

基于距离闪烁效应的不可分辨多目标存在性检测

赵 锋¹, 杨建华¹, 丹 梅¹, 刘佳琪², 王雪松¹

(1. 国防科学技术大学电子科学与工程学院, 湖南长沙 410073; 2. 实验物理与计算数学实验室, 北京 100076)

摘 要: 在弹道导弹防御中, 空间不可分辨多目标对地基防御雷达的跟踪、识别和制导均构成了严重威胁, 雷达必须采取特殊手段来对其进行处理, 而对其存在性的获知则是其他所有处理的前提和基础. 本文通过所建立的采样比率模型对多目标的距离闪烁效应进行了理论分析, 并从回波频谱畸变的角度解释了其物理本质. 在此基础上, 以距离闪烁效应引起的额外测距误差为依据, 采用广义似然比检测法对不可分辨多目标的存在进行检测. 最后, 蒙特卡洛仿真结果验证了本文算法的有效性和可行性.

关键词: 相邻距离单元采样; 不可分辨目标; 采样比率; 距离闪烁; 广义似然比

中图分类号: TN95 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112(2008)12-2290-09

Detection of Presence of Multiple Unresolved Targets Based on Range Glint

ZHAO Feng¹, YANG Jian-Hua¹, DAN Mei¹, LIU Jia-qi², WANG Xue-song¹

(1. School of Electronic Science and Engineering, National University of Defense Technology, Changsha, Hunan 410073, China;

2. The National Key Laboratory of Computational Mathematics and Experimental Physics, Beijing 100076, China)

Abstract: In ballistic missile defense, the situation of unresolved targets is of great threaten to the tracking, identification and guidance of ground based radars, and some special efforts must be adopted to deal with it, among which the detection of the presence of unresolved targets is the precondition and basis of all the others. In this paper, the range glint is analyzed in theory through the model of sample ratio established, and then its physical essence is also expatiated using echo spectrum aberration. Base on those above, a general likelihood ratio test is developed to detect the presence of unresolved targets, which uses the information of additional range measurement error introduced by range glint. Finally, the Monte Carlo simulation result identifies the validity of the models.

Key words: adjacent range cell samples; unresolved targets; sample ratio; range glint; general likelihood ratio

1 引言

众所周知, 雷达通常从距离(时域)、角度(空域)和径向速度(频域)上对多目标进行分辨, 其中距离分辨率由信号带宽决定, 角度分辨率由波束宽度决定, 而径向速度分辨率则由相参信号的累积时间决定^[1]. 当空间多个目标之间的位置和速度差很小, 以至于上述三种途径均无法进行分辨时, 就称这些目标为空间不可分辨目标. 在弹道导弹防御背景下, 如果导弹防御雷达对不可分辨多目标情况缺乏特殊处理能力, 而只是一味地当作单目标而以传统方法来处理的话, 将会带来一系列的严重后果. 如对于低分辨率的早期预警雷达来说, 上述做法可能导致其引导信息产生严重偏离, 致使被引导的跟

踪雷达无法截获目标或者漏掉目标; 而对于跟踪雷达来说, 上述做法很容易使得雷达的观测方位偏离目标实际方位, 导致目标失跟或者误导拦截弹, 造成拦截失败. 因此, 对不可分辨多目标的检测和估计对于弹道导弹防御雷达来说是一个迫切需要解决的问题, 而其中对其存在性的检测则是解决其他问题前提和基础.

长期以来, 对于空间不可分辨多目标的检测算法绝大部分都是利用的目标的方位信息. 早期的研究集中在两个方面, 一方面是对雷达天线方向图进行修改^[2~4], 另一方面是利用回波信号的幅度信息^[5~7], 前者需要对雷达硬件进行修改, 后者则由于假设条件非常苛刻而缺乏可行性; 上世纪 90 年代之后的研究则以利用目标到达角信息为主, 通过数据处理的方式实现检测, 其中以

Connecticut 大学的研究最为典型, 代表人物为 W. D. Blair, M. Brandt Pearce^[8-11]、A. Sinha 以及 T. Kirubarajan^[12, 13]等。归纳起来, 他们的研究所依据的物理本质是密集多目标存在条件下的角闪烁效应^[14], 这对于防御飞机等近程空中目标的雷达来说比较有效, 因为近程条件下, 角闪烁噪声是雷达角度测量的一个重要误差源; 但是对于作用距离动辄几千公里的弹道导弹防御雷达来说, 上述方法不再适用, 因为对于远程和超远程雷达来说, 由于其径向分辨率远胜于切向分辨率, 因此在径向上仍处于同一分辨单元内的目标, 角闪烁噪声所形成的雷达测角误差很小^[14], 相对于噪声误差来说可以忽略不计。换句话说, 目标的方位信息属于切向信息, 它依赖于目标的径向距离, 当目标的径向距离很大时(如几千公里), 上百米的目标切向距离所引起的角度差也是微乎其微的。

实际上, 空间不可分辨多目标可以看作是一个径向尺寸小于雷达距离分辨单元的扩展目标, 位置和多普勒闪烁是对这类目标进行测量时的固有现象。相对于角闪烁误差来说, 距离闪烁^[15, 16]误差完全独立于目标的绝对距离, 不会因为目标距离的增大而改变, 这就为弹道导弹防御雷达对不可分辨多目标存在的检验提供了新的、有效的依据。因此, 本文首次提出了采样比的概念来对目标的距离测量进行表征, 对距离闪烁引起的采样比误差进行了理论推导, 并从回波频谱畸变的角度对误差产生的物理本质进行了阐述; 在此基础上, 对该误差信息加以利用, 采用广义似然比方法对不可分辨多目标的存在进行检测, 给出了检测门限的计算方法。最后给出了蒙特卡洛仿真结果, 对本文方法的有效性进行了验证。

2 采样比

在现代雷达的接收机中, 经过正交鉴相和 A/D 转换^[17], 输出信号通常为匹配滤波后同相和正交两个通道的视频采样信号。目标的位置一般不会刚好位于某个采样点, 而是位于某相邻两个采样之间, 记这两个采样分别为采样 1 和采样 2。当采样周期等于信号的距离分辨单元长度时, 可以认为目标信号的脉压输出只对上述两个采样的值有贡献, 如图 1 所示(信号形式为线性调

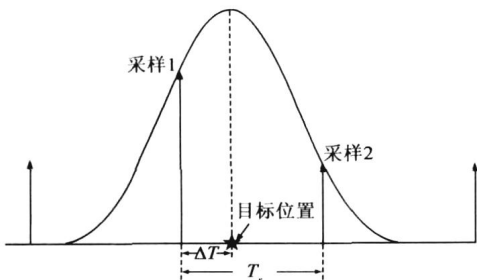


图1 信号采样与目标位置的相对关系

频信号)。

考虑无噪声的理想情况, 则上述两个采样的复数值分别为

$$s_1 = g(-\Delta T) \cos \varphi + jg(-\Delta T) \sin \varphi \quad (1)$$

$$s_2 = g(T_s - \Delta T) \cos(\varphi + \Delta \varphi) + jg(T_s - \Delta T) \sin(\varphi + \Delta \varphi) \quad (2)$$

其中

$a \propto A$ 为脉压输出幅度的最大值;

A 为目标幅度;

ΔT 为目标位置与采样 1 之间的间隔, 显然有 $0 \leq \Delta T < T_s$;

$f(\cdot)$ 为以目标位置为时间零点的归一化幅度函数;

φ 为采样 1 的相位;

$\Delta \varphi$ 为两个采样点之间的相位差。

根据匹配滤波相关理论知, 对于匹配滤波输出的零中频(或视频)信号来说, $\Delta \varphi = 2\pi f_d T_s$, f_d 为多普勒频移, 通常情况下有 $f_d T_s \ll 1$, 因此 $\Delta \varphi$ 的值可近似为 0; 另外 $f(\cdot)$ 一般为偶函数, 因此式(1)和(2)可进一步表示为

$$s_1 = g(\Delta T) \cos \varphi + jg(\Delta T) \sin \varphi \quad (3)$$

$$s_2 = g(T_s - \Delta T) \cos \varphi + jg(T_s - \Delta T) \sin \varphi \quad (4)$$

测量目标的距离等同于求取 ΔT 的值。不失一般性, 设 $|s_1| > |s_2|$, 求取式(3)与式(4)的比值得

$$\frac{s_1}{s_2} = \frac{f(\Delta T)}{f(T_s - \Delta T)} + j0 \quad (5)$$

记函数

$$g(t) = \frac{f(t)}{f(T_s - t)}, \quad 0 \leq t < T_s \quad (6)$$

对于匹配滤波输出来说, 当 $0 \leq t < T_s$ 时, $f(t)$ 为连续递减函数, 而 $f(T_s - t)$ 为连续递增函数, 因此, $g(t)$ 在 $(0, T_s)$ 内为连续单调递减函数, 则其反函数存在, 记为 $g^{-1}(x)$, $x \in (g(T_s), g(0))$ 。根据式(5)和式(6)可以估计得到 ΔT

$$\Delta T = g^{-1} \left[\operatorname{Re} \left(\frac{s_1}{s_2} \right) \right] \quad (7)$$

$g(t)$ 的具体函数形式可以根据所设计的波形确定或者拟合得到。

参照单脉冲测角理论中脉冲比(Monopulse Ratio)的概念, 这里将上述两个采样之间的比值定义为采样比(Sample Ratio), 记为 κ 。如同脉冲比表征了目标的到达角一样, 这里定义的采样比 κ 实际上完全表征了目标的到达时间, 即目标距离。值得注意的是, 考虑到距离估计的精度, 采样比 κ 通常为幅度较大的采样与幅度较小采样之间的比值。

3 采样比的距离闪烁误差分析

距离闪烁效应是由于分辨单元内多个散射点的位

置、强度和相位的相对变化引起的^[18]。在弹道导弹防御雷达的窄带跟踪条件下, 弹头等空间目标可视为点目标。为了分析采样比的距离闪烁误差, 这里考虑无噪声时的理想情况。当 $N(N \geq 1)$ 个目标的位置同时落入一个距离分辨单元内的时候, 它们将共同对采样 1 和采样 2 的值有贡献。此时两个采样的实部和虚部分别为

$$s_{n1} = \sum_{j=1}^N a_j f(\Delta T_j) \cos \varphi_j, S_{Q1} = \sum_{j=1}^N a_j f(\Delta T_j) \sin \varphi_j \quad (8)$$

$$s_{n2} = \sum_{j=1}^N a_j f(T_s - \Delta T_j) \cos \varphi_j, S_{Q2} = \sum_{j=1}^N a_j f(T_s - \Delta T_j) \sin \varphi_j \quad (9)$$

则采样比 κ 的实部 κ_1 为

$$\kappa_1 = \operatorname{Re} \left(\frac{s_{n1} + j s_{Q1}}{s_{n2} + j s_{Q2}} \right) = \frac{s_{n1} s_{n2} + s_{Q1} s_{Q2}}{s_{n2}^2 + s_{Q2}^2} = \frac{\sum_{i=1}^N a_i^2 f(\Delta T_i) f(T_s - \Delta T_i) + \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} a_i a_j f(\Delta T_i) f(T_s - \Delta T_j) \cos(\varphi_i - \varphi_j)}{\sum_{i=1}^N a_i^2 f^2(T_s - \Delta T_i) + \sum_{i \neq j} a_i a_j f(T_s - \Delta T_i) f(T_s - \Delta T_j) \cos(\varphi_i - \varphi_j)} \quad (10)$$

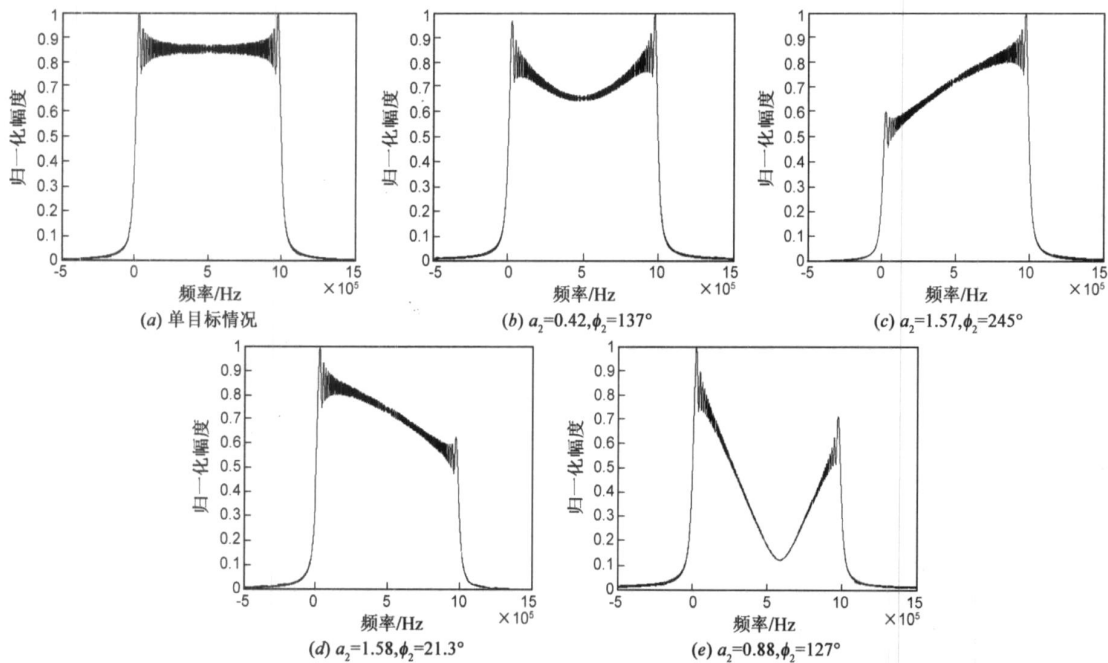


图2 合成回波频谱

生相干合成。目标位置、幅度和相位的变化使得合成后的回波频谱形状发生畸变。图 2 中的 (b)~(e) 给出了一组合成后的回波频谱, 其中雷达采样线性调频信号, 带宽 1MHz, 目标间距 30m, 目标 1 的回波幅度为 1, 初始相位为 0, 目标 2 回波幅度为 a_2 , 初始相位为 φ_2 。图中给出了 a_2 和 φ_2 随机取值时的合成回波频谱, 作为比较, 图中 (a) 给出了单目标情况下的信号频谱。

正是由于相干合成后频谱的畸变, 使得回波信号与匹配信号之间产生了不同程度的失配, 导致匹配滤波输出的波形发生展宽甚至变形等效应, 最终表现为

对式 (10) 所表示的采样比实部的值进行分析不难看出, 当只有一个目标存在时, $\kappa_1 = f(\Delta T_1)/f(T_s - \Delta T_1)$, 其值与目标 RCS 的幅度和相位无关, 说明单目标存在时距离测量无闪烁误差; 当 $N > 1$, 但对于 $\forall i \in [1, N]$, 有 $\Delta T_i = \Delta T$ 时, 则 $\kappa_1 = f(\Delta T)/f(T_s - \Delta T)$, 仍然与目标的 RCS 的幅度和相位无关, 说明如果多目标的距离保持相等, 则距离测量亦无闪烁误差; 其他情况下, 当脉冲间散射点的位置、幅度或者相位发生浮动时(实际上这是通常的情况), κ_1 的值将产生抖动, 导致即便无噪声的理想情况下, 距离测量值仍然存在随机误差, 这就是多目标条件下的距离闪烁误差, 且该误差与各点目标的位置 ΔT_j 、强度 a_j 和相位 φ_j 都有关, 说明只要其中一个目标的一个参数发生起伏, 就会产生距离闪烁。

上述闪烁误差的产生可以用回波信号频谱失配来解释。不失一般性, 这里以两个目标为例进行分析。当两个目标落入同一距离分辨单元的时候, 它们的回波会发

采样比观测值的随机变化。图 3 给出了线性调频信号条件下 a_2 和 φ_2 随机取值时脉压输出波形的变化情况(参数设置同上), 匹配滤波采用 Hamming 窗抑制旁瓣。

综上所述, 当多个目标落入同一个距离单元时, 采样比 κ 的观测值除了接收机噪声引起的误差之外, 还包括距离闪烁误差, 而后者在单目标情况下是不存在的。单目标和多目标情况下的这一差别为不可分辨多目标存在性的检测提供了依据, 下面将对检测的算法进行推导。

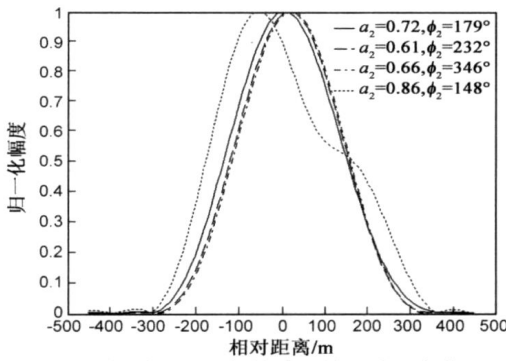


图3 频谱失配引起的脉压输出波形变化

4 采样比观测统计模型

由前面的分析知,不可分辨多目标的存在与否直接表现在采样比的误差水平上,因此这里首先借鉴文献[9]的思路对采样比观测值的统计模型进行分析。

设采样 1 和采样 2 的同相和正交通道的测量值分别为 z_{11} 、 z_{Q1} 和 z_{12} 、 z_{Q2} , 则它们的复数形式分别为

$$z_1 = z_{11} + jz_{Q1} \tag{11}$$

$$z_2 = z_{12} + jz_{Q2} \tag{12}$$

记观测矢量 $Z = [z_{11} \ z_{12} \ z_{Q1} \ z_{Q2}]^T$, 其概率密度函数为 $f(Z)$. 不失一般性, 令 $|z_1| > |z_2|$, 则采样比为

$$k = \frac{z_1}{z_2} \tag{13}$$

令 B_2 为采样 2 的幅度观测值, θ_2 为采样 2 的相位观测值, 则

$$B_2 = \sqrt{z_{12}^2 + z_{Q2}^2}, \theta_2 = \tan^{-1} \left[\frac{z_{Q2}}{z_{12}} \right] \tag{14}$$

记矢量 $Y = [k_1 \ k_Q \ B_2 \ \theta_2]^T$, 联合式(11)~(14)可得矢量 Z 和 Y 之间的函数关系, 即

$$\begin{cases} z_{11} = B_2 \cos \theta_2 k_1 - B_2 \sin \theta_2 k_Q \\ z_{Q1} = B_2 \cos \theta_2 k_Q + B_2 \sin \theta_2 k_1 \\ z_{12} = B_2 \cos \theta_2 \\ z_{Q2} = B_2 \sin \theta_2 \end{cases} \tag{15}$$

根据随机变量函数概率密度的计算公式, 矢量 Y 的概率密度函数可以表示为

$$f(Y) = |J| \cdot f(Z(Y)) \tag{16}$$

其中 J 为雅可比矩阵, 根据式(15)可以计算得到 $|J| = B_2^3$. 下面分析 $f(Z)$ 的解析表达式。

设有 N 个目标同时落入采样 1 和采样 2 之间, 其中第 j 个目标距离采样 1 的距离为 ΔT_j , 脉压输出包络的峰值为 a_j , 则根据式(8)和(9)可以得到噪声条件下两个采样双通道的测量值为

$$z_{11} = \sum_{j=1}^N a_j f(\Delta T_j) \cos \varphi_j + n_{11}$$

$$z_{Q1} = \sum_{j=1}^N a_j f(\Delta T_j) \sin \varphi_j + n_{Q1} \tag{17}$$

$$z_{12} = \sum_{j=1}^N a_j f(T_s - \Delta T_j) \cos \varphi_j + n_{12}$$

$$z_{Q2} = \sum_{j=1}^N a_j f(T_s - \Delta T_j) \sin \varphi_j + n_{Q2} \tag{18}$$

其中 n_{11} 、 n_{Q1} 、 n_{12} 以及 n_{Q2} 为各观测量的观测噪声, 不失一般性, 设它们均服从均值为 0, 方差为 σ_n^2 的高斯分布. 由于采样率等于接收机带宽, 因此同一通道内两个采样的噪声不相关, 即相互独立, 而通道间的噪声显然也相互独立. 令

$$b_j = a_j f(T_s - \Delta T_j) \tag{19}$$

表示第 j 个目标信号在采样 2 处的幅度. 根据上述分析, 并将式(19)代入式(17)和(18)可以得到

$$\begin{aligned} z_{11} &= \sum_{j=1}^N b_j g(\Delta T_j) \cos \varphi_j + n_{11}, z_{Q1} \\ &= \sum_{j=1}^N b_j g(\Delta T_j) \sin \varphi_j + n_{Q1} \end{aligned} \tag{20}$$

$$z_{12} = \sum_{j=1}^N b_j \cos \varphi_j + n_{12}, z_{Q2} = \sum_{j=1}^N b_j \sin \varphi_j + n_{Q2} \tag{21}$$

当目标的 RCS 在脉冲间起伏时(例如雷达采用脉冲捷变频或者频率分集), b_j 和 $\varphi_j (j=1, 2, \dots, N)$ 可以认为在脉冲间相互独立. 这里假设频率变化引起的目标 RCS 起伏模型为 Swerling II 型, 即脉冲间目标散射面积电值 A_j 服从瑞利分布(后面的仿真实验将证明, 在此假设条件下的推导结果对其他起伏类型的目标仍然适用). 在 Swerling II 型假设条件下, 由式(19)知 $b_j (j=1, 2, \dots, N)$ 亦服从瑞利分布, 不妨设其方差为 b_{0j}^2 . 另外记

$$s_j b_j \cos \varphi_j, s_{Qj} = b_j \sin \varphi_j, j=1, 2, \dots, N \tag{22}$$

分别表示目标 j 分别在采样 2 正交双通道中的信号分量. 由于相位因子 $\varphi_j (j=1, 2, \dots, N)$ 可视为在 $[0, 2\pi]$ 内均匀分布, 因此 s_j 和 s_{Qj} 为相互独立的零均值高斯变量, 进而根据式(20)和(21)知, z_{11} 、 z_{Q1} 、 z_{12} 以及 z_{Q2} 同样为高斯变量, 且其均值为 0, 方差为

$$\sigma_{z_{11}}^2 = \sigma_{z_{Q1}}^2 = \sum_{j=1}^N g^2(\Delta T_j) b_{0j}^2 + \sigma_n^2 \tag{23}$$

$$\sigma_{z_{12}}^2 = \sigma_{z_{Q2}}^2 = \sum_{j=1}^N b_{0j}^2 + \sigma_n^2$$

设 R 为向量 Z 的协方差矩阵, 其元素值 $\{r_{ij}\}_{4 \times 4}$ 可以根据式(20)、(21)和(23)计算得到, 且有

$$r_{11} = r_{33} = \sum_{j=1}^N g^2(\Delta T_j) b_{0j}^2 + \sigma_n^2, r_{22} = r_{44} = \sum_{j=1}^N b_{0j}^2 + \sigma_n^2,$$

$$r_{12} = r_{21} = r_{34} = r_{43} = \sum_{j=1}^N g(\Delta T_j) b_{0j}^2 \tag{24}$$

其余元素为 0, 因此 R 可以表示为

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & 0 & 0 \\ r_{12} & r_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & r_{12} & r_{22} \\ 0 & 0 & r_{12} & r_{22} \end{bmatrix} \quad (25)$$

则根据以上推导,可以得到向量 \mathbf{Z} 的概率密度函数为

$$f(\mathbf{Z}) = \frac{1}{4\pi^2 |\mathbf{R}|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \mathbf{Z}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{Z}\right] \\ = \frac{1}{4\pi^2 (r_{11}r_{22} - r_{12}^2)} \exp \\ \left[-\frac{r_{11}(z_{11}^2 + z_{01}^2) + r_{22}(z_{12}^2 + z_{02}^2) - 2r_{12}(z_{11}z_{12} + z_{01}z_{02})}{2(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)}\right] \quad (26)$$

将上式(26)代入式(16),可以得到向量 \mathbf{Y} 的概率密度函数

$$f(\mathbf{Y}) = \frac{B_2^2}{4\pi (r_{11}r_{22} - r_{12}^2)} \cdot \\ \exp\left[-\frac{(r_{22} + r_{11}k_1^2 + r_{11}k_0^2 - 2r_{12}k_1)B_2^2}{2(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)}\right] \quad (27)$$

由于式(27)的右边表达式与 θ_2 无关,因此 θ_2 可以从式(27)中去掉(右边乘上 2π).同时由式(14)以 z_{12} 及 z_{02} 和的概率密度函数,可得

$$f(B_2) = \int_0^{2\pi} f(B_2, \theta_2) d\theta_2 = \frac{B_2}{r_{22}} \exp\left[-\frac{B_2^2}{2r_{22}}\right] \quad (28)$$

因此,根据式(27)和(28)可知,在 B_2 已知的条件下, k_1 和 k_0 的条件联合概率密度函数为

$$f(k_1, k_0 | B_1) = \frac{f(k_1, k_0 | B_2)}{f(B_2)} = \frac{r_{22}B_2^2}{2\pi (r_{11}r_{22} - r_{12}^2)} \\ \exp\left[-\frac{r_{22}k_0^2 B_1^2}{2(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)}\right] \exp\left[-\frac{r_{22}(k_1 - r_{12}r_{22}^{-1})B_2^2}{2(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)}\right] \\ = f(k_1 | B_2) f(k_0 | B_2) \quad (29)$$

其中

$$f(k_1 | B_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} [(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)/r_{22}B_2^2]^{1/2}} \\ \cdot \exp\left[-\frac{(k_1 - r_{12}r_{22}^{-1})^2}{2(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)/r_{22}B_2^2}\right] \quad (30)$$

$$f(k_0 | B_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} [(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)/r_{22}B_2^2]^{1/2}} \\ \cdot \exp\left[-\frac{k_0^2}{2(r_{11}r_{22} - r_{12}^2)/r_{22}B_2^2}\right] \quad (31)$$

由上述推导结果可以得出结论,即在采样 2 的幅度观测值 B_2 已知时,采样比的实部和虚部为条件独立的高斯变量.将式(24)的结果代入式(30)和(31)可以得到 B_2 已知条件下, k_1 和 k_0 的均值和方差

$$\bar{k}_1 = \left(1 + \sum_{j=1}^N R_j\right)^{-1} \sum_{j=1}^N g(\Delta T_j) R_j, \quad \sigma_1^2 =$$

$$\frac{1}{2R_0} \left(1 + \frac{\sum_{j=1}^N g^2(\Delta T_j) R_j}{1 + \sum_{j=1}^N R_j}\right) + \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N R_i R_j [g^2(\Delta T_j) - g^2(\Delta T_i)]^2}{4R_0 \left(1 + \sum_{j=1}^N R_j\right)} \quad (32)$$

$$\bar{k}_0 = 0, \quad \sigma_0^2 = \sigma_1^2 \quad (33)$$

其中 $R_0 = \frac{B_2^2}{2\sigma_n^2}$ 为采样 2 的观测信噪比, $R_j = \frac{b_{0j}^2}{\sigma_n^2}$ 为目标

在采样 2 处的信噪比, $R = \sum_{j=1}^N R_j$ 表示所有目标信号在采样 2 处信噪比的总和.特别地,当 $N = 1$,即分辨单元内只有一个目标存在时

$$\bar{k}_1 = \frac{R}{R+1} g(\Delta T_1), \quad \sigma_1^2 = \frac{1}{2R_0} \left[1 + \frac{g^2(\Delta T_1) R_1}{1+R_1}\right] \quad (34)$$

$$\bar{k}_0 = 0, \quad \sigma_0^2 = \sigma_1^2 \quad (35)$$

这便是采样比的观测统计模型.比较式(32)和式(34)可以看出,式(32)中方差表达式的前半部分与式(34)中的方差具有相同的表达形式,这说明在多目标情况下,采样比的误差方差除了噪声引起的前半部分之外,还包括后半部分的目标距离闪烁误差.特别地,如果对于任何 $i \neq j$ 都有 $\Delta T_i = \Delta T_j$,即所有目标的距离相等,则式(32)中方差表达式的后半部分为 0,式(32)和式(34)具有完全相同的表达式,说明距离闪烁效应只有在多个目标位于同一个距离分辨单元内,且存在距离差的时候才会产生.

5 空间不可分辨多目标检测

前面 3 中的分析表明,只要不可分辨多目标之间存在距离差,它们的存在性就可以利用采样比的统计特性进行检测,其根本依据就是多目标条件下的距离闪烁误差.

设雷达共发射了 M 个脉冲,则对于第 i 个脉冲,可以得到采样 2 的观测信噪比 R_{oi} ,以及采样比的实部 k_{1i} 和 k_{0i} 虚部.记

$$\mathbf{R}_{oM} = [R_{o1}, R_{o2}, \dots, R_{oM}]^T \quad (36)$$

$$\mathbf{K}_M = [k_{11}, k_{12}, \dots, k_{1M}, k_{01}, k_{02}, \dots, k_{0M}]^T \quad (37)$$

由于脉冲之间的测量相互独立,因此在 \mathbf{R}_{oM} 已知的条件下,采样比观测集矢量 \mathbf{K}_M 的条件联合概率密度为各脉冲条件概率密度的乘积,即

$$f(\mathbf{K}_M | \mathbf{R}_{oM}) = \prod_{i=1}^M [f(k_{1i} | R_{oi}) \cdot f(k_{0i} | R_{oi})] \quad (38)$$

广义似然比是检测理论中的一个经典准则,本文亦采用该准则对是否存在不可分辨多目标情况进行检测.假设 H_0 代表分辨单元内不存在多个目标,即单目标的情况,而 H_1 代表分辨单元内存在多目标的情况.则根据式(32)~(35)可得两种情况下的似然函数分别为

$$f(k_M | H_1, \mathbf{R}_{oM}) = \left(\frac{1}{2\pi\mu_N} \right)^M |\mathbf{R}_N| \cdot \exp \left[- \frac{(k_M - \bar{k}_M)^T \mathbf{R}_N (k_M - \bar{k}_M)}{2\mu_N} \right] \quad (39)$$

$$f(k_M | H_0, \mathbf{R}_{oM}) = \left(\frac{1}{2\pi\mu_1} \right)^M |\mathbf{R}_N| \cdot \exp \left[- \frac{(k_M - \bar{k}_M)^T \mathbf{R}_N (k_M - \bar{k}_M)}{2\mu_1} \right] \quad (40)$$

其中

$$\bar{k}_M = [[\bar{k}_j]_{1 \times M} [0]_{1 \times M}]^T \quad (41)$$

$$\mathbf{R}_N = 2 \text{diag} [R_{o1} \dots R_{oM} R_{o1} \dots R_{oM}] \quad (42)$$

$$\mu_N = 1 + \frac{\sum_{j=1}^N \eta_j^2 R_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N R_i R_j (\eta_i - \eta_j)^2}{1 + \sum_{j=1}^N R_j} \quad (43)$$

$$\mu_1 = 1 + \frac{R}{1 + R} \eta_1^2 \quad (44)$$

根据式(39)和(40)可以得到广义似然比为

$$L(k_M | \mathbf{R}_{oM}) = \frac{\max_{\bar{k}_j} [f(k_M | H_1, \mathbf{R}_{oM})]}{\max_{\bar{k}_j} [f(k_M | H_0, \mathbf{R}_{oM})]} \quad (45)$$

无论是 H_1 情况还是 H_0 情况, 使得似然函数(39)和

(40) 的值达到最大的 \hat{k}_j 为其最大似然估计 \hat{k}_j , 且有

$$\hat{k}_j = \arg \max_{\bar{k}_j} [f(k_M | \mathbf{R}_{oM})] = \left(\sum_{i=1}^M R_{oi} \right)^{-1} \sum_{i=1}^M (R_{oi} k_{ji}) \quad (46)$$

记 $\hat{\mathbf{k}}_M = [[\hat{k}_j]_{1 \times M} [0]_{1 \times M}]^T$, 将其代入式(45)可以得到

$$L(k_M | \mathbf{R}_{oM}) = \frac{f(k_M | H_1, \mathbf{R}_{oM}, \bar{k}_j = \hat{\mathbf{k}}_j)}{f(k_M | H_0, \mathbf{R}_{oM}, \bar{k}_j = \hat{\mathbf{k}}_j)} = \frac{\mu_1^M}{\mu_N^M} \exp \left[- \frac{1}{2} \left(\frac{1}{\mu_N} - \frac{1}{\mu_1} \right) (k_M - \hat{\mathbf{k}}_M)^T \mathbf{R}_N (k_M - \hat{\mathbf{k}}_M) \right] \quad (47)$$

记 $Y_M = (k_M - \hat{\mathbf{k}}_M)^T \mathbf{R}_N (k_M - \hat{\mathbf{k}}_M)$. 因为多目标情况下距离闪烁的影响, $\mu_N > \mu_1$, 因此根据式(47)可以将检测算法表示为

$$Y_M \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \lambda \quad (48)$$

则 Y_M 即为检测统计量, λ 为检测门限, 其值的确定方法一般是采用 Neyman Pearson 准则, 即根据一定的虚警概率来计算门限. 虚警概率 P_F 定义为在 H_0 情况下判别为 H_1 的概率. 在 H_0 情况下, 根据式(34)、(35)不难看出,

$\frac{k_i - \hat{k}_i}{\mu_1}$ 和 $\frac{k_{ji}}{\mu_1}$ 均服从标准正态分布, 因此 $Y_M \mu_1^{-1}$ 为 $2M$ 个标准正态分布的平方和, 因此其服从 $2M-1$ 个自由度的 χ 方分布, 缺少一个自由度的原因是 \hat{k}_i 为 k_i ($i = 1, 2, \dots, M$) 的线性组合, 如式(46). 记 $\lambda' = \lambda \mu_1^{-1}$, 则虚警概率 P_F 可以表示为

$$P_F = P(Y_M \mu_1^{-1} > \lambda') = \frac{1}{2^{M-1/2} \cdot \Gamma \left(M - \frac{1}{2} \right)} \int_{\lambda'}^{\infty} t^{M-3/2} e^{-t/2} dt \quad (49)$$

对于式(49), 在给定 P_F 的条件下, λ' 可以查相应的 χ 方分布表获得. 则检测算法(48)中的门限 λ 为

$$\lambda = \lambda'(P_F) \cdot \mu_1 \quad (50)$$

其中 μ_1 的值无法确切知道, 这里用其估计值代替. 根据式(34)和(44)可以将 μ_1 表示成 \bar{k}_j 和 R 的函数形式, 即

$$\mu_1 = 1 + \left(1 + \frac{1}{R} \right) \bar{k}_j^2 \quad (51)$$

其中 \bar{k}_j 的最大似然估计可以由式(46)得到. 另外, 根据式(28)以及 R_o 的定义可以得到

$$f(R_o) = \frac{1}{R+1} \exp \left[- \frac{R_o}{R+1} \right] \quad (52)$$

从而得到采样 2 观测信噪比的对数似然函数为

$$LL(R) = -M \ln(R+1) - \frac{1}{R+1} \sum_{m=1}^M R_{om} \quad (53)$$

则 R 的最大似然估计为

$$\hat{R} = \arg \max_R [LL(R)] = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M R_{om} - 1 \quad (54)$$

综上所述, 可以得到最终的检测算法为

$$Y_M \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \lambda'(P_F) \left[1 + \left(1 + \frac{1}{\hat{R}} \right) \frac{\hat{k}_j^2}{\bar{k}_j^2} \right] \quad (55)$$

实际上, 将检测统计量 Y_M 进行展开有

$$Y_M = \left(k_M - \hat{\mathbf{k}}_M \right)^T \mathbf{R}_N \left(k_M - \hat{\mathbf{k}}_M \right) = \sum_{j=1}^M \left[\sqrt{2R_g} (k_{j-} - \hat{k}_j) \right]^2 + \sum_{j=1}^M \left(\sqrt{2R_g} k_{Qj} \right)^2 \quad (56)$$

由式(32)和(33)可以看出 $\sqrt{2R_g} (k_{j-} - \hat{k}_j)$ 和 $\sqrt{2R_g} k_{Qj}$ ($j = 1, 2, \dots, M$) 等效于将采样比的实部和虚部观测误差用观测信噪比进行归一化, 而检测统计量 Y_M 则等效于在对归一化之后观测误差的平方和进行统计, 可视为对归一化后观测误差方差的估计. 由于多目标条件下上述观测误差的方差比单目标条件下多出了距离闪烁误差部分, 因此统计量 Y_M 在多目标条件下的值要大于在单目标条件下的值. 这就是上述检测算法的核心思想.

6 仿真结果与分析

6.1 虚警概率仿真结果

仿真中设雷达采用线性调频信号, 带宽为 1MHz, 匹配滤波采用 Hamming 窗, 根据展宽后的实际距离单元分辨率, 取匹配滤波后的采样频率为 0.5MHz, 目标为 Swerling II 型. 设置的检测门限对应的理论虚警概率为 0.01. 蒙特卡洛次数为 10000. 图 4 给出了虚警概率分别

与信噪比、目标相对位置以及脉冲个数的关系. 图中, M 代表脉冲个数, SNR 代表信噪比, P_F 代表虚警概率, Rar

$tio_T = \Delta T/T_s$ 代表目标位置与采样 1 的间隔与采样间隔的比值, λ 代表检测门限.

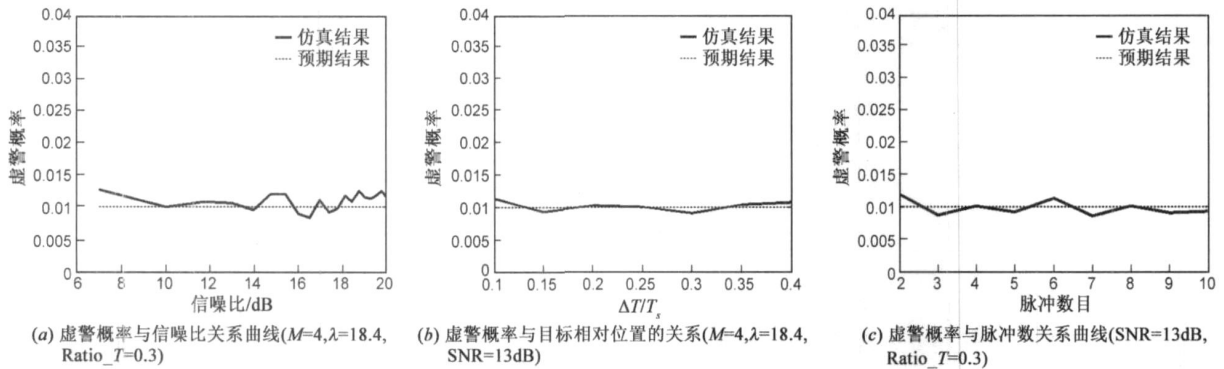


图4 虚警概率仿真曲线

从上述仿真结果可以看出, 仿真出的虚警概率与理论预期值大致相等.

6.2 检测概率仿真结果

仿真中取 5.1 相同的参数设置, 目标仍然为 Swerling II 型. 为了简便起见同时不影响问题的说明, 仿真中选取两个目标同时落入分辨单元的情况. 图 5 分别给

出了检测概率与信噪比、目标间距、采样与目标相对位置以及脉冲数的关系的仿真结果曲线. 其中 SNR_1 和 SNR_2 分别代表两个目标的信噪比, T_s 代表采样间隔, T_{s1} 代表第一个采样的时间, T_1 和 T_2 分别代表两个目标的位置.

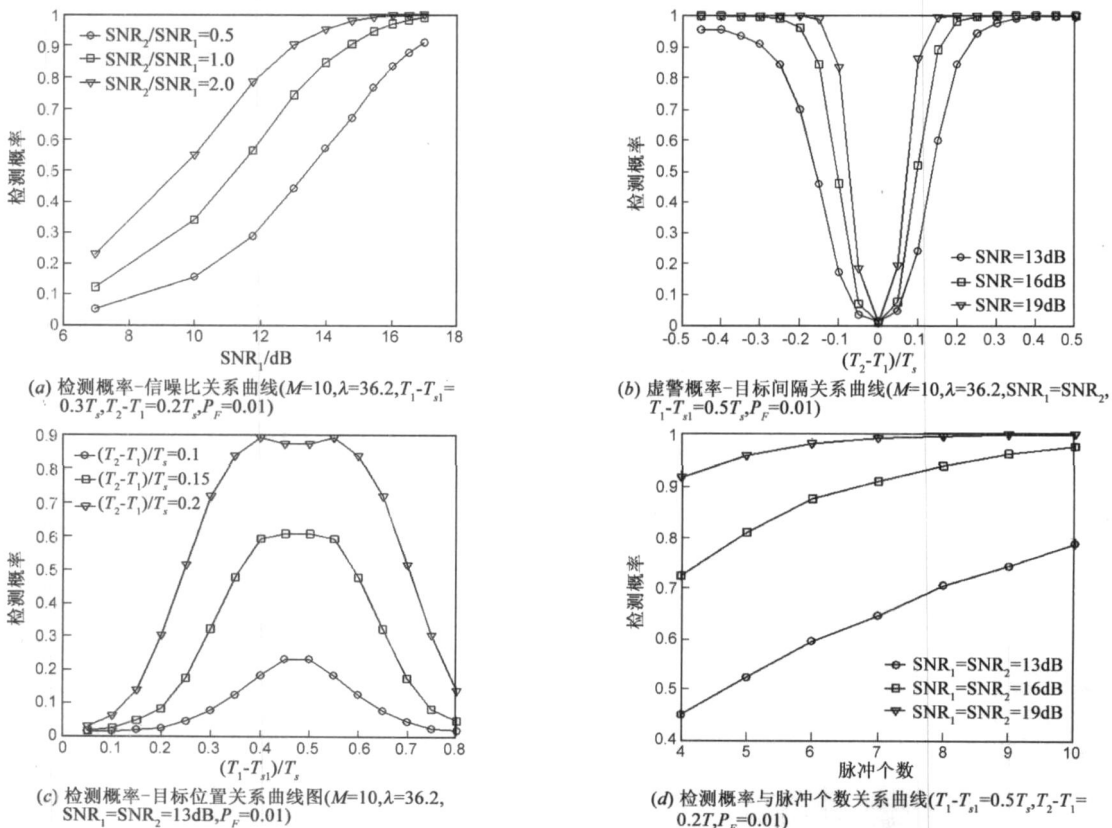


图5 检测概率仿真曲线

从上述仿真结果曲线图中可以得出如下结论: ①从 (a) 可以看出, 检测概率随着目标信噪比的增大而增大; ②从 (b) 可以看出, 检测概率随着目标间距的增大而增大; ③从 (c) 可以看出, 相同条件下, 当目标处于两

个采样的中间位置时, 检测概率最大; ④从 (d) 可以看出, 积累的脉冲数目越多, 检测概率越大.

同时从图中可以看出, 当雷达能够积累 10 个脉冲时, 在 13dB 的信噪比条件下可以对间隔为分辨单元的

两个目标情况实现检测(检测概率超过), 在 20dB 的信噪比条件下可以对间隔为分辨单元的两个目标情况实现检测. 如果只能积累 5 个脉冲, 则在 20dB 的信噪比条件下也可以对间隔为分辨单元的两个目标情况实现检测.

6.3 其他类型目标条件下仿真结果

本文的分析结果是在 Swerling II 型目标假设条件下推导得到的, 本实验将证明本文算法对其他起伏目标仍然适用. 雷达的相关参数设置同上, 采用 10 个脉冲, 设置虚警概率指标为 0.01, 为了达到这一预计指标, 查表得到检测门限为 36.2.

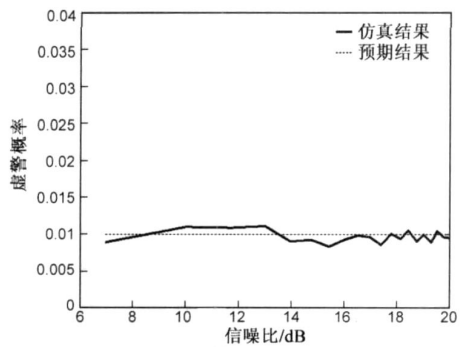
(1) 虚警概率仿真结果

图 6 分别给出了 Swerling 0 (RCS 不起伏) 以及 Swerling IV 型起伏条件下的虚警概率仿真结果(目标与采样 1 的间隔 $\Delta T = 0.3T_s$). 需要说明的是, 上述起伏类型是针对 RCS 的幅度而言的, 由于雷达采用脉间频率捷变, 因此目标初始相位服从 $[0, 2\pi]$ 间的均匀分布, 下同.

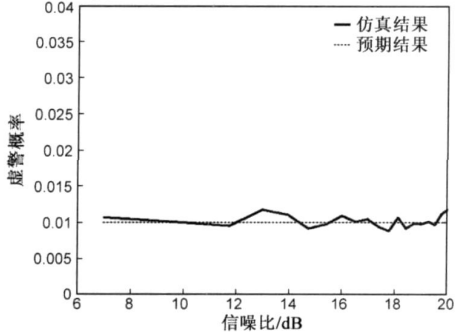
图 6 说明, 对于 Swerling 0 和 Swerling IV 型目标来说, 本文算法的虚警概率仿真结果仍基本与理论值相等.

(2) 检测概率仿真结果

图 7 给出了三种起伏模型条件下的检测概率仿真结果.

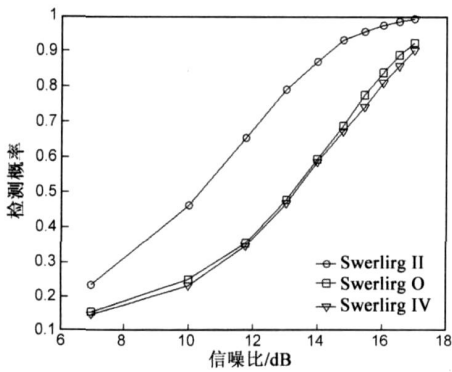


(a) Swerling 0型条件下虚警概率仿真结果

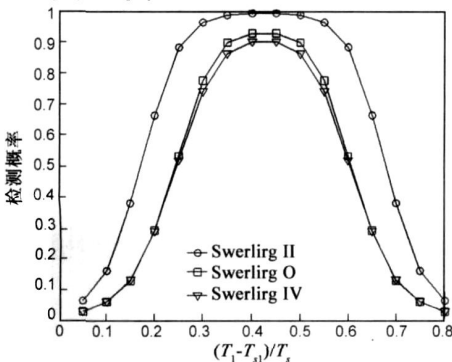


(b) Swerling IV型条件下虚警概率仿真结果

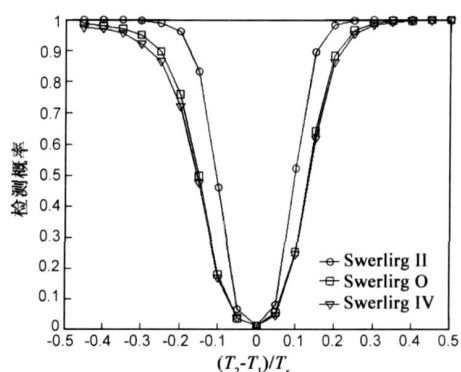
图6 其他类型目标条件下虚警概率仿真结果



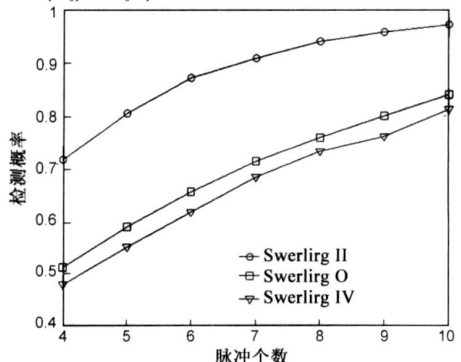
(a) 检测概率与信噪比关系曲线($M=10, \lambda=36.2, T_1-T_{s1}=0.2T_s, T_2-T_{s1}=0.2T_s, P_F=0.01$)



(c) 检测概率与目标位置关系曲线图($M=10, \lambda=36.2, SNR=16dB, T_1-T_{s1}=0.5T_s, P_F=0.01$)



(b) 检测概率与目标间隔关系曲线($M=10, \lambda=36.2, SNR=16dB, T_1-T_{s1}=0.5T_s, P_F=0.01$)



(d) 检测概率与脉冲个数关系曲线($SNR=16dB, T_1-T_{s1}=0.5T_s, T_2-T_{s1}=0.2T_s, P_F=0.01$)

图7 不同类型目标条件下的检测概率仿真结果

通过上述图中的三种类型目标条件下的仿真结果对比可以看出, Swerling II 型目标为本文推导的假设条件, 所以它所对应的检测概率最大. 其他两种起伏类型虽然不符合本文算法的假设条件, 但是两种情况下检测算法仍然有效, 但是其检测性能比 Swerling II 型起伏条件下的要差一些.

7 结论

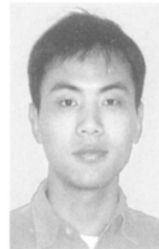
距离分辨单元内多目标的存在会产生距离闪烁效应, 使得雷达的距离测量误差增大, 本文通过所提出的采样比的概念对雷达的距离测量进行表征, 对距离闪烁误差信息进行了提取, 建立其观测统计模型. 然后, 利用距离闪烁效应所带来的距离测量的额外误差信息, 采用最大似然比准则对不可分辨多目标的存在进行了检测. 与目前绝大多数算法利用方位信息不同的是, 本文算法利用的是目标的径向距离信息. 由于径向距离信息具有较强的独立性, 因此该算法无论在弹道导弹防御这样的远程情况, 还是对防空作战这样的中近程场合均适用. 仿真实验的结果充分验证了本文算法在各种类型目标条件下的有效性. 同时应该看到, 径向速度也是径向信息, 能否利用单多目标在径向速度特性上的差异对不可分辨多目标情况进行检测值得进一步研究.

参考文献:

- [1] 张光义, 赵玉洁. 相控阵雷达技术[M]. 北京: 电子工业出版社, 2006. 45- 47.
- [2] A A Ksienski, R B McGhee. A decision theoretic approach to the angular resolution and parameter estimation problem for multiple targets[J]. IEEE Trans on AES, 1968, 4(3): 443- 455.
- [3] P Z Peebles, R S Berkowitz. Multiple target monopulse radar processing techniques[J]. IEEE Trans on AES, 1968, 4(1): 845- 854.
- [4] G E Pollon, G W Lank. Angular tracking of two closely spaced radar targets[J]. IEEE Trans on AES, 1968, 4(4): 541- 550.
- [5] S J Asseo. Effect of monopulse signal thresholding on tracking multiple targets[J]. IEEE Trans on AES, 1974, 10(4): 504- 509.
- [6] R J McAulay, T P McGarty. Maximum likelihood detection of unresolved radar targets and multipath[J]. IEEE Trans on AES, 1974, 10(6): 821- 829.
- [7] S J Asseo. Detection of target multiplicity using quadrature monopulse angle[J]. IEEE Trans on AES, 1981, 17(2): 271- 280.
- [8] W D Blair, M Brandt Pearce. Monopulse processing for tracking unresolved targets[R]. Dahlgren, Virginia: Naval Surface Warfare Center, September 1997. AD A330556.

- [9] W D Blair, M Brandt Pearce. Unresolved Rayleigh target detection using monopulse measurements[J]. IEEE Trans on AES, 1998, 2(34): 543- 552.
- [10] W D Blair, M Brandt Pearce. Monopulse DOA estimation of two unresolved Rayleigh targets[J]. IEEE Trans on AES, 2001, 2(37): 452- 468.
- [11] W D Blair, M Brandt Pearce. Statistical description of monopulse parameters for tracking Rayleigh targets[J]. IEEE Trans on AES, 1998, 2(34): 597- 611.
- [12] A Sinha, T Kirubarajan, Y Bar Shalom. Maximum likelihood angle extractor for two closely spaced targets[J]. IEEE Trans on AES, 2002, 38(1): 183- 203.
- [13] N Nandakumar, A Sinha, T Kirubarajan. Joint detection and tracking of unresolved targets with a monopulse radar using a particle filter[A]. Proceedings of the SPIE, Conference on Signal and Data Processing of Small Targets 2005[C]. Bellingham, Wash: SPIE, 2005. Vol. 5913: 59131T- 1 ~ 59131T- 12.
- [14] 黄培康, 殷红成, 许小剑. 雷达目标特性[M]. 北京: 电子工业出版社, 2006. 157.
- [15] D K Barton and S A Leonov. Radar Technology Encyclopedia[M]. Boston London: Artech House, 1997. 171.
- [16] Merrill I Skolnik. 雷达手册[M]. 北京: 电子工业出版社, 2003. 734.
Merrill I Skolnik. Radar Handbook[M]. Beijing: Publishing House of Electronics Industry, 2003. 734. (in Chinese)
- [17] 弋稳. 雷达接收机技术[M]. 北京: 电子工业出版社, 2006. 97.
- [18] Chris A Hamner and Mark W Maier. Methods to reduce range glint in radars[A]. Proceedings of IEEE Aerospace Conference[C]. Snowmass, CO, US: IEEE Computer Society Press, 1997: 83- 102.

作者简介:



赵 锋 男, 1978 年 7 月出生于江苏省南京市. 现为国防科技大学电子科学与工程学院讲师. 从事电子信息系统仿真与评估和弹道导弹突防对抗方面的研究工作. 在国内外发表学术论文近 20 篇.

E-mail: zhfbec@tom.com



杨建华 男, 1972 年 1 月出生于吉林省白城市. 现为国防科技大学电子科学与工程学院副研究员. 从事电子信息系统仿真方面的研究工作.

E-mail: yjh5458@sina.com