

# 一种改进的自适应多目标 SHT 检测方法

李朝伟,王宏强,黎湘,庄钊文

(国防科学技术大学电子科学与工程学院 ATR 实验室,湖南长沙 410073)

**摘要:** 在实际的雷达检测环境中,杂波、热噪声等产生的干扰功率通常是未知的.为此,Gni F 提出了一种估计干扰功率的方法,并给出一种自适应序贯假设检验方法检测位于同一距离-方位分辨单元内的多个目标.不过,所提估计方法存在门限很难确定的问题.针对该问题,本文提出了一种新的估计干扰功率的方法,并推导出相关门限的理论值.在新估计方法基础上,给出了一种改进的自适应多目标 SHT 检测方法.仿真证实,改进后的自适应 SHT 方法具有更好的检测概率.

**关键词:** 单脉冲雷达;多目标;干扰功率估计;序贯假设检验

**中图分类号:** TN957 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2005) 09-1629-05

## An Improved Adaptive SHT Procedure for Multiple Radar Targets Detection

LI Chao-wei, WANG Hong-qiang, LI Xiang, ZHUANG Zhao-wen

(ATR Lab, National University of Defense Technology, Changsha, Hunan 410073, China)

**Abstract:** In a realistic radar detection scenario, the disturbance power generated by thermal noise and clutter is unknown. So Gni F proposes a method of estimating the disturbance power and then presents an adaptive successive hypotheses test (SHT) procedure to detect the multiple targets in the same range-azimuth resolution cell of a radar system. However, it is hard to get the threshold for the estimation method. Aiming at the above problem, a new estimation method is put forth and the value of relative threshold is derived. An improved adaptive SHT procedure based on the new estimation method is given. The simulation results show that the improved adaptive SHT procedure has a better detection probability.

**Key words:** monopulse radar; multiple targets; estimation of disturbance power; successive hypotheses test

### 1 引言

目前多数现代雷达系统都是采用单脉冲技术来获得目标的到达方向(Direction of Arrival, 简称为 DOA),但当多个目标位于同一距离-方位分辨单元内时,单脉冲系统将产生一个错误地 DOA 测量值<sup>[1]</sup>,该值对于天线主波束内任一个目标的跟踪都是无用的.为减少多目标带来的严重影响,人们提出了不少解决方法.最近两年,F Gni 等人<sup>[2-5]</sup>提出一种估算同一距离-方位分辨单元内多个雷达目标 DOA 的新方法,即渐近最大似然估计(Asymptotic Maximum Likelihood,简称 AML)-松弛(RELAX)估计算法<sup>[3,4]</sup>以及一种确定目标数目的序贯假设检验(Successive Hypotheses Test,简称 SHT)方法<sup>[2,5]</sup>.

AML-RELAX 估计算法以最大似然法及松弛法为基础,利用雷达天线主波束的方向图信息以及天线转动对目标后向散射信号所进行的幅度调制来对目标参数进行估计.该算法对每个目标的 DOA 及多普勒频率等参数都独立地、顺序地进行估计:首先估计出信号最强的目标,最后估计信号最弱的目标.在获得目标参数估计的基础上,文献[2,5]采用 SHT 检验

方法来确定目标的数目.该方法主要包括选择合适的检测统计量  $S_m(z)$  及在恒定虚警概率下求取检测门限  $\gamma_m$ .文献[5]进一步考虑了干扰功率  $\sigma_d^2$  未知的情况,并提出一种对  $\sigma_d^2$  进行粗估计的方法,从而建立了自适应 SHT 检测方法.不过,作者认为文献[5]所提估计干扰功率的方法不可靠(后面的仿真对此进行了验证),而且文献[5]也未对该方法中的关键参数即门限值的选取进行讨论,这使得该方法的应用受到限制.

为了克服上述存在的问题,本文提出一种新的估计干扰功率  $\sigma_d^2$  的方法,并推导出相关的门限.在新估计方法基础上,给出了改进的自适应 SHT 检测方法.

### 2 数据模型

考虑一种具有恒定角速度  $w_R$  (rad/s) 的机械转动的雷达天线,并设单向天线波束方向图  $h(\cdot)$  具有高斯形状.假定正在检测的距离-方位分辨单元内存在  $N_T$  个点状的目标,它们的角到达方向为  $\{\tau_{Gi}\}_{i=1}^{N_T}$ ,多普勒频率为  $\{f_{Di}\}_{i=1}^{N_T}$ .设数据向量  $z$  是由波束驻留时间内收到的  $N$  个雷达回波组成,则该向量的第  $n$  个元素为

$$z(n) = \sum_{i=1}^{N_T} b_i G(n, \tau_{Gi}) e^{j2f_{Di}n} + d(n), \quad n=0, 1, \dots, N-1 \quad (1)$$

式中  $b_i$  表示第  $i$  个目标信号的未知复幅度;  $G(n, \tau_{Gi}) = h^2(\tau_{Gi} - n\omega_R)$  是第  $i$  个目标的 DOA 即  $\tau_{Gi}(\tau_{Gi}(0, B))$ , 其中  $B$  为  $-3$  dB 方位波束宽度, 该角度满足  $h^2(\pm B/2) = G_0/2$ ,  $G_0$  为天线最大增益) 在第  $n$  个回波处的双向天线方向图增益;  $f_{Di} \in (-0.5, 0.5)$  是归一化为 PRF (PRF 为脉冲重复频率) 的第  $i$  个目标的多普勒频率.  $d(n)$  是干扰项, 由杂波和热噪声重叠而成.

若采用向量表达, 则  $N_T$  个目标的数据模型为

$$z = A(\cdot) b + d \quad (2)$$

式中  $z = [z(0), \dots, z(N-1)]^T$  是  $N \times 1$  维的向量,  $[ ]^T$  表示转置运算;  $b = [b_1, b_2, \dots, b_{N_T}]^T$  是  $N_T \times 1$  维的未知复幅度向量  $A(\cdot) = [a(\tau_{G1}, f_{D1}), a(\tau_{G2}, f_{D2}), \dots, a(\tau_{GN_T}, f_{DN_T})]$  是  $N \times N_T$  维的控制矩阵;  $[ ] = [\tau_{G1}, \dots, \tau_{GN_T}, f_{D1}, \dots, f_{DN_T}]^T$  是未知的 DOA 与多普勒频率的  $2N_T \times 1$  维向量;  $a(\tau_{Gi}, f_{Di})$  是  $N \times 1$  维的向量, 可被分解为  $a(\tau_{Gi}, f_{Di}) = g(\tau_{Gi}) \cdot p(f_{Di})$ , 其第  $n$  个元素为

$$[a(\tau_{Gi}, f_{Di})]_n = [g(\tau_{Gi})]_n \cdot [p(f_{Di})]_n \\ = G(n-1, \tau_{Gi}) e^{j2f_{Di}(n-1)}, \quad n=1, 2, \dots, N \quad (3)$$

上式中  $[g(\tau_{Gi})]_n = G(n-1, \tau_{Gi})$ ;  $[p(f_{Di})]_n = e^{j2f_{Di}(n-1)}$ ; “ $\cdot$ ”代表 Hadamard 积.  $N \times 1$  维的干扰向量  $d$  是由热噪声  $n$  及杂波  $c$  两部分组成. 这里  $n \sim CN(0, \sigma_n^2 \mathbf{I})$ , 其中  $\sigma_n^2$  是热噪声分量的功率,  $\mathbf{I}$  是  $N \times N$  维的单位矩阵; 杂波  $c$  为复高斯分布向量, 均值为零, 协方差矩阵为  $E\{cc^H\} = \sigma_c^2 M_c$ . 这里  $[ ]^H$  是共轭转置算子,  $\sigma_c^2$  为杂波分量的功率,  $M_c$  为归一化协方差矩阵, 即  $[M_c]_{i,i} = 1, i=1, 2, \dots, N$ . 干扰  $d$  的协方差矩阵

$$M_d = E\{dd^H\} = \sigma_c^2 M_c + \sigma_n^2 \mathbf{I} = \sigma_d^2 M \quad (4)$$

其中  $\sigma_d^2 = \sigma_n^2 + \sigma_c^2$  为总干扰功率;  $M$  为归一化的干扰协方差矩阵

$$M = \frac{\text{CNR}}{\text{CNR} + 1} M_c + \frac{1}{\text{CNR}} \mathbf{I} \quad (5)$$

式中 CNR 为杂波噪声比, 其定义为  $\text{CNR} = \sigma_c^2 / \sigma_n^2$ . 故可知  $d \sim CN(0, \sigma_d^2 M)$ .

### 3 序贯假设检验方法

序贯假设检验是一种模型阶数选择的过程. 该方法按顺序检验一系列相互排斥的假设  $H_{m-1}$  (存在  $m-1$  个目标) 和备选假设  $K_{m-1}$  (存在  $m$  个目标), 即在第  $m$  步, 通过比较检测统计量  $S_m(z)$  与门限  $\gamma_m$ , 检验假设  $H_{m-1}$  及备选假设  $K_{m-1}$ ; 只要前一个假设被拒绝, 就可继续进行下一个假设检验; 当检测统计量第一次未超过检测门限或在第  $N_{T\max}$  步, 即假定的目标数达到  $N_{T\max}$  时 (这里  $N_{T\max}$  为设定的最大目标数), 检测过程就停止. 如果检测过程在第  $m$  步停止, 则目标数估计为  $N_T = m-1$ ; 否则  $N_T = N_{T\max}$ . 由于互相排斥, 在每一步只有一个假设是真的. 这里取第  $m$  步的检测统计量  $S_m(z)$  为

$$S_m(z) = 2 \ln \left\{ \frac{P_{z|K_{m-1}}(z|K_{m-1}; \hat{\Lambda}_m)}{P_{z|H_{m-1}}(z|H_{m-1}; \hat{\Lambda}_{m-1})} \right\} \begin{matrix} > \gamma_{m-1} \\ < \gamma_{m-1} \end{matrix} \quad m=1, 2, \dots, N_{T\max} \quad (6)$$

SHT 最重要的特征是能够控制整个检测过程中过高估计目标数目的概率, 即虚警概率 ( $P_{FA}$ ). 不过, 该方法需要知道检测统计量  $S_m(z)$  的概率密度函数. 遗憾的是, 式 (7) 中  $S_m(z)$  的概率分布很难计算出. 因此, 选择合适的  $S_m(z)$  是非常必要的.

文献 [5] 经过推导, 在大数据记录情况下得到一个渐近广义似然比检测统计量, 即

$$S_m(z) = \max_{(z, f)} 2 \ln L_{G, m}(z_m; z, f) \\ = \max_{(z, f)} \frac{2}{d} \frac{|z_m^H M^{-1} a(z, f)|^2}{a^H(z, f) M^{-1} a(z, f)} \quad (7)$$

式中  $z_m$  定义为新数据向量, 是通过从  $z$  向量中除去前  $m-1$  目标成分得到的, 即

$$z_m = z - \sum_{i=1}^{m-1} b_i a(\tau_{Gi}, f_{Di}) \underset{\text{as}}{\approx} \sum_{i=m}^{N_T} b_i a(\tau_{Gi}, f_{Di}) + d \quad (8)$$

式中等号上方的 “as” 表示渐近特性, 即在大数据记录下左右是相等的.

在选取式 (7) 作为检测统计量的情况下, 文献 [5] 推导出相应检测门限的表达式. 假定在第  $m = N_T + 1$  步,  $P_{FA}(N_T + 1) = \alpha$ , 为使总虚警概率  $P_{FA} = \alpha$ , 则在干扰功率  $\sigma_d^2$  已知情况下, 第  $m$  步的检测门限值选取为

$$\gamma_m = -2 \ln \left[ 4 - (1 - \alpha)^{1/K} \right], \quad m=1, 2, \dots, N_T, \dots, N_{T\max} \quad (9)$$

式中  $K, L$  值代表 AML 估计算法中实际搜索网格的维数.

### 4 改进的自适应 SHT 检测方法

文献 [3, 4] 描述的 AML 估计算法并不需要知道干扰功率  $\sigma_d^2$ . 然而, 检测统计量表达式 (8) 中却有  $\sigma_d^2$ ; 为了得到  $S_m(z)$ ,  $\sigma_d^2$  必需知道. 到目前为止,  $\sigma_d^2$  和  $M$  都假定已知, 即干扰协方差矩阵  $M_d = \sigma_d^2 M$  是已知的, 而实际雷达环境中, 参数  $\sigma_d^2$  往往是不知道的.

#### 4.1 原文献中的估计方法

在没有其它任何辅助数据能获得的情况下, 为估计干扰功率  $\sigma_d^2$ , 文献 [5] 提出一种估计方法.

该方法首先根据式 (8) 计算新数据向量  $z_m, z_{m+1}$ , 接着按式 (10) 计算干扰功率估计值  $\hat{\Lambda}_d^2(m)$  及  $\hat{\Lambda}_d^2(m+1)$ ;

$$\hat{\Lambda}_d^2(m) = \frac{z_m^H M^{-1} z_m}{N} \quad (10)$$

接着, 对两干扰功率值按式 (11) 进行计算判断

$$N_T = m : \frac{\hat{\Lambda}_d^2(m) - \hat{\Lambda}_d^2(m+1)}{\hat{\Lambda}_d^2(m)} > \gamma_{m-1} \quad (11)$$

其中  $\gamma_{m-1}$  为判断门限. 如果第  $m$  步和第  $m+1$  步的干扰功率估计值满足式 (11), 则得到干扰功率的一个粗估计即  $\hat{\Lambda}_d^2 =$

需要说明的是, 原文献 [5] 中的表达式  $N_T = m : \frac{\hat{\Lambda}_d^2(m+1) - \hat{\Lambda}_d^2(m)}{\hat{\Lambda}_d^2(m)} > \gamma_{m-1}$  是错误的.

$\hat{\alpha}_d^2(m+1)$ , 同时也能得到目标数目的一个粗估计, 即  $N_T = m$ .

上述粗估计方法是在两目标相等情况下给出的, 但当多目标的功率存在大的差异时, 可能会造成在  $z_{m+1}$  含有目标成分的情况下, 式 (11) 达到最大值, 从而不能正确估计干扰功率. 本文通过仿真, 证实了这一点, 见图 2. 另外, 原文献对于该方法中关键的参数即判断门限, 没有给出一个确定的方法, 因此该方法的实际应用受到很大限制.

#### 4.2 一种新的估计干扰功率方法

为克服上述估计方法存在的问题, 本文提出了一种新的估计方法. 该方法是按由后至前的顺序通过式 (8) 及式 (10) 计算新数据向量  $z_{m+1}$ 、 $z_m$  及对应的干扰功率  $\hat{\alpha}_{m+1}^2$ 、 $\hat{\alpha}_m^2$ ; 采用新的统计量  $T$  与门限比较 (该门限为确定的理论值); 如果  $T$  值不大于该门限, 则继续进行判断; 否则取干扰功率的估计值  $\hat{\alpha}_d^2 = \hat{\alpha}_{m+1}^2$ , 同时判断停止.

下面就给出新的统计量及相应门限的理论推导.

假定式 (8) 中的干扰  $d$  为复高斯干扰, 且其归一化协方差矩阵  $M$  为已知 (定义见式 (5)); 若  $M = I$ , 则表示干扰  $d$  为复高斯白噪声.

设数据向量  $z_m$  不含有目标成分, 即只有干扰分量

$$z_m = z - \sum_{i=1}^{m-1} b_i a(\tau_{Gi}, f_{Di}) \underline{a} s d_i \quad (12)$$

易知数据向量  $z_{m+1}$

$$z_{m+1} = z - \sum_{i=1}^m b_i a(\tau_{Gi}, f_{Di}) \underline{a} s d_i \quad (13)$$

也只有干扰分量, 其中  $d_2$  的功率略小于  $d_1$ .

设  $E[z_m z_m^H] = \frac{2}{m} M$ ,  $E[z_{m+1} z_{m+1}^H] = \frac{2}{m+1} M$ , 则有

$$\frac{z_m^H M^{-1} z_m}{\frac{2}{m} N} \sim \chi^2(N) \quad (14)$$

$$\frac{z_{m+1}^H M^{-1} z_{m+1}}{\frac{2}{m+1} N} \sim \chi^2(N) \quad (15)$$

式中  $N$  为  $z_m$  的长度. 根据  $F$  分布的定义, 可得

$$\frac{z_{m+1}^H M^{-1} z_{m+1} / \frac{2}{m+1} N}{z_m^H M^{-1} z_m / \frac{2}{m} N} \sim F(N, N) \quad (16)$$

$$\frac{z_{m+1}^H M^{-1} z_{m+1}}{z_m^H M^{-1} z_m} \times \frac{2}{m+1} \sim F(N, N) \quad (17)$$

令  $T$  为上式  $F$  分布变量在分位点  $F(N, N)$  下的分布概率, 即

$$\frac{2}{m+1} \times \frac{z_{m+1}^H M^{-1} z_{m+1}}{z_m^H M^{-1} z_m} \sim F(N, N) \quad (18)$$

的概率为  $T$ .

故

$$\frac{z_{m+1}^H M^{-1} z_{m+1}}{z_m^H M^{-1} z_m} \times \frac{2}{m+1} \sim F(N, N) \quad (19)$$

由式 (13) 及式 (14) 可推知在只有干扰分量时

$$\frac{2}{m+1} \times 1 \quad (20)$$

故

$$T = \frac{z_{m+1}^H M^{-1} z_{m+1}}{z_m^H M^{-1} z_m} F(N, N) \quad (21)$$

上式表明, 在新的统计量  $T$  后, 可推导出门限的理论值为  $F$  分布的分位点  $F(N, N)$ . 如果相邻两数据向量不含有目标信号, 即只有干扰分量, 则  $T$  值应满足式 (21); 反过来讲, 如果数据向量  $z_m$  中含有目标信号, 则  $T$  值应大于门限.

新估计方法区别于原估计方法主要有以下三点: 一是采用新的统计量  $T$  来进行判断, 而不是采用式 (11) 进行判断; 二是改变判断顺序, 即不按文献中的由前至后的顺序进行判断, 而是采用由后至前的判断顺序; 三是判断门限存在一个确定值.

#### 4.3 改进的自适应 SHT 检测方法

基于上面的新估计方法, 下面给出了改进的自适应 SHT 检测方法. 其具体步骤如下:

第一步, 给定一组观测数据向量  $z$ , 采用文献 [3] 所提出的 AML + RELAX 算法, 在假定最大目标数目为  $N_{Tmax}$  时, 对各目标参数进行估计;

第二步, 由最大目标数  $N_{Tmax}$  开始 (即由后向前, 而不是原文献中的由前至后), 利用上步估计出的目标参数, 根据式 (8) 及式 (10) 分别计算出新数据向量  $z_{N_{Tmax}}$ 、 $z_{N_{Tmax}-1}$  及对应的干扰功率  $\hat{\alpha}_{N_{Tmax}}^2$ 、 $\hat{\alpha}_{N_{Tmax}-1}^2$  ( $m = N_{Tmax}, N_{Tmax} - 1, \dots, 1$ ), 并得到统计量  $T$  值;

第三步, 将  $T$  值与门限  $F(N, N)$  比较. 如果  $T$  值不大于门限, 则继续进行第二步, 不过此时只需计算  $z_{N_{Tmax}-1}$ 、 $\hat{\alpha}_{N_{Tmax}-1}^2$  (以后依次计算下一个); 否则选取干扰功率为  $\hat{\alpha}_d^2 = \hat{\alpha}_{N_{Tmax}+1}^2$ ,  $N_T = N_{Tmax}$  作为目标数目的粗估计, 判断停止并进入下一步;

第四步, 将得到的估计值  $\hat{\alpha}_d^2$ , 代入式 (7), 通过二维网格搜索获得检测统计量  $S_m(z)$ . 对于干扰功率未知的情况, 检测门限  $\gamma_m$  的表达式<sup>[5]</sup>

$$\gamma_m = 2N - 2N(1 - (1 - \alpha)^{1/K})^{1/L(N-1)}, m = 1, 2, \dots, N_{Tmax} \quad (22)$$

其中  $\alpha$  为虚警概率,  $K, L$  的定义同式 (9).

最后, 根据得到的检测统计量及检测门限值  $\gamma_m$  ( $m = 1, \dots, N_{Tmax}$ ), 进行 SHT 检验.

### 5 仿真结果与分析

#### 5.1 仿真参数设定和检测性能评估指标<sup>[5]</sup>

##### 5.1.1 参数设定

天线方位角 - 3dB 波束宽度:  $B = 2^\circ$ ; 积累脉冲数:  $N = 16$ ;

实际目标数:  $N_T = 2$ ; 最大设定目标数:  $N_{Tmax} = 4$ ; 总虚警概率  $P_{FA} = 0.01$ ;

两目标 DOA 为  $[\tau_{G1}, \tau_{G2}] = [0.9^\circ, 1.5^\circ]$ ; 多普勒频率为  $[f_{D1}, f_{D2}] = [-0.3, 0.3]$ ;

两目标信号干扰功率比  $SDR_1 = SDR_2 = 20\text{dB}$ ; 杂波干扰功率比  $CNR = -$  dB;

真实干扰功率值  $\hat{\alpha}_d^2 = 1$ ;  $K = 257, L = 2^{12}$ .

5.1.2 检测性能由以下三个条件概率即检测概率  $P_d$ 、虚警概率  $P_f$  及漏警概率  $P_m$  来评估(具体定义见文献[5])。

为叙述方便,下面称原文献中的估计方法为方法 1,称新估计方法为方法 2。

5.2 实验 1 验证方法 1 存在不足

为便于理解方法 1,首先在 5.1.1 参数设定下,为获得总干扰功率估计值进行了多次仿真,结果见图 1;为取验证方法一存在的不足,设两目标源的信干比不相等且相差较大,即取  $SDR_2 = 8\text{dB}$ ,其余参数同上,同样进行多次仿真得到如图 2 所示结果。

图 1 是两目标源相等情况下的仿真结果。由图 1 可看出多次干扰功率估计值在第 2 步与第 3 步间变化最大,而这也正是方法 1 的依据。由图 2 可看出,多次仿真结果都表明,干扰功率估计值在第 1 步与第 2 步间变化最大,而不是出现在期望中的第 2 步与第 3 步间。假定所选的门限可以找到变化最大的两点,这时所得到的估计值约为 4,比实际值大了近四倍。

由式(7)的检测统计量表达式知,干扰功率估计值越大,检测统计量就越小;按上面三个条件概率的定义,则可推知这时检测概率下降,漏检概率增大,虚警概率减小。

通过上面的仿真结果及分析,说明方法 1 的确存在着不足。

5.3 实验 2 验证门限理论推导的正确性

对本文所推导的理论表达式(21)进行验证。当  $\alpha = 0.95$ 、 $0.99$  及  $0.995$  时,通过查表易得相应的  $F$  分布分位点分别为 2.33、3.37 及 3.88。下面分别对两目标源信干比相等与不等两种情况进行了仿真,参数设定同 5.2, Monte Carlo 方法仿真

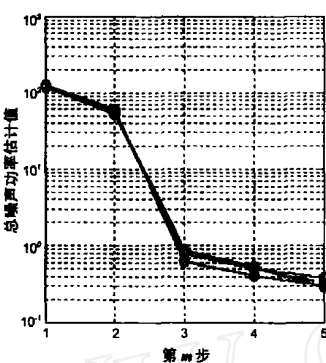


图 1 目标源信干比相等时总噪声功率估计仿真

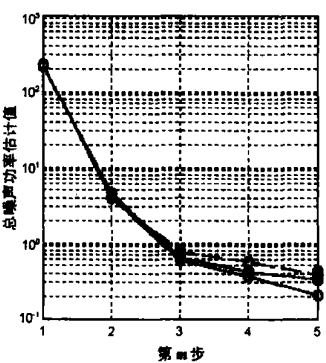


图 2 目标源信干比不等时总噪声功率估计仿真

表 1

	目标信干比相等情况			目标信干比不相等情况		
	1000	1000	999	994	982	965
第 3 步	1000	1000	999	994	982	965
第 4 步	30	9	7	25	9	7
第 5 步	46	16	13	38	12	11
判断门限	2.33	3.37	3.88	2.33	3.37	3.88

1000 次,结果见表 1。

从表 1 可看出:(1)当两目标信干比相等时,第三步得到的统计量  $T$  值基本上都大于给定的三个门限,而第四步得到的统计量  $T$  值大于各门限的次数都在相应  $F$  分布概率范围内;第五步得到的统计量  $T$  值大于各门限的次数稍大于第四步,但也在相应  $F$  分布概率范围内;(2)当两目标信干比不等时,第三步得到的统计量值大于各门限的次数要少于目标信干比相等的情况;而第四步、第五步的仿真结果除门限为 2.33 时要好于两目标信干比相等情况外,其余基本上相近,都能满足表达式(21)。需说明的是,上面所说的第几步完全对应于 5.2 仿真结果而言的,并不是方法 2 中由后到前顺序中的第几步。

通过上面的仿真,可知文中对门限的理论推导是正确的,这也间接证实了新估计方法的可行性。

5.3 实验 3 验证改进的自适应 SHT 方法的检测性能

下面通过仿真来验证采用方法二后改进的自适应 SHT 检测法的检测性能。采用 5.1.2 中的三个条件概率来评估检测性能。为便于比较,下面仍取文献中的两个仿真实验进行说明。

按 5.1.1 进行参数设定,其中估计干扰功率值的门限取为 3.37; Monte Carlo 仿真 10000 次,仿真结果见图 3、图 4。其中图 3 为积累脉冲发生变化时三个条件概率的仿真结果;图 4 为目标 2 信干比发生变化时三个条件概率的仿真结果。由于采用对数坐标表示,图 3 中的  $P_m$  曲线未画出来(所有点为 0),而图 4 中  $P_m$  曲线只画出了二个点(其它点为 0)。

从仿真结果可看出,改进的自适应 SHT 检测方法具有良好的检测性能。当然,相对于已知干扰功率情况下的检测性能(可参见文献[5]中 Fig. 2 和 Fig. 3),改进后的自适应 SHT 方法的虚警概率增加,而检测概率在  $N$  变化情况下有所下降;与文献[5]中的 Fig. 10 与 Fig. 11 相比,图 3、图 4 中的检测概率要高,而虚警概率却低。图 4 中个别虚警率已经很接近设定的虚警率 0.01。另外,从图 4 中也可看出,采用自适应 SHT 方法后,在低信干比情况下,检测概率的门限效应减小。

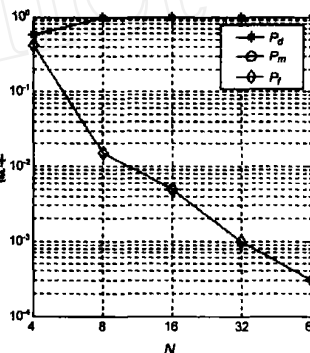


图 3 N 变化时改进的自适应 SHT 检测性能仿真

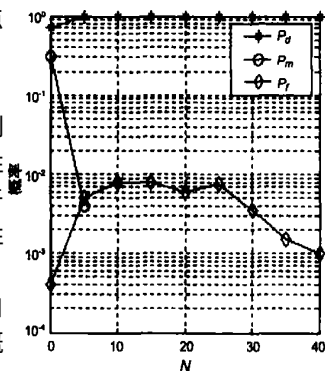


图 4  $SDR_2$  变化时改进的自适应 SHT 检测性能仿真

## 6 结论

本文对文献[5]所提出的估计干扰功率的方法进行了研究,指出了该方法存在的不足并通过仿真进行了验证.对于存在的问题,作者提出了一种新的估计干扰功率的方法,并推导出了相应的门限值.仿真结果证实了所推导门限的正确性.由于新方法的门限有确定值,因此该方法比原有方法具有更强的实用性.另外,在新估计方法基础上,给出了改进的自适应 SHT 检测方法.仿真证实,相比原文献中的自适应 SHT 检测方法,改进后的自适应 SHT 检测方法具有更好的检测概率.

### 参考文献:

- [ 1 ] Sherman S.M. Monopulse principles and techniques[M]. Dedham, MA: Artech House, 1984.
- [ 2 ] Gni F, Bordonni F, Greco M, Farina A. Multiple target detection and estimation by exploiting the amplitude modulation induced by antenna scanning Part 1: Detection[A]. IEEE International Conference on Acoustics, Speech, and Signal Processing (VI) [C]. Hong Kong: IEEE Signal Processing Society, 2003. 529 - 532.
- [ 3 ] Gni F, Bordonni F, Greco M, Farina A. Multiple target detection and estimation by exploiting the amplitude modulation induced by antenna scanning, Part 1: Parameter Estimation[A]. IEEE International Confer-

ence on Acoustics, Speech, and Signal Processing (VI) [C]. Hong Kong: IEEE Signal Processing Society, 2003. 533 - 536.

- [ 4 ] Gni F, Greco M, Friana A, Gubinelli M. Asymptotic maximum likelihood estimation of multiple radar targets[A]. Proceedings of the 2003 IEEE Radar Conference[C]. Huntsville, AL: IEEE Aerospace and Electronic Systems Society, 2003. 302 - 309.
- [ 5 ] Gni F, Greco M, Farina A. Multiple radar targets detection by exploiting induced amplitude modulation[J]. IEEE Transaction on Signal Processing, 2004, 52(4): 903 - 913.

### 作者简介:



李朝伟 男, 1970 年 12 月出生于河北省定州市, 现为国防科学技术大学电子科学与工程学院博士研究生, 主要从事信号处理、数据融合及抗干扰等方面的研究。

E-mail: lichaowei1230@163.com.

王宏强 男, 1970 年 6 月生于陕西省凤翔县, 国防科学技术大学博士研究生, 副教授, 主要研究方向为信号处理、目标检测、跟踪、识别、信息融合等。E-mail: oliverwhq@tom.com.