doi:10.3969/j.issn.1001-893x.2016.07.010

引用格式:宋科康,孙涛,党同心,等. 自适应选择的雷达回波空间积累检测方法[J]. 电讯技术,2016,56(7):771-776. [SONG Kekang,SUN Tao,DANG Tongxin, et al. Radar echoes spatial accumulation and detection by adaptive selection[J]. Telecommunication Engineering,2016,56(7):771-776.]

自适应选择的雷达回波空间积累检测方法*

宋科康**1,孙 涛1,党同心2,李 琨1

(1. 盲信号处理重点实验室,成都 610041;2. 信息工程大学 导航与空天目标工程学院,郑州 450001)

摘 要:空间部分相干时的回波积累检测是分布式雷达回波信号联合处理面临的难题。针对传统相 干和非相干积累检测方法在空间部分相干时回波检测性能损失较大的问题,建立了目标三维散射模型,分析了各站回波空间相关性变化规律,引入时域加权能量检测器用于空间部分相干积累检测,提 出了以回波的空间相关系数大小为依据进行自适应选择的积累检测方法,有效解决了回波在任意空 间相关性时高效积累检测。仿真结果表明该方法能根据相关系数大小正确选择3种积累检测方法, 且检测性能优于传统的相干和非相干积累检测方法。

关键词:分布式雷达;回波空间相关性;部分相干;自适应选择

中图分类号:TN959.7 文献标志码:A 文章编号:1001-893X(2016)07-0771-06

Radar Echoes Spatial Accumulation and Detection by Adaptive Selection

SONG Kekang¹, SUN Tao¹, DANG Tongxin², LI Kun¹

(1. Science and Technology on Blind Signal Processing Laboratory, Chengdu 610041, China;

2. School of Navigation and Aerospace Engineering, Information Engineering University, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: The accumulation and detection of space partial-coherent echoes is a difficult problem in jointly signal processing for distributed radar. Traditional coherent and incoherent accumulation and detection methods have a performance loss when echoes are partial-coherent. For this problem, a three-dimensional target scattering model is presented and the change rule of echoes spatial correlation is analyzed. Then, a time-domain weighed power detector is employed to space partial-coherent accumulation and detection. Finally, an accumulation and detection method of adaptive selection based on the value of spatial correlation coefficient is proposed, and the problem of accumulation and detection with arbitrarily correlation is solved. The simulation results show that the method can choose three accumulation and detection methods according to the value of correlation coefficient correctly, and the detection performance is superior to that of traditional coherent and incoherent methods.

Key words: distributed radar; echoes spatial correlation; partial-coherent; adaptive selection

1 引 言

分布式雷达(Distributed Radar)克服了传统雷 达在目标检测、跟踪性能上的限制和在抗衰落、抗摧 毁等方面的不足,已成为雷达领域的研究热点^[1-5]。 在空间探测中的分布式雷达各站相距较远,使得各 站回波空间相关性发生变化,并有可能处于部分相 干的情况,这给传统的相干积累检测和非相干积累 检测带来了性能损失。为此,需针对分布式雷达回 波空间部分相干的情况进行研究,并探索高效的空 间积累检测方法。截至目前,已有较多学者对该问 题进行了研究^[4-8]。文献[4]提出了矩形目标散射 模型,得到回波完全相关和完全独立的条件,并采用

^{*} 收稿日期:2015-12-09;修回日期:2016-04-25 Received date:2015-12-09;Revised date:2016-04-25

^{**} 通信作者:skkybyq@163.com Corresponding author:skkybyq@163.com

非相干积累检测方法分析了目标检测性能。文献 [5]对任意阵列目标散射模型下的收发分置多输入 多输出(Multiple Input Multiple Output, MIMO)雷达 回波空间相关性进行了分析,给出了回波完全独立 和完全相关时的检测性能曲线。文献[6]针对文献 [4]中提出的目标散射模型,分析了在双基地观测 模式下回波的空间相关性以及该相关性对目标检测 性能的影响。文献[7-8]采用圆形目标散射模型讨 论了回波空间相关性与等效频率间隔的关系,提出 了回波部分相干时的一般高斯信号检测器。上述文 献均是针对空中目标进行的分析,对空间目标研究 较少,而空间目标有着特定的轨道运动规律,因此需 针对空间目标探索其回波空间相关性规律,并依据 相关性制定高效的积累检测方法。

针对现有文献在空间目标回波相关性和回波部 分相干时积累检测方法研究上的不足,本文以分布 式雷达进行空间探测为场景,结合目标轨道运动特 性,建立三维目标散射模型,简要分析回波空间相关 性,针对部分相干的情况引入统计信号处理中的时 域加权能量检测器用于空间积累检测,并充分利用 轨道的可预测性,提出以相关系数大小为依据进行 自适应选择的空间积累检测方法。

2 信号模型

2.1 目标模型

建立如图1所示的观测场景,采用两部单基地 预警雷达对空间目标进行探测。



Fig. 1 The observation scene of distributed radar

假设两部雷达坐标分别为 (x_1, y_1, z_1) 和 (x_2, y_2, z_2) ,两部雷达与目标之间的距离分别为 R_1 和 R_2, θ_k 和 β_k 分别为两部雷达俯仰角和方位角,k=1,2表示

可刑买田三维长方休勘由

2016年

第 k 部雷达。目标模型采用三维长方体散射模型, 其中尺寸为 $\Delta x \times \Delta y \times \Delta z$,由 N 个随机分布且各向同 性的独立散射点组成,散射强度为 α_i ,服从零均值、 方差为 $1/\Delta x \Delta y \Delta z$ 的复高斯分布。各散射点坐标为 $(x_0+v_i, y_0+u_i, z_0+w_i)$,其中 (x_0, y_0, z_0) 为目标中心, $(u_i, v_i, w_i) \in [-\Delta x/2, \Delta x/2] \times [-\Delta y/2, \Delta y/2] \times$ $[-\Delta z/2, \Delta z/2]$,i表示第 i 个散射点,则 (x_0+v, y_0+u, z_0+w) 处的散射强度 σ 可表示为^[2]

$$\sigma(u,v,w) = \sum_{i=1}^{N} \alpha_i \delta(u-u_i) \delta(v-v_i) \delta(w-w_i)_{\circ} (1)$$

由式(1)可知 $\sigma(u,v,w)$ 服从复高斯分布。

假设两部雷达均发射正交频分线性调频(OFD -LFM)信号,记为 $s_k(t)$,并具有单位能量,载频为 f_e ,其中k=1,2表示第k部雷达,则目标雷达回波信 号可表示为

$$r_{k}(t) = n_{k} + \int_{-\Delta x/2}^{\Delta x/2} \int_{-\Delta y/2}^{\Delta y/2} \int_{-\Delta z/2}^{\Delta z/2} \sigma(u, v, w) s_{k}(t - 2\tau(x_{k}, y_{k}, z_{k}, u + x_{0}, v + y_{0}, w + z_{0})) du dv dw$$
(2)

式中: n_k 为独立的复高斯噪声变量;k=1,2。

対式(2)化简得

$$r_k(t) = \sqrt{E} \gamma_k s_k (t-2\tau(x_k, y_k, z_k, x_0, y_0, z_0)) + n_{k0}$$
(3)

其中:

$$\begin{split} \gamma_{k} &= \int_{-\Delta x/2}^{\Delta x/2} \int_{-\Delta y/2}^{\Delta y/2} \int_{-\Delta z/2}^{\Delta z/2} \sigma(u, v, w) \exp(j4\pi(u(x_{k} - x_{0}) + v(y_{k} - y_{0}) + w(z_{k} - z_{0}))/\lambda_{c}R_{k}) du dv dw \circ \quad (4) \\ & \rightrightarrows \psi : \lambda_{c} \exists \psi \in S_{c} \end{split}$$

从式(3)中不难看出,对 $r_k(t)$ 下变频解调,并进行匹配滤波和回波补偿后,回波空间相关性只取决于目标散射项 γ_k 。由于 $\sigma(u,v,w)$ 服从复高斯分布,根据高斯分布性质可知 γ_k 仍服从复高斯分布,且不难证明其均值 $E[\gamma_k]=0, 方差 D[\gamma_k]=1$ 。

2.2 回波的空间相关性分析

回波起伏是影响回波空间相关性变化的原因, 而从式(3)和式(4)可知引起回波起伏的主要因素 是各散点强度不同带来的幅度起伏和相对位置不同 带来的相位起伏。定义回波相关性系数为^[6]

$$\rho = E[\gamma_1 \gamma_2^*]_{\circ} \tag{5}$$

式中:*号表示取共轭; p 的取值范围为0~1,表示 回波空间相关性由独立到完全相关过程的变化。

将式(4)代入式(5)得

$$\rho = \frac{1}{\Delta x \Delta y \Delta z} \int_{-\Delta x/2}^{\Delta x/2} \int_{-\Delta y/2}^{\Delta y/2} \int_{-\Delta x/2}^{\Delta z/2} \exp(j4\pi \cdot (M_1 u + M_2 v + M_3 w) / \lambda_c) du dv dw \circ$$
(6)

式中:

$$M_1 = (x_1 - x_0) / R_1 - (x_2 - x_0) / R_2;$$

$$M_{2} = (y_{1} - y_{0})/R_{1} - (y_{2} - y_{0})/R_{2};$$

$$M_{3} = (z_{1} - z_{0})/R_{1} - (z_{2} - z_{0})/R_{2} \circ$$

$$\forall \vec{x}(6) \vec{x} \not{R} \not{) } \dot{\pi} \dot{K} \ddot{n} \vec{\theta}$$

$$\rho = \operatorname{sinc} \left(2 \frac{M_{1}}{\lambda_{c}} \Delta x \right) \operatorname{sinc} \left(2 \frac{M_{2}}{\lambda_{c}} \Delta y \right) \operatorname{sinc} \left(2 \frac{M_{3}}{\lambda_{c}} \Delta z \right) \circ$$

$$(7)$$

式(7)表明了相关性系数与目标尺寸、雷达波 长以及目标位置等之间的关系。

3 空间积累检测方法

3.1 空间部分相干时的积累检测方法

$$\begin{cases} \mathbf{H}_{0}: \boldsymbol{x} = \boldsymbol{n} \\ \mathbf{H}_{1}: \boldsymbol{x} = \sqrt{\boldsymbol{E}} \, \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{n}^{\circ} \end{cases}$$
(8)

式中: $\gamma = [\gamma_1, \gamma_2]$ 为目标散射项; $n = [n_1, n_2]$ 为噪 声;为便于理论分析,假设发射能量 E 为单位矩阵。 由目标散射项的性质,不难得出观测量 x 在两种假 设下均服从零均值但方差不同的复高斯分布。

根据式(8)可得似然比检测统计量为^[9]

$$T(\boldsymbol{x}) = \boldsymbol{x}^{\mathrm{H}} \boldsymbol{Q} \boldsymbol{x}_{\circ} \tag{9}$$

式中:T(x)为化简后的似然比检测统计量;Q表示为

$$\boldsymbol{Q} = \boldsymbol{C}_{s} \left(\boldsymbol{\sigma}_{n}^{2} \boldsymbol{I} + \boldsymbol{C}_{s} \right)^{-1}$$

$$\text{ : } \boldsymbol{C}_{s} \text{ > } \boldsymbol{I} = \boldsymbol{K}_{s} \text{ - } \boldsymbol{I} + \boldsymbol{C}_{s} \text{ - } \boldsymbol{I}$$

$$\text{ : } \boldsymbol{C}_{s} \text{ > } \boldsymbol{I} = \boldsymbol{K}_{s} \text{ - } \boldsymbol{I} + \boldsymbol{C}_{s} \text{ - } \boldsymbol{I}$$

$$\text{ : } \boldsymbol{C}_{s} \text{ - } \boldsymbol{I} = \boldsymbol{I} \text{ - } \boldsymbol{I} + \boldsymbol{I} \text{ - } \boldsymbol{I$$

(3)~(5)可得其值为

$$\boldsymbol{C}_{s} = \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}_{\circ}$$
(11)

对 Q 进行奇异值分解得

$$\boldsymbol{Q} = \boldsymbol{U} \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{U}^{\mathrm{H}}{}_{\circ} \qquad (12)$$

式中:U为酉矩阵;

$$\boldsymbol{\Lambda} = \begin{bmatrix} \frac{1+\rho}{1+\rho+\sigma_n^2} & 0\\ 0 & \frac{1-\rho}{1-\rho+\sigma_n^2} \end{bmatrix}^{\circ}$$
(13)

对 x 进行变换,令 $y = U^{H}x$ 为新的观测量,由于 酉变换为线性变换,因此 y 仍服从零均值复高斯分 布,此时检测统计量表达式可写为

$$T(\mathbf{x}) = \mathbf{y}^{\mathrm{H}} \mathbf{A} \mathbf{y} = \frac{1 + \rho}{1 + \rho + \sigma_{n}^{2}} \| y_{1} \|^{2} + \frac{1 - \rho}{1 - \rho + \sigma_{n}^{2}} \| y_{2} \|^{2} \circ (14)$$

式(14)表明统计量是观测量 y₁和 y₂能量的加 权求和,在统计信号时域处理中被称作加权能量检 测器^[10],本文将其称为部分相干积累检测方法。

在 H_0 假设下,观测量y的协方差矩阵为

$$E[\mathbf{y}\mathbf{y}^{H}|H_{0}] = \boldsymbol{U}^{H}E[\mathbf{x}\mathbf{x}^{H}]\boldsymbol{U} = \sigma_{n}^{2}\boldsymbol{I}_{0} \qquad (15)$$

在 H₁假设下,**y** 的协方差矩阵为

 $E[\mathbf{y}\mathbf{y}^{H}|H_{1}] = \boldsymbol{U}^{H}(\boldsymbol{\sigma}_{n}^{2}\boldsymbol{I}+\boldsymbol{C}_{s})\boldsymbol{U} = \boldsymbol{\sigma}_{n}^{2}\boldsymbol{I}+\boldsymbol{A}_{s}, \quad (16)$ 根据加权卡方分布性质^[11],形如

$$Q_{k} = \sum_{i=1}^{k} q_{i} || x_{i} ||^{2}$$
(17)

的变量服从加权卡方分布,其中 q_i 为非负常数,x_i 为独立同分布的标准高斯变量,k 为变量个数。式 (15)和式(16)表明两种假设下的回波协方差矩阵 均为对角阵,因此两种假设下的观测量 y 均服从独 立的零均值复高斯分布,虽不是单位方差,还不满足 标准高斯分布,但根据式(17)可知方差因子只是一 个比例系数,可通过改变非负常数 q_i 来使方差归一 化,如式(18)和式(19)所示:

$$T(\mathbf{x}) \mid_{H_{0}} = \frac{\sigma_{n}^{2}(1+\rho)}{1+\rho+\sigma_{n}^{2}} \left\| \frac{y_{1}}{\sigma_{n}} \right\|^{2} + \frac{\sigma_{n}^{2}(1-\rho)}{1-\rho+\sigma_{n}^{2}} \left\| \frac{y_{2}}{\sigma_{n}} \right\|^{2},$$
(18)

$$T(\mathbf{x})|_{H_{1}} = (1+\rho) \|\frac{y_{1}}{\sqrt{1+\rho+\sigma_{n}^{2}}}\|^{2} + (1-\rho) \|\frac{y_{2}}{\sqrt{1-\rho+\sigma_{n}^{2}}}\|^{2}$$
(19)

式中: $T(\mathbf{x})|_{H_0}$ 和 $T(\mathbf{x})|_{H_1}$ 分别表示两种假设下的检测统计量。

由以上分析可知,回波空间部分相干时的检测概 率和虚警概率均服从加权卡方分布。加权卡方分布 的概率密度和累计分布函数的精确解析表达式难以 直接给出,但对其多项式近似的研究较多^[10],由于表 达式较复杂,本文将不再列出而直接给出数值结果。

3.2 自适应选择积累检测方法

部分相干积累检测方法涉及加权卡方分布的计 算,相比传统相干和非相干积累检测方法,在通过逆 累积分布函数求解检测阈值时运算复杂度较 高^[9-10]。而在高相关和低相关区域,传统相干和非 相干积累检测的性能已经是最优的^[7]。因此本文 依据相关性系数的大小提出基于自适应选择的高效 空间积累检测方法,充分发挥3种积累检测方法的 自身优势。其算法思想是根据3种积累检测算法与 回波空间相关性系数的理论变化关系,以检测概率 高低作为方法选择的判断依据,理论计算对应于3 种方法的相关性系数范围并存储,如式(20)所示:

$$\begin{cases} \rho_{1} = \operatorname{range}(\rho) , \text{if } | P_{d_{DC}} - P_{d_{DPC}} | < \varepsilon \\ \rho_{3} = \operatorname{range}(\rho) , \text{if } | P_{d_{DNC}} - P_{d_{DPC}} | < \varepsilon_{\circ} \end{cases} (20) \\ \rho_{2} = \operatorname{range}(\rho) , \text{else} \end{cases}$$

式中: $P_{d_{DC}}$ 表示相干积累检测概率; $P_{d_{DPC}}$ 表示部分 相干积累检测概率; $P_{d_{DNC}}$ 表示非相干积累检测概 率; ε 为一个很小值。将相干、非相干积累检测概率 与部分相干积累检测概率进行比较,若 | $P_{d_{DPC}}$ - $P_{d_{DPC}}$ | < ε ,则记录此时相关系数范围为集合 ρ_1 =

· 773 ·

range(ρ),对应于相干积累检测方法;若 $P_{d, DNC}$ - $P_{d, DPC} | < \varepsilon$,则记录此时相关系数范围为集合 $\rho_3 =$ $range(\rho)$,对应于非相干积累检测方法;否则记录为 集合 ρ_2 =range(ρ),对应于部分相干积累检测方法。 然后计算目标在整个轨道中运行时两部雷达回波的 瞬时空间相关性系数,将该相关性系数与之前的理 论存储值匹配,再根据所属对应范围采取相应的积 累检测方法。具体算法步骤归纳如下:

Step 1 初始化,设置轨道参数、目标尺寸和散 射点数量等参数,仿真目标回波,将目标初始位置放 置与雷达同一水平线,便于相关性系数从1开始;

Step 2 估计回波信噪比,理论计算相关性系 数0~1变化时3种积累检测方法的检测概率 P_{dDC} 、 $P_{d DPC} \pi P_{d DNC};$

Step 3 将相干、非相干积累检测概率与部分相 干积累检测概率进行比较,计算并存储 ρ_1, ρ_2 和 ρ_3 ;

计算实际目标在轨道运动过程中,两 Step 4 部雷达回波的瞬时空间相关性系数值:

Step 5 将 Step 4 中的瞬时相关系数计算结果 与 Step 3 中记录存储的范围值进行匹配, 若属于集 合 ρ_1 ,则采用相干积累检测方法;若属于集合 ρ_2 ,则 采用部分相干积累检测方法;若属于集合ρ3,则采 用非相干积累检测方法。

为了更清晰地说明基于自适应选择的空间积累 检测方法,图2给出了流程图。





需要说明的是,在 Step 2 中理论计算回波空间 相关性系数时需要对回波信噪比进行估计,本文以 空间探测为场景,空间背景环境相对干净,回波信号 中干扰主要以热噪声为主,因此回波信噪比估计相 对容易^[10-11],本文假设信噪比已准确估计。

仿真结果与分析 4

4.1 仿直参数设置

电讯技术

采用地固坐标系,工作频率3 GHz,目标尺寸为 3 m×3 m×3 m, 共 100 个散射点, 在轨道半径为 7 178 km的圆轨道上运行,运动平面为x = y平面, 初始位置为(2328.503,2328.503,6378.074)km, 运行时间为350 s。此外,由于空间背景相对干净, 因此假设回波信噪比设为5 dB, ε 取 10⁻⁴。为保证 散射强度的随机性,仿真中采用10°次蒙特卡洛对 结果进行统计。

4.2 仿真场景和结果

本文提出的自适应选择的算法需要估计信噪 比。在对算法进行仿真验证前,先分析信噪比估计 误差对算法检测性能的影响。

图 3 给出了相关系数为 0.7 时算法检测概率的 均方误差随信噪比误差的变化曲线,其中真实信噪 比为5 dB, 信噪比估计误差为0 dB时表示准确估计, 小于0 dB时表示欠估计,大于0 dB时表示过估计。 从仿真结果可以看出,如果信噪比估计误差很小,比 如在1 dB范围内,对算法检测概率的影响很小。因 此,如果信噪比估计较为准确,信噪比误差对算法性 能的影响很小。



图 3 检测概率误差的方差随信噪比估计误差变化曲线 Fig. 3 The variance of detection probability error versus SNR estimation error

为验证本文方法的有效性,分析参数选择对算 法的影响,下面根据不同的雷达间距设置不同的仿 真场景,并分析仿真结果。

第7期

仿真 1:两部雷达相距50 km,坐标分别为 (-17.68,-17.68,6 377.95) km,(17.68,17.68, 6 377.95) km。根据场景和参数,对3.2 节中提出 的自适应选择的积累检测方法进行仿真。

图 4 给出了相关性系数划分区域示意图,图中 结果表明:当相关系数小于 0.3 时,应采用非相干积 累检测方法;当相关系数大于 0.9 时,应采用相干积 累检测方法;当相关系数介于 0.3 ~ 0.9 时,应采用 部分相干积累检测方法。



图 4 仿真 1 中相关性系数划分示意图 Fig. 4 Diagrammatic sketch of correlation coefficent partition in Simulation 1

图 5 为依据图 4 中给出的 3 种方法的相关性系 数范围,与实际轨道运动中目标回波的相关系数进 行匹配,采取自适应选择的积累检测方法得到的检 测概率曲线。图中的理论值是通过理论计算的 3 种 方法检测概率最高时对应的检测曲线,仿真值是根 据相关系数大小自适应选择 3 种方法对实际仿真回 波进行积累检测得到的检测概率曲线。通过两者的 对比可以看出,本文提出的自适应选择积累检测方 法具有有效性和可行性。



图 5 仿真 1 中自适应选择积累检测方法检测概率 与时间变化关系

Fig. 5 The detection probability of adaptive accmulation and detection method versus time in Simulation 1

仿真2:雷达距离100 km,坐标分别为(-35.35, -35.35,6377.80) km,(35.35,35,6377.80) km, 其他条件保持不变。仿真结果如图6和图7所示。



图 6 仿真 2 中相关性系数划分示意图 Fig. 6 Diagrammatic sketch of correlation coefficent partition in Simulation 2



图 7 仿真 2 中自适应选择积累检测方法检测概率 与时间变化关系



对比图 4 和图 6 可以看到,增大雷达间距后,相 关性系数对 3 种积累检测方法的划分范围变化很 小,依然保持在 0.3 和 0.9 附近。这是由于在空间 探测中,雷达间距相对目标距离很小,相关性系数变 化较小。

对比图 5 和图 7 可以发现,增大雷达间距后,检 测概率随时间变化的曲线发现了部分变化。这是因 为增大雷达间距后,雷达回波空间强相关时间变短, 使得相关性系数随时间变化曲线发生了变化。此 外,图 7 中依然可以看到仿真结果同理论分析一致, 这说明增大雷达间距后,本文提出的方法仍然可行, 也验证了该方法在不同条件下的可靠性。以上仿真 分析表明本文提出的自适应选择的积累检测方法在 回波任意相关性时都保持了检测性能的最优性,并 充分利用了传统相干和非相干积累检测在回波强相 关和弱相关时的优越性,且检测性能优于单独的相 干和非相干积累检测。

5 结束语

本文将统计信号处理中的时域加权能量检测器 引入到回波空间部分相干积累检测,结合传统相干 和非相干积累检测方法,提出以相关系数大小为依 据的自适应选择的积累检测方法。该方法首先理论 计算三种积累检测方法检测概率与相关系数的对应 关系,将各自检测概率最高时对应的相关系数范围 作为存储值,然后同实际轨道运动目标回波相关性 系数进行匹配,选择相应的积累检测方法。数值仿 真结果表明了部分相干积累检测方法在回波相关时 检测性能的优越性,验证了本文提出的自适应选择 方法的有效性,为分布式雷达回波信号联合处理提 供了可行性依据。但本文算法中需要对脉压后的信 噪比进行估计,因此寻求一定条件下的最佳信噪比 估计方法是下一步的研究内容。

参考文献:

- HAIMOVICH A, BLUM R, CIMINI L, et al. MIMO radar with widely separated antennas [J]. IEEE Signal Processing, 2008, 25(1):116-129.
- [2] GORJI A A, THARMARASA R, KIRUBARAJAN T. Widely separated MIMO versus multistatic radars for target localization and tracking [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2013, 49(4):2179–2194.
- [3] FRANKFORD M T, STEWRT K B, MAJUREC N, et al. Numerical and experimental studies of target detection with MIMO radar [J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic systems, 2014, 50(2):1569–1577.
- [4] FISHLER E, HAIMOVICH A, BLUM R, et al. Spatial diversity in radars—models and detection performance [J].
 IEEE Transactions on Signal Processing, 2006, 54 (3): 823-838.
- [5] DU C, THOMPSON J S, PETILLOT Y. Predicted detection performance of MIMO radar [J]. IEEE Signal Processing Letters, 2008, 15(1):83-86.
- [6] FRANKFORD M, JOHNSON J, ERTIN E. Including spatial correlations in the statistical [J]. IEEE Signal Processing Letters, 2010, 17(6):575–578.

- [7] ZHOU S H, LIU H W. Space-partition-based target detection for distributed MIMO radar [J]. IEEE Transcations on Aerospace and Electronic Systems, 2013, 49(4):2717-2729.
- [8] LIU H W, ZHOU S H, SU H T, et al. Detection performance of spatial-frequency diversity MIMO radar[J]. IEEE Transcations on Aerospace and Electronic Systems, 2014, 50(4):3137-3155.
- [9] 赵树杰,赵建勋. 信号检测与估计理论[M]. 北京:电子工业出版社,2013.
 ZHAO Shujie, ZHAO Jianxun. Signal detection and estimation theory[M]. Beijing: Publishing House of Electronics Industry,2013. (in Chinese)
- [10] KAY S M. Fundamentals of statistical signal processing, volume ii:detection theory[M]. New Jersey:Pearson Education, 1998.
- [11] CASTANO-MARTINEZ A, LOPEZ-BLAZQUEZ F. Distribution of a sum of weighted central chisquare variables
 [J]. Communication in Statistics-Theory and Methods, 2005, 34(3):515-524.

作者简介:



宋科康(1990—),男,四川自贡人,2013 年于信息工程大学获学士学位,现为盲信号 处理重点实验室硕士研究生,主要研究方向 为雷达信号处理、空间碎片监视;

SONG Kekang was born in Zigong, Sichuan Province, in 1990. He received the B. S. degree from Information Engineering University in

2013. He is now a graduate student. His research concerns radar signal processing and space debris surveillance.

Email:skkybyq@163.com

孙 涛(1983—),男,辽宁朝阳人,博士,工程师,主要 研究方向为雷达信号处理、雷达系统设计;

SUN Tao was born in Chaoyang, Liaoning Province, in 1983. He is now an engineer with the Ph. D. degree. His research concerns radar signal processing and radar system design.

党同心(1977—),男,河北石家庄人,讲师,主要研究方向为雷达信号处理;

DANG Tongxin was born in Shijiazhuang, Hebei Province, in 1977. He is now a lecturer. His research concerns radar signal processing.

李 琨(1964—),男,重庆人,高级工程师、博士生导师,主要研究方向为雷达总体设计、空间态势感知。

LI Kun was born in Chongqing, in 1964. He is now a senior engineer and also the Ph. D. supervisor. His research concerns radar system design and space situation awareness.