ISVS 的瞬态极化微弱信号检测^[3], 但是极化距离概念的非线性定义对检测效果产生负面影响, 并且不能给出检测概率的解析形式. 本文在前人工作的基础上提

出了一种新颖的基于极化聚类中心特征的微弱信号检测算法,同时计算出恒虚警率下检测概率的解析表达式,最后,我们通过仿真验证了此种检测算法的有效性.

本文结构如下组织:第二部分讲述了特征极化基^[5]下(即噪声的交叉极化为零)基于极化积累的极化信号检测方法;第三部分对一般极化基下微弱信号的检验统计量进行分析,推导出检验统计量分布具有极化不变性质,给出了优化算法;第四部分对本文检测算法进行了仿真验证,并与已有检测算法进行了比较,表明本文所述算法的稳定性与优越性.

2 特征极化基下的极化信号检测

2.1.1 雷达目标散射波的 ISVS 表征

当以单色或准单色波激励目标时,其散射波在特征极化基 (\hat{h}, \hat{v}) 下目标散射波的瞬态 Stokes 子矢量为

$$g_s(t) = \begin{bmatrix} g_1(t) \\ g_2(t) \\ g_3(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_{SH}^2 - E_{SV}^2 \\ 2E_{SH}E_{SV} \cos(U_{H0} - U_0) \\ 2E_{SH}E_{SV} \sin(U_{H0} - U_0) \end{bmatrix}, \quad t \in [S_0, S_0 + S_p] \quad (1)$$

若以频率 f_s 对雷达目标散射波进行采样,那么相应的瞬态 Stokes 子矢量序列(简记为 ISVS)为

$$G_s = \{g_s(i), i = 1, 2, \dots, N_s\}, N_s = [f_s S_p] \quad (2)$$

可见,对于单色电磁波激励下雷达目标散射波的瞬态 Stokes 子矢量及其 ISVS 恒为定值,即其在 Poincare 球空间(Stokes 子矢量空间)上始终为一个点,Poincare 球心至该点形成的矢量方向表征了目标散射波的极化信息,而其长度表征了散射波的能量信息.

2.1.2 极化雷达接收机噪声的 ISVS 表征及其统计特性

对于任一时刻,极化雷达接收机噪声 $n(t)$ 均可视为服从零均值正态分布的随机变量,即有

$$n(t) = \begin{bmatrix} n_H(t) \\ n_V(t) \end{bmatrix} \sim N(0, 2_n), t \in T \quad (3)$$

其中, $2_n = R_{HH} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & B \end{bmatrix}$, $R_{HH} = kT_0 B F_n$, $2_n = R_n^2$ 为接收机噪声的协方差矩阵, k 为玻尔兹曼常数, $k = 1138 @ 10^{-23} J/K$, $T_0 = 290K$, B 为接收机带宽, F_n 为接收机噪声系数, B 为极化接收通道噪声方差之比,用来表征两个极化通道的不平衡性.

同理,若以频率 f_s 对接收机噪声进行采样,那么其相应的 ISVS 在特征极化基 (\hat{h}, \hat{v}) 下可表示为

$$C_n = \{g_n(i), i = 1, 2, \dots, N_s\} \quad (4)$$

接收机噪声的 ISVS 是随机分布在 Poincare 球空间上的,并不是空间中的固定一点,可见,通过刻画雷达接收信号和噪声的 ISVS 的分布特性可以有效地区分信

号和噪声.

对于接收机噪声的任一采样值,其瞬态 Stokes 子矢量各分量的概率密度函数为^[4,6]

$$f_{G_1}(g_{n1}) = \begin{cases} \frac{1}{R_{HH}(B+1)} \exp\left\{-\frac{g_{n1}}{R_{HH}}\right\}, & g_{n1} \geq 0 \\ \frac{1}{R_{HH}(B+1)} \exp\left\{-\frac{g_{n1}}{BR_{HH}}\right\}, & g_{n1} < 0 \end{cases} \quad (5A)$$

和

$$f_{G_j}(g_{nj}) = \frac{1}{2R_{HH}\sqrt{B}} \exp\left\{-\frac{|g_{nj}|}{R_{HH}\sqrt{B}}\right\}, j = 2, 3 \quad (5B)$$

2.1.3 信号存在时接收信号的极化聚类中心的统计分布
为了能够给出信号存在时接收信号的极化分布特征,针对信号的时变特性,通过 ISVS 来刻画极化分布特性,也就是极化聚类中心的统计分布,定义

$$G = \begin{bmatrix} G_1 \\ G_2 \\ G_3 \end{bmatrix} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M g(i) = \begin{bmatrix} \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M g_1(i) \\ \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M g_2(i) \\ \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M g_3(i) \end{bmatrix} \quad (6)$$

其中, $g_k(i)$ 为第 i 个不相关采样点 ISVS 的第 k 个分量,其中 $k = 1, 2, 3, i = 1, 2, \dots, M$. 并且 $g_T = (g_{T1}, g_{T2}, g_{T3})^T$ 为信号存在时接收信号的 Stokes 子矢量均值,信号的确极化 Stokes 矢量为 $g_{T0} = (g_{T01}, g_{T02}, g_{T03})^T$, 噪声的极化 Stokes 子矢量均值为 $g_N = (g_{N1}, g_{N2}, g_{N3})^T$, 其中 $g_T = g_{T0} + g_N$.

容易证明, G_1 分量的一、二阶矩分别为

$$3G_1^4 = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M 3g_1(i)^4 = 3g_1^4 = R_{HH}(B-1) + g_{T1} \quad (7)$$

$$\text{var}[G_1] = \frac{\text{var}[g_1]}{M} = (R_{HH}^2 + R_{VV}^2 + 2d_H^2 R_{HH} + 2d_V^2 R_{VV})/M$$

其中, d_H, d_V 为窄带确定性信号的正交分量幅度. 在信号微弱条件下,信噪比很低,所以上式可以简化为

$$\text{var}[G_1] \approx U(R_{HH}^2 + R_{VV}^2)/M \quad (8)$$

若 M 足够大,那么根据中心极限定理可知, G_1 近似服从正态分布. G_1 的概率密度函数为

$$f(G_1) = \frac{1}{R_{HH} \sqrt{2P(1+B)}} \exp\left\{-\frac{(G_1 - \frac{R_{HH}(B-1)}{2R_{HH}(1+B)} - g_{T1})^2}{2R_{HH}^2(1+B)}\right\} \quad (9)$$

若 M 较小,此时 G_1 的分布不可视为正态分布时,可以按照概率密度函数变换方法求解,这里不再赘述. 在 G_2 分量和 G_3 分量统计分布的求解时,均假定 M 足够大.

同理可知, G_2 的概率密度函数为

$$f(G_2) = \frac{1}{2R_{HH} \sqrt{PB/M}} \exp\left\{-\frac{(G_2 - \frac{g_{T2}}{4R_{HH}^2/M})^2}{4R_{HH}^2/M}\right\} \quad (10)$$

G₃ 分量的概率密度函数为

$$f(G_3) = \frac{1}{2R_{HH} \sqrt{PB/M}} \exp\left\{-\frac{(G_3 - g_{T3})^2}{4B_{HH}^2/M}\right\} \quad (11)$$

G = (G₁, G₂, G₃)^T 的 3 个 Stokes 统计分量都是正态随机变量, 故 G = (G₁, G₂, G₃)^T 的联合概率密度为

$$f(G) = \frac{1}{P^2|K|} \exp\left\{-\frac{1}{2}(G - g_T)^H K^{-1} (G - g_T)\right\} \quad (12)$$

其中 K 为协方差矩阵, 易知

$$K = \begin{bmatrix} \text{var}(G_1) & 2(R_{HH} - R_{WV})d_H d_V/M & 0 \\ 2(R_{HH} - R_{WV})d_H d_V/M & \text{var}(G_2) & 0 \\ 0 & 0 & \text{var}(G_3) \end{bmatrix}$$

在微弱信号条件下, K U

$$\begin{bmatrix} \text{var}(G_1) \\ \text{var}(G_2) \\ \text{var}(G_3) \end{bmatrix}$$

为方便起见, 下面的讨论

主要在微弱信号条件下, 也就是 G = (G₁, G₂, G₃)^T 中的 3 变量统计独立。

2.1.4 基于极化聚类中心的微弱信号检测算法设计

在微弱信号条件下, 这里我们都取信号极化聚类中心的统计近似值。雷达回波信号检测实质上是一个二元假设检验。问题可转化为

$$H_0: BG = G_n$$

$$H_1: BG = (G_1, G_2, G_3)^T + G_n$$

其中 G_n 为纯噪声的极化聚类中心。将他们的概率密度分别记为 f(G|H₀) 和 f(G|H₁)。由此即得似然比检测判决关系式为:

$$+(G) = \ln \frac{f(G|H_1)}{f(G|H_0)} \underset{H_0}{\underset{H_1}{>}} G \quad (13)$$

其中 G 为检测门限, 它由具体的检测准则决定。由似然比函数定义式可知, 它必然是 G 的函数, 如果求得 +(G) 的概率密度为 f₊(K|H₀) 和 f₊(K|H₁), 就可以针对具体的检验准则计算其检验性能。譬如, 对于 Ney2 Pearson 准则, 要求检测虚警概率维持在一定水平以内, 即要求

$$P_{fa} = \int_{K_A}^{+1} f_+(K|H_0) dK \leq A$$

其中 A 为虚警概率水平。由上式可以导出

$$K \setminus K_A$$

这里 K_A 即为恒虚警率(CFAR)检测门限, 相应可得到检测概率为

$$P_d = \int_{K_A}^{+1} f_+(K|H_1) dK$$

将 G 的概率密度式(12)代入似然比检验判决式(13)中得

$$(G - g_N)^H K^{-1} (G - g_N) - (G - g_T)^H K^{-1} (G - g_T) \underset{H_0}{\underset{H_1}{>}} G$$

化简可得:

$$G^H K^{-1} g_{T0} \underset{H_0}{\underset{H_1}{>}} \frac{1}{2} \left(G - g_T^H K^{-1} g_T - g_N^H K^{-1} g_N \right)$$

记 b = K⁻¹g_{T0}, A = g_{T0}^HK⁻¹g_{T0}, c = g_T^HK⁻¹g_T - g_N^HK⁻¹g_N, 则上式化简为:

$$b^H G \underset{H_0}{\underset{H_1}{>}} \frac{1}{2} (G + c) \quad (14)$$

注意到 b 是确定性 3 @1 矢量, 而 G 服从 Gauss 分布, 故知

$$\begin{cases} b^H G | H_0 \sim N(b^H g_N, b^H K b) \\ b^H G | H_1 \sim N(b^H g_T, A) \end{cases}$$

若记 z = b^HG, b_N = b^Hg_N = b^H[R_{HH}(K - 1), 0, 0]^H, b_T = b^Hg_T, A = b_T - b_N, 那么可得检验统计量 z 的条件概率密度为

$$\begin{cases} z | H_0 \sim N(b_N, A) \\ z | H_1 \sim N(b_T, A) \end{cases} \quad (15)$$

设似然比检验统计量 z 的检验门限为 K, 虚警概率限定在 A 水平之内, 则有

$$P_{fa} = \int_{K_A}^{+1} f(z | H_0) dz \leq A$$

将 z 的条件概率密度代入即可求得:

$$K \setminus K_A = -\sqrt{A} 5^{-1}(A) + b_N \quad (16)$$

由此即得相应的检测概率为:

$$P_d = \int_{K_A}^{+1} f(z | H_1) dz = 5[\sqrt{A} + 5^{-1}(A)] \quad (17)$$

其中 5(#) 为标准正态概率积分, 5⁻¹(#) 为其反函数。

2.1.5 信号极化方式未知的极化检测方法

在含有未知信号的窄带雷达目标检测中, 我们可以采用广义似然比检验。也就是先对未知参数采用最大似然估计, 并把这估计当作真值来进行似然比检验。针对本节的假设与以上分析, 我们知道 g_T 的最大似然估计就是 G, 代入到广义似然比中, 得到判决规则为

$$(G - g_N)^H K^{-1} (G - g_N) \underset{H_0}{\underset{H_1}{>}} G \quad (18)$$

若记 z = (G - g_N)^HK⁻¹(G - g_N), 那么可得检验统计量 z 在不同假设下的概率分布函数: 我们知道, 在纯噪声条件下随机变量 (G - g_N) 是均值为 0 的正态分布, 那么 z = (G - g_N)^HK⁻¹(G - g_N) 在此条件下的分布就是 3 个标准正态分布 N(0, 1) 的平方和, 那么 z 应当服从分布 V² ~ V²(3), 那么

$$f(z|H_0) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2} \#(n/2)} z^{n/2-1} e^{-z/2}, & z > 0 \\ 0, & \text{others} \end{cases}$$

在有信号和干扰的条件下, 因为高斯分布不再是 $N(0, 1)$ 的标准正态分布, 那么他们并不服从以上分布.

根据 Neyman2Pearson 准则, 设似然比检验统计量 z 的检验门限为 K , 虚警概率限定在 A 水平之内, 则有

$$P_{fa} = \int_Q^+ f(z | H_0) dz \quad [A]$$

将 z 的条件概率密度代入即可求得:

$$K \setminus K_A = V_A^2(3) \quad (19)$$

检测概率为

$$P_d = \int_Q^+ f(z | H_1) dz \quad (20)$$

3 一般极化基下的极化信号检测

3.1.1 噪声统计特性的极化基变换

针对 Hermit 矩阵 2_n , (\hat{a}, \hat{b}) 为一般极化基, $2_n = 2_{AB} = \begin{bmatrix} R_{AA} & R_{AB} \\ R_{BA} & R_{BB} \end{bmatrix} = U^H \begin{bmatrix} K_1 & \\ & K_2 \end{bmatrix} U = U^H + U$, K_1, K_2 为协方差矩阵的特征值, U 为特征极化基过渡酉矩阵, 此时的极化称为特征极化, $U = \begin{bmatrix} K_1 & \\ & K_2 \end{bmatrix}$ 称为特征协方差^[5].

$$j_{AB}(t) = R \left\{ \begin{bmatrix} U^H e_{HV}(t) \\ \hat{a} [U^H e_{HV}(t)]^* \end{bmatrix} \right\} = R \left\{ \begin{bmatrix} U^H \hat{a} U^T \\ R^{-1} j_{HV}(t), t I T \end{bmatrix} \right\}$$

若记 $Q = R \left(U \hat{a} U^* \right) R^{-1}$, 该电磁波在一般极化基 (\hat{a}, \hat{b}) 下的 Stokes 子矢量表示为

$$g_{AB}(t) = Q_3^H g_{HV}(t), t I T \quad (21)$$

同理, 其协方差矩阵的变换与逆变换公式为

$$E_{AB} = Q_3^H E_{HV} Q_3$$

$$E_{AB}^{-1} = \left(Q_3^H E_{HV} Q_3 \right)^{-1} = Q_3^{-1} E_{HV}^{-1} (Q_3^H)^{-1} \quad (22)$$

由于 $Q_3^H Q_3 = I$, 所以

$$E_{AB}^{-1} = \left(Q_3^H E_{HV} Q_3 \right)^{-1} = Q_3^{-1} E_{HV}^{-1} (Q_3^H)^{-1} = Q_3^H E_{HV}^{-1} Q_3 \quad (23)$$

3.1.2 基于极化聚类中心的微弱信号检测算法及其优化设计

$G = (G_1, G_2, G_3)^T$ 的 3 个 Stokes 统计分量都是正态随机变量但并不一定相互独立, 所以联合分布的概率为:

$$f(G) = \frac{1}{P^2 |E_{AB}|} \exp \left\{ - (G - g_{AB})^H E_{AB}^{-1} (G - g_{AB}) \right\} \quad (24)$$

其中 E_{AB} 为协方差矩阵, $E_{AB}^{-1} = Q_3^H E_{HV}^{-1} Q_3$, 下标 AB 表示当前极化基.

由式(15)我们知道检验统计量 $z = b_{AB}^H G_{AB}$ 的条件

概率密度为

$$\begin{cases} z | H_0 \sim N(b_{ABN}, A_{AB}) \\ z | H_1 \sim N(b_{ABT}, A_{AB}) \end{cases}$$

其中: $b_{AB} = E_{AB}^{-1} g_{ABT0}$, $A_{AB} = g_{ABT0}^H E_{AB}^{-1} g_{ABT0}$, 符号含义同上.

根据瞬态极化 Stokes 子矢量的极化基变换公式, 可知检验统计量为

$$\begin{aligned} b_{AB}^H G_{AB} &= \left(K_{AB}^{-1} g_{ABT0} \right)^H G_{AB} \\ &= \left(Q_3^H E_{HV}^{-1} Q_3 g_{HVT0} \right)^H Q_3^H g_{HV} \\ &= g_{HVT0}^H E_{HV}^{-1} g_{HV} \end{aligned}$$

$z | H_0$ 概率密度参数的均值变换为:

$$\begin{aligned} b_{ABN} &= g_{ABT0}^H E_{AB}^{-1} g_{ABN} \\ &= \left(Q_3^H g_{HVT0} \right)^H \left(Q_3^H E_{HV}^{-1} Q_3 \right) \left(Q_3^H g_{HVN} \right) \\ &= g_{HVT0}^H E_{HV}^{-1} g_{HVN} = b_{HVN} \end{aligned}$$

$z | H_1$ 概率密度参数的均值变换为:

$$\begin{aligned} b_{ABT0} &= g_{ABT0}^H E_{AB}^{-1} g_{ABT0} \\ &= \left(Q_3^H g_{HVT0} \right)^H \left(Q_3^H E_{HV}^{-1} Q_3 \right) \left(Q_3^H g_{HVT0} \right) \\ &= g_{HVT0}^H E_{HV}^{-1} g_{HVT0} = b_{HVT0} \end{aligned}$$

z 概率密度参数的方差变换为:

$$\begin{aligned} A_{AB} &= g_{ABT0}^H E_{AB}^{-1} g_{ABT0} \\ &= \left(Q_3^H g_{HVT0} \right)^H Q_3^H E_{HV}^{-1} Q_3 \left(Q_3^H g_{HVT0} \right) \\ &= g_{HVT0}^H E_{HV}^{-1} g_{HVT0} = A_{HVT0} \end{aligned}$$

所以, 此检验统计量的概率密度分布是极化不变量. 也就是说, 不同极化基下的极化检测性能是信号噪声的固有属性, 并不随极化基的变化而改变. 这就给我们提供了噪声相干情况下微弱目标检测的优化算法.

下面给出极化检测优化算法流程:

Step1 将噪声协方差进行对角化处理, 得出酉变换矩阵 U^H , 计算 Q, Q_3^H ;

Step2 利用酉变换矩阵将信号极化形式 g_{ABT0} 转化为特征极化 $g_{HVT0} = Q_3 g_{ABT0}$

Step3 设似然比检验统计量 z 的检验门限为 K , 虚警概率限定在 A 水平之内, 则

$$K \setminus K_A = -\sqrt{A} 5^{-1}(A) + b_{HVN}$$

Step4 根据公式(20)计算样本统计量 G , 检验统计量 $z = g_{HVT0}^H E_{HV}^{-1} g_{HV}$;

Step5 将检验统计量 z 与门限 $K \setminus K_A = -\sqrt{A} 5^{-1}(A) + b_{HVN}$ 比较, 既可以检测出信号是否存在, 相应的检测概率为 $P_d = \int_Q^+ f(z | H_1) dz = 5 \left[\sqrt{A} + 5^{-1}(A) \right]$.

4 算法性能的仿真分析

我们通过计算机仿真来分析以上方法的检测性能. 首先, 给出信噪比的定义(令 $K_i = R$)

$$SNR = \frac{\frac{1}{T} \int_Q [|e_{HS}(t)|^2 + |e_{VS}(t)|^2] dt}{R_{AA} + R_{BB}}$$

$$\text{其中 } Z_n = Z_{AB} = \begin{bmatrix} R_{AA} & R_{AB} \\ R_{BA} & R_{BB} \end{bmatrix} = U^H + U = U^H \begin{bmatrix} K_1 & \\ & K_2 \end{bmatrix} U,$$

$$\text{其中 } K_2 = BK_1, \text{ 目标散射信号 } e_{HS}(t) \begin{bmatrix} d_1 \\ d_2 \end{bmatrix} e^{j2PF_0 t + j2PF_d t} =$$

$\begin{bmatrix} d \\ c \end{bmatrix} e^{j2PF_0 t + j2PF_d t}, f_d$ 为多普勒频移, C 为正数, (极化在此时为线极化), 通过噪声功率与信噪比就可以求出信号的幅度. 为分析方便, 以下假设 $C = 0$.

(1) $B = 1$ 时, 令其中恒虚警率水平 $A = 10^{-6}$, $SNR = -5\text{dB}$, 此时我们得到检测概率随不相关采样点数 M 的变化曲线为图 1. 由图 1, 当 $M = 270$ 以上时, 检测概率基本不再随采样点数的增加而增加, 处于极限检测状态 $P_d \approx 1$, 以下仿真均取 $M = 300$. 此时检测性能与其他 SNR 最优滤波器比较, 相同性能至少提高 81.8dB .

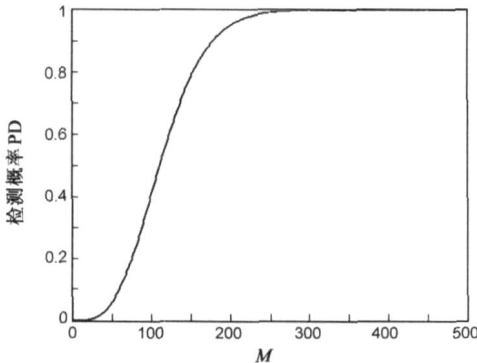


图 1 检测概率随采样点数的变化曲线

(2) 在不同 B 下, 采样点数 M 优化的检测概率随信噪比的变化曲线如图 2, 所以 B 的取值对检测概率的影响可以说是较小的, 并且 B 和 $1/B$ 具有完全相同的检测性能, 保证了算法的稳定性. 当信噪比为 $SNR = -5\text{dB}$ 时, $BI(0101, 100)$ 其检测概率为 99.90% 以上, 当 $BI(0101, 100)$, 信噪比为 $SNR = -6\text{dB}$ 时, 其检测概率在 92.17% 以上. 相对于普通单极化雷达而言, 平均有 $15 \sim 20\text{dB}$ 以上的性能改善^[3]; 并且很明显比常规的 ISVS 的极化检测方法要优越很多, 噪声方差失配(差别)不是很严重时, 相同条件达到同一检测概率的情况下, 性能大约改善 $1 \sim 5\text{dB}$; 极化失配 10 倍时, 与最优 SNR 检测器^[3]比较, 检测性能提高 10% ; 极化通道噪声方差失配越大, 本算法的优越性就体现得越明显, 说明新算法有很高的稳定性、适应性和高效性.

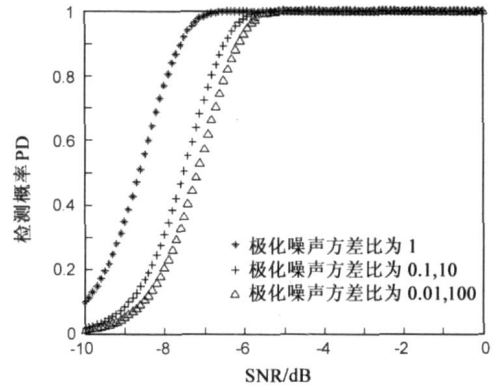


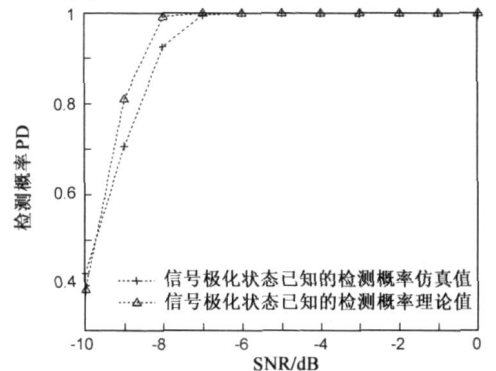
图 2 不同 B 且 M 优化的条件下检测概率随信噪比 (dB) 的变化曲线

根据以上分析可知, 对于仿真条件下的微弱信号检测, 其检测概率几乎完全取决于信噪比以及采样点数, 受 B 的影响较小, 这对于反隐身、预警和空间探测等应用领域的研究具有重要的指导意义.

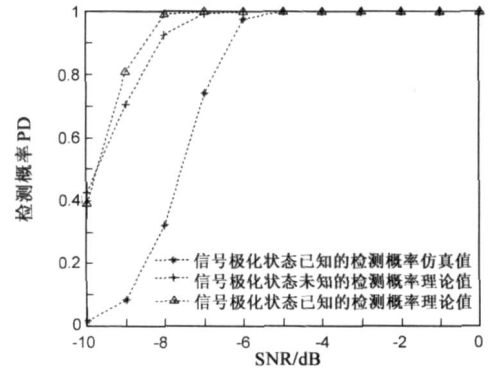
(3) 蒙特卡罗仿真 10^5 条件下, 通过不同的噪声方差之比确定检测门限

$$K_A = -\sqrt{A} 5^{-1} (A) + b_N$$
$$= -SNR \left[5^{-1} (A) \sqrt{M \left(1 + \frac{2B}{B+1} \right)} - \left(1 - \frac{2}{B+1} \right) M \right]$$

相同条件下仿真结果与理论检测概率的比较如图 3(a) 所示. 可见, 检测概率的理论值与仿真值相差很小, 这也验证了我们算法的有效性.



(a) 信号极化方式已知



(b) 信号极化方式未知

图 3 不同信噪比时检测仿真值与理论值曲线

(4) 在确定性信号的极化方式未知的情况下, 在以上的假设条件下, 即 $A=10^{-6}$, $SNR=-5\text{dB}$, $K=0.18$ 极化波的检测概率为: 99.190%。相同条件下检测概率随信噪比的曲线如图 3(b) 所示。经大量仿真分析验证, 我们知道未确定信号极化方式的检测性能与已知信号极化的检测性能在足够采样点的情况下相差不大, 这就对这种检测器的实用性与可扩展性提供了极大的方便。

5 结束语

本文针对窄带极化雷达系统, 分析了目标散射信号和接收机噪声的瞬态极化特性和能量特性, 利用二者瞬态 Stokes 子矢量聚类中心的差异, 通过时域积累的思路给出了一种新颖的、具有探索意义的微弱信号检测算法, 计算机仿真验证了该算法的有效性, 可以极大地改善雷达系统得检测性能。

然而, 对于电磁干扰条件下采样误差对检测性能的影响、高分辨雷达的信号检测及随机目标的瞬态极化宽带检测方法和目标识别我们下一步重点探索的工作。

参考文献:

- [1] 王俊. 微弱目标信号积累检测的方法研究[D]. 西安: 西安电子科技大学, 1999.
Wang Jun. Study on Dim Signal Detection Algorithms[D]. Xi'an: Xidian University, 1999. (in Chinese)
- [2] L M Novak, M B Sechtin, M J Cardullo. Studies of target detection algorithms that use polarimetric radar data[J]. IEEE Trans On AES, 1989, 25(2): 150- 165.
- [3] 李永祯, 肖顺平, 王雪松, 庄钊文. 基于 ISVS 的微弱信号检测[J]. 电子学报, 2005, 33(6): 1028- 1031.
Li Yongzhen, Xiao Shunping, Wang Xu2song, Zhuang Zhao2wen. A novel detection algorithm of dim signal based on ISVS[J]. Acta Electronica Sinca, 2005, 33(6): 1028- 1031. (in Chinese)
- [4] 李永祯. 瞬态极化统计特性及处理的研究[D]. 长沙: 国防科技大学, 2005.
Li Yongzhen. Study on Statistical Characteristics and Processing of Instantaneous Polarization[D]. Changsha: National University of Defense Technology, 2005. (in Chinese)
- [5] 王雪松. 宽带极化信息处理的研究[D]. 长沙: 国防科技大学, 1999.
Wang Xu2song. Study on Wideband Polarization Information Processing[D]. Changsha: National University of Defense Technology, 1999. (in Chinese)
- [6] 王雪松, 李永祯等. 电磁波瞬态极化的统计特性[J]. 中国科学(E辑), 2004, 34(8): 919- 929.
Wang Xu2song, Li Yongzhen, etc. Instantaneous polarization statistics of electromagnetic waves[J]. Sci China Ser F2Inf Sci, 2004, 34(8): 919- 929. (in Chinese)

作者简介:



刘 涛 男, 1978 年 10 月出生于山东新泰市, 博士生, 2001 年 7 月毕业于国防科技大学电子科学与工程学院, 同年被推荐硕博连读。研究兴趣为雷达极化统计理论、信号处理、目标检测与识别, 已在 Chinese Physics, 中国科学等期刊发表论文数篇。

E-mail: liutaol018@sina.com

王雪松 男, 1972 年 10 月出生于内蒙古包头市, 博士, 教授, 博士生导师, 中国电子学会高级会员, 遥感遥测遥控分会会员, 1994 年毕业于国防科技大学电子技术系, 1999 年 6 月获工科博士学位, 研究兴趣为信号处理与目标识别, 雷达极化, 雷达电子战建模与仿真, 博士论文评为 2001 年度/全国百篇优秀博士学位论文, 出版专著 2 部, 教材 1 部, 在国际国内期刊发表论文 100 余篇, SCI、EI 收录 40 余篇。获全军科技进步一等奖 3 项, 部委科技进步二、三等奖 2 项。

E-mail: wxsl019@sina.com