

空间相关色噪声下基于酉变换的信号源数目估计

张 杰¹, 廖桂生¹, 王 珏²

(1. 西安电子科技大学雷达信号处理重点实验室, 陕西西安 710071; 2. 西安电子科技大学应用数学系, 陕西西安 710071)

摘 要: 空间相关色噪声环境下的信号源数目的估计一直是个难题. 本文在窄带信号条件下, 利用信号的时间相关长度大于噪声的时间相关长度这一事实, 提出了一种色噪声环境下基于辅助变量和酉变换的信号源数目估计方法. 构造适当的辅助变量减轻甚至消除噪声对检测性能的影响. 对信号子空间和噪声子空间的正交性进行了分析得出新的估计准则. 最后通过计算机仿真和实测数据对比已有的其他方法验证了本文方法的有效性和优越性.

关键词: 信息论准则; 辅助变量; 酉变换; 检测与估计

中图分类号: TN911.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2005) 09-1581-05

Estimation of Number of Sources in the Presence of Spatially Correlated Noise Using Unitary Transformation

ZHANG Jie¹, LIAO Gui-sheng¹, WANG Jue²

(1. National Laboratory of Radar Signal Processing, Xidian University, Xi'an, Shaanxi 710071, China;

2. Department of Applied Mathematics, Xidian University, Xi'an, Shaanxi 710071, China)

Abstract: This paper deals with the problem of estimating the number of sources impinging on an array of sensors along with an arbitrary spatially correlated noise field. Under the assumption that the sources are narrow-band and their temporal correlation is longer than that of noise, a new method to solve this problem is proposed which combines the methods of instrumental variable and unitary transformation. In the proposed method, proper instrumental variables are constructed to suppress the effects of noise on the detection performance, and a useful criterion for detection is derived based on the asymptotical analysis of the orthogonality between signal and noise subspace. Detection performance is illustrated by computer simulation and measured data results with comparisons to the traditional and recently proposed methods.

Key words: information theoretic criteria; instrumental variable; unitary transformation; detection and estimation

1 引言

相关色噪声环境下的阵列信号处理在过去二十年得到了广泛的研究,如波束形成、波达方向(DOA)估计以及DOA和噪声模型系数的联合估计等^[1~3],以上这些阵列处理方法都是建立在到达阵列上的信号数目已知的基础上的,因此信号源数目信息是几乎所有阵列参数估计的先决条件.一些学者针对这一问题提出了许多方法,如Akaike信息论准则^[4](AIC)、最小描述长度准则^[5](MDL)以及贝叶斯预测密度法(BPD)^[6]等.这些方法均适用于背景噪声为白噪声情况,即每个阵元上的噪声功率相等且互不相关.其中MDL准则在白噪声环境下是一致估计,这一结论依赖于事实:当快拍数趋于无穷时,噪声协方差矩阵为单位阵的常数倍.当阵列加性噪声为空间相关色噪声时,以上方法的性能急剧下降甚至完全失败,因此色噪声环境下的信源数估计具有重要意义.为此,TS

Wu^[7]等人提出了基于盖尔圆盘变换的估计方法,该方法不仅利用了数据协方差矩阵的特征值而且还利用特征矢量信息,对噪声特征值扩散具有一定的稳健性,但是该方法在各个阵元上噪声的相关性较高时性能较差,因此不能适用于任意相关噪声.最近,P.Stoica^[8]利用辅助变量采用假设检验方法提出了一种适用于任意空间噪声相关特性的信号检测方法,但是该方法需要计算多个相关矩阵及它们的逆,具有非常高的计算复杂度,而且要求背景噪声严格服从高斯分布,否则将导致其中的参数难以确定.另外,澳大利亚学者Zoubir^[9]将一个有力的信号处理工具Bootstrap用于信号检测,它需要通过计算机反复迭代求得最优解,限制了它的实用.

对于具有任意空间相关特性的噪声,由于其时间相关长度小于信号的时间相关长度,本文提出了一种适用于任意空间相关噪声的信号源数目估计方法.首先使用辅助变量构造一个新的协方差矩阵抑制噪声的影响.然后构造酉变换矩阵,

利用信号子空间和噪声子空间的正交性得到信号源数目估计准则. 本文方法具有不需要精确已知阵列流形、适用于任意未知空间相关噪声、具有较低的计算复杂度等优点.

2 信号模型及问题的提出

假设 P 个远场窄带信号到达由 M 个天线构成的天线阵列, 此时阵列接收数据由下式给出

$$\mathbf{x}(t) = \sum_{i=1}^P \mathbf{a}(\theta_i) s_i(t) + \mathbf{n}(t) = \mathbf{A}(\theta) \mathbf{s}(t) + \mathbf{n}(t) \quad (1)$$

其中 $t(t=1, 2, \dots, N)$ 、 N 分别是采样时刻和快拍数; $\mathbf{A}(\theta) = [\mathbf{a}(\theta_1), \mathbf{a}(\theta_2), \dots, \mathbf{a}(\theta_P)]$ 为方向矩阵, $\mathbf{a}(\theta) = [1, e^{j2\pi \sin \theta}, \dots, e^{j2\pi(M-1)\sin \theta}]^T$ 是方向 θ 的导向矢量; $\theta_i = \arcsin(\frac{x_i}{M}) \cos \theta_i + \frac{y_i}{M} \sin \theta_i$ 为信号到达第 i 个阵元的时延(相对于第 1 个阵元), (x_i, y_i) 为同一平面上第 i 个阵元相对于第 1 个阵元的坐标; $s_1(t), s_2(t), \dots, s_P(t)$ 为窄带信号在 t 时刻的复包络, $\mathbf{s}(t) = [s_1(t), s_2(t), \dots, s_P(t)]^T$; $\mathbf{n}(t)$ 是具有未知空间相关特性的加性零均值高斯噪声, 即 $\mathbf{R}_n = E[\mathbf{n}\mathbf{n}^H]$ 为任意正定对称矩阵.

在白噪声情况下, 即 $\mathbf{R}_n = \sigma^2 \mathbf{I}$, 对估计的数据协方差 $\mathbf{R} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \mathbf{x}(t) \mathbf{x}^H(t)$ 阵特征分解得到从大到小排列的特征值 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_M$. 如果信号不完全相干, 基于信息论准则的检测方法^[4,5]均是最小化如下的代价函数来获得 P 的估计

$$L(k) = N(M-k) \log \left(\frac{\lambda_k}{\lambda_{k+1}} \right) + F(k) \quad (2)$$

上式右端第一项为对数似然函数, $F(k) = \frac{1}{M-k} \sum_{i=k+1}^M \lambda_i$, $k =$

$\left\{ \frac{M}{j} \right\}_{j=k+1}^M$, 第二项为罚函数:

$$F_{\text{AIC}}(k) = k(2M-k+1), F_{\text{MDL}}(k) = 0.5k(2M-k+1) \log N \quad (3)$$

式(2)的有效性在于快拍数 N 较大时, \mathbf{R} 的小特征值完全相等. 因此当其小特征值不等时, 基于信息论的方法必然过估计 P .

本文目的是在空间色噪声条件下, 从有限次快拍数据 $\mathbf{x}(t)$ 中估计 P . 在提出本文算法前先对信号模型(1)作如下假设:

假设 1 阵列方向矩阵 $\mathbf{A}(\theta)$ 列满秩等于 P , 阵列流形 $\mathbf{a}(\theta)$ 未知.

假设 2^[2] $s_1(t), s_2(t), \dots, s_P(t)$ 不完全相干, 即 $\mathbf{R}_s = E[\mathbf{s}\mathbf{s}^H]$ 满秩, 其秩等于 P ; s_k 具有充分长的时间相关特性, 即存在已知的 K, L 满足 $K \leq L-1$ 使得 $[Q_L^s, Q_{L+1}^s, \dots, Q_K^s]$ 行满秩, 其中

$$Q_l^s = E[\mathbf{s}(t) \mathbf{s}^H(t-l)] \quad (4)$$

假设 3 噪声 $\mathbf{n}(t)$ 的时间相关长度小于信号 $\mathbf{s}(t)$ 的时间相关长度, 即 $\forall l \leq L$,

$$Q_l^n = E[\mathbf{n}(t) \mathbf{n}^H(t-l)] = \mathbf{O} \quad (5)$$

假设 1 保证了阵列信号处理中解的唯一性, 是一个通常都能满足的一般性假设. 当噪声的空间相关特性未知时, 假设 2 和假设 3 强调了信号和噪声的时间相关特性. 传统的信号

检测方法只要求噪声在空间上不相关, 对噪声的时间相关性没有要求. 在空间相关噪声情况下, 这两个假设揭露了信号和噪声的可分离特性: 当存在一定的时延滞后时, 信号仍然相关, 但噪声不再具有相关性. 在实际应用中: 如果接收机的带宽很宽, 此时噪声功率谱近似为一条直线, 它在时间上近似不相关, 而信号在时间上具有相关性, 可令 $L=1$, 假设 2、3 均能满足; 如果为了使接收机与信号带宽相匹配从而最大化信噪比, 此时信号和噪声在时间上都是相关的, 但是由于信号的带宽有限(通常为窄带信号), 假设 2、3 仍然满足.

3 色噪声下基于酉变换的信号数目估计

3.1 辅助变量检测法^[8]

当阵列接收噪声的空间相关性未知时, 我们可以使用由假设 2、3 揭示的信号和噪声的时间相关特性信息构造信号源数目估计方法.

定义如下的两个辅助变量^[8]:

$\mathbf{z}(t) = [\mathbf{x}^T(t-L), \mathbf{x}^T(t-L-1), \dots, \mathbf{x}^T(t-K)]^T \in \mathbb{C}^{M(K-L+1)}$ 和 $\mathbf{y}(t) =$ 阵列输出 $\mathbf{x}(t)$ 的一个 P 维子向量(为了记法方便, 不妨令 $\mathbf{y}(t) = [x_1(t), x_2(t), \dots, x_P(t)]^T$). 求 $\mathbf{z}(t)$ 和 $\mathbf{y}(t)$ 的互相关

$$\begin{aligned} \mathbf{R}_z(P) &= E\{\mathbf{z}(t) \mathbf{z}^H(t)\} \quad (\text{假设 3}) \\ &= E\left\{ \left[(\mathbf{A}(\theta) \mathbf{s}(t-L))^T, \dots, (\mathbf{A}(\theta) \mathbf{s}(t-K))^T \right]^T \right. \\ &\quad \left. \mathbf{s}^H(t) \mathbf{A}_{1:P}^H(\theta) \right\} \\ &= \text{diag}(\mathbf{A}(\theta), \dots, \mathbf{A}(\theta)) \left(\left[\mathbf{Q}_L^s, \mathbf{Q}_{L+1}^s, \dots, \mathbf{Q}_K^s \right]^H \right) \\ &\quad \mathbf{A}_{1:P}^H(\theta) \end{aligned} \quad (6)$$

其中 $\mathbf{A}_{1:P}(\theta)$ 为 $\mathbf{A}(\theta)$ 的前 P 行, 由假设 2 可知, 当 $P \leq M$ 时, $\text{rank}(\mathbf{R}_z(P)) = P$, 当 $P > M$ 时, $\text{rank}(\mathbf{R}_z(P)) = M < P$.

文献[8]采用假设检验方法, 令 P 从 1 到 M 逐渐增加, 通过计算有限次快拍情况下 $\mathbf{R}_z^H(P) \mathbf{R}_z(P)$ 的最小特征值分别估计 $\mathbf{R}_z(P)$ 的有效秩. 如果当 $P = P$ 时, $\mathbf{R}_z^H(P) \mathbf{R}_z(P)$ 的最小特征值“充分小”时, 则 P 的估计 $\hat{P} = P - 1$; 否则令 $\hat{P} = P + 1$, 直至 $\mathbf{R}_z^H(P) \mathbf{R}_z(P)$ 的最小特征值“充分小”. 该方法需要计算若干个相关矩阵及其特征分解, 具有非常高的复杂度. 确定一个量为“充分小”也非易事, 而且要求噪声严格服从高斯分布, 否则会导致其中的参数难以确定. 该方法具体步骤在此不在详述, 参见文献[8].

3.2 基于酉变换的检测新算法

从 3.1 节中可以看出, 如果 P 较大, P 从 1 变化到 $P+1$ 时辅助变量检测法需要 $P+1$ 次 \mathbf{R}_z 的重复计算, 本节提出一种基于酉变换的检测新方法. 该方法只需一次相关矩阵计算和特征分解, 利用了信号与噪声子空间的正交性, 具有低复杂度、适用于非高斯噪声等优点.

由于到达阵列的信源数目小于阵元数, 因此我们只构造一个相关矩阵, 然后判断它的秩即可得到的估计.

令 $\mathbf{y}(t) = \mathbf{x}(t)$, 则

$$\begin{aligned} \mathbf{R}_y &= E\{\mathbf{z}(t) \mathbf{z}^H(t)\} \\ &= \text{diag}(\mathbf{A}(\theta), \dots, \mathbf{A}(\theta)) \left(\left[\mathbf{Q}_L^s, \mathbf{Q}_{L+1}^s, \dots, \mathbf{Q}_K^s \right]^H \right) \mathbf{A}^H(\theta) \end{aligned} \quad (7)$$

的秩为 P , 即 $\lambda_i(R_c) = 0, (i = P + 1, P + 2, \dots, M(K - L + 1))$, 其中 $\lambda_i(R_c)$ 为 R_c 的按降序排列的非负奇异值. 下面通过构造酉变换矩阵, 利用信号子空间与噪声子空间的正交性构造适当的估计准则. 由式(7)可知

$$R = R_c^H R_c = A(Q_L^s, \dots, Q_K^s) \text{diag}(A^H(Q_L^s), \dots, A^H(Q_K^s)) \text{diag}(A(Q_L^s), \dots, A(Q_K^s)) / [Q_L^s, \dots, Q_K^s]^H A^H(Q_L^s, \dots, Q_K^s) = A(\tilde{R}_s) A^H(Q_L^s, \dots, Q_K^s) \quad (8)$$

$$\tilde{R}_s = [Q_L^s, \dots, Q_K^s] \text{diag}(A^H(Q_L^s), \dots, A^H(Q_K^s)) \text{diag}(A(Q_L^s), \dots, A(Q_K^s)) / [Q_L^s, \dots, Q_K^s]^H \quad (9)$$

由于 $A(Q_L^s, \dots, Q_K^s)$ 和 $[Q_L^s, \dots, Q_K^s]^H$ 均列满秩, 因而 \tilde{R}_s 满秩, 即 $\text{rank}(\tilde{R}_s) = P$. 注意此时的 \tilde{R}_s 包含有信号 $s(t)$ 的四阶矩, 不是真实的信号协方差矩阵, 它具有与 $R_s = E[s(t)s^H(t)]$ 类似的秩属性和作用, 这里我们称之为信号的伪协方差阵, 称 R 为数据的伪协方差阵.

对 $R = R_c^H R_c$ 进行分块, $R = \begin{bmatrix} R_0 & r^H \\ r & r_{MM} \end{bmatrix}$, 则 $R_0 = A_{1:M-1, :}(\tilde{R}_s) A_{1:M-1, :}^H(\tilde{R}_s)$, $r = A_{1:M-1, :}(\tilde{R}_s) A_{M, :}^H(\tilde{R}_s)$. R 的前 $M - 1$ 行 $M - 1$ 列 R_0 的特征值分解为

$$R_0 = U_1 \Lambda U_1^H \quad (10)$$

这里 $\Lambda = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_{M-1})$, $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_{M-1} > \lambda_{M-1+1} = \dots = \lambda_{M+1} = 0$ 为 R_0 的按降序排列的特征值; $U_1 = [u_1, \dots, u_{M-1}]$ 为相应的特征矢量, $U_s = [u_1, \dots, u_P]$ 与 $A_{1:M-1, :}(\tilde{R}_s)$ 张成相同的子空间, 即信号子空间; $U_n = [u_{P+1}, \dots, u_{M-1}]$ 张成噪声子空间. 构造酉变换矩阵

$$U = \begin{bmatrix} U_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0}^T & I \end{bmatrix} \quad (11)$$

则变化后的数据伪协方差矩阵

$$U^H R U = \begin{bmatrix} U_1^H R_0 U_1 & U_1^H r \\ r^H U_1 & r_{MM} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & \dots & 0 & & & \\ & \dots & \dots & \dots & & \\ 0 & \dots & \lambda_P & 0 & & \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_{P+1} & 0 & \\ & & & & \dots & \\ 1 & \dots & & & & r_{MM} \end{bmatrix} \quad (12)$$

根据 r 的定义可知

$$r_i = u_i^H r = u_i^H A_{1:M-1, :}(\tilde{R}_s) A_{M, :}^H(\tilde{R}_s), (i = 1, 2, \dots, M - 1) \quad (13)$$

由于 $r \perp U_s$, 当 $i = 1, 2, \dots, P$ 时, $|r_i| = 0$; 当 $i = P + 1, \dots, M - 1$ 时, $|r_i| > 0$. 此时

$$U^H R U = \begin{bmatrix} \lambda_1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \\ 0 & \dots & \lambda_P & 0 & 0 & \lambda_P \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_{P+1} & 0 & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 0 & \lambda_{M-1} & 0 \\ 1 & \dots & \lambda_P & 0 & 0 & r_{MM} \end{bmatrix} \quad (14)$$

因此信号源数目 P 等于式(14)右端矩阵中非零 λ_i 的个数.

3.3 启发式准则

通常 R_c 无法得到, 只能用有限次快拍数据平均得到, 即

$$R_c = \frac{1}{N - K_{t=K+1}} \sum_{t=K+1}^N z(t) z^H(t) \quad (15)$$

N 的有限使得假设 3 不能严格满足, 破坏了信号子空间与噪声子空间的正交性, 因而 λ_i , $(i = P + 1, \dots, M - 1)$ 总是为较小的非零数, 给 P 的估计带来困难. 下面首先分析 λ_i , $(i = P + 1, \dots, M - 1)$ 的模值在 $N \rightarrow \infty$ 时的无穷小的阶数, 进一步给出估计 P 的启发式准则.

由文献[5]可知

$$R_c = R_c - R_c = o\left(\sqrt{\frac{\log \log(N - K)}{N - K}}\right), \text{ a. s.} \quad (16)$$

上式中 'a. s.' 表示几乎一致以概率 1 等于, $o(\cdot)$ 表示同阶(等价)无穷小. 因而

$$R = R - R = R_c^H R_c - R_c^H R_c = R_c^H (R_c - R_c) + (R_c^H - R_c^H) R_c = o\left(\sqrt{\frac{\log \log(N - K)}{N - K}}\right), \text{ a. s.} \quad (17)$$

由 R_c 引起的扰动 R_c 的噪声子空间具有如下性质^[10,11]

$$U_n = -U_s \text{diag}(\lambda_1^{-1}, \dots, \lambda_P^{-1}) U_s^H R U_n^H = o\left(\sqrt{\frac{\log \log(N - K)}{N - K}}\right), \text{ a. s.} \quad (18)$$

所以, 存在 $\epsilon_i > 0, i = P + 1, \dots, M - 1$ 使得

$$|\lambda_i| = \epsilon_i \sqrt{\frac{\log \log(N - K)}{N - K}} \quad (19)$$

对 $|\lambda_i|$ 从大到小排序, 定义

$$H(k) = |\lambda_k| - \sqrt{\frac{\log \log(N - K)}{N - K}} \prod_{i=1}^{M-1} |\lambda_i| \quad (20)$$

这里 $\lambda_k, k = M - 1, \dots, 1$, 为一个可调参数, 式(20)为单调递减函数. 估计信源数 P 的启发式准则为: 令 k 从 1 到 $M - 1$ 逐个增加, 如果当 $k = P$ 时, $H(k)$ 最先取得非正数值, 则 $P = P - 1$. 其解释为: 当 $|\lambda_k|$ 首先小于某特定门限时, 则 $P = k - 1$, 且该门限可以根据快拍数的变化自动调整.

注 (1) 本文采用得启发式准则与文献[7]很类似, 不过我们利用式(16)~(19)推导出的估计准则比文献[7]更为精确. 参数 ϵ_i 一经确定, 可以适用于相同噪声环境下不同的数据快拍和信噪比, 因此比文献[7]中的方法更有效.

(2) 在实际应用中, 由于信号的时间相关长度很长, 我们可以通过设计有限冲击响应(FIR)时域滤波器提高信噪比, 分别对每条通道进行时域处理并不会影响每个通道信号之间的相对相位信息. 如果 FIR 滤波器带宽大于信号带宽便不会损失信号能量, 因而可以提高检测和参数估计性能.

4 实验结果

4.1 计算机仿真

本例采用 8 阵元半波长间隔均匀线阵, 到达角(DOA)分别为 $-5^\circ, 6^\circ$ 的两个远场窄带信号到达阵列, 空间相关色噪声模型为

$$R_{i,k}(0) = E[n_i^*(t) n_k(t)] = \delta^{i-k} \exp(j2\pi \phi(i-k))$$

$\phi(0, 1)$ 为相邻阵元之间的空间相关系数, 随机选取的参数 ϕ 控制噪声功率谱密度峰值位置, 每个仿真结果均由 200 次平均得到. 我们将本文方法同 MDL 准则^[5]、盖尔园盘法^[7]和

辅助变量法^[8]作比较. 取 $\alpha = 0.6$, 两信号的信噪比: $\text{SNR}_1 = 2\text{dB}$, $\text{SNR}_2 = 4\text{dB}$, 错误检测概率随快拍数 N 的变化曲线如图 1 所示. 可以看出 MDL 准则和盖尔圆盘法已经失效, 辅助变量法在小快拍数时性能也不能令人满意, 而本文方法在快拍数大于 70 次时的错误概率几乎全部为零. 而且随着快拍数的增加, MDL 准则的错误检测概率趋于 1, 出现这一现象的原因是噪声协方差阵的特征值不全相等. 固定 $N = 100$, $\text{SNR}_2 = 5\text{dB}$, SNR_1 从 $-4\text{dB} \sim 12\text{dB}$ 变化, 得到检测性能曲线如图 2, 其结果与图 1 类似. 最后为了检验本文方法对噪声相关系数的稳健性, 我们固定 $\text{SNR}_1 = 2\text{dB}$, $\text{SNR}_2 = 4\text{dB}$, $N = 100$, 变化得到曲线图 3, 可以看出当 $\alpha = 0.9$ 时, $Pe < 0.02$, 本文方法对噪声相关性非常稳健.

4.2 实测数据结果

该实验数据是由一个 8 阵元的均匀圆阵实测得到, 信号为窄带的, 接收数据快拍数为 $N = 1000$ 次. 由于各个阵元通道响应的不一致性、互藕以及它们之间的相关性, 加性噪声表现为严重的空间色噪声. 其中一组纯噪声数据协方差矩阵从大到小排列的特征值分布如图 4, 其最大值 6.0417 是最小值 1.8517 的 3.2628 倍. 现有双信号数据共 156 组, 仍然采用上例中的三种方法同本文方法作比较, 四种方法的检测结果如表 1 所示. 表 1 中的数字表示采用不同方法的估计结果分别为 0, 1, 2, ..., 7 个信号源的次数, 由于辅助变量的使用抑制了色噪声的影响, 本文方法过估计的次数为 14 次, 而其他三种方法的过估计非常严重. 可以看出表 1 的结果同 4.1 节中的计算机仿真结果基本一致.

表 1 四种准则应用于 8 阵元实测数据的检测结果(双信号)

信号源个数 \ 估计结果	0	1	2	3	4	5	6	7
MDL 准则	0	0	0	0	0	1	27	128
盖尔圆盘法	1	0	21	133	1	0	0	0
辅助变量法	1	10	1	143	1	0	0	0
本文方法	1	12	129	14	0	0	0	0

5 结论

由于传统的基于信息论准则的信源数目估计方法不能应用于色噪声, 本文提出了一种组合辅助变量和酉变换的信号检测方法. 利用信号与噪声在时间相关性之间的差别, 构造辅助变量抑制噪声的影响. 信号子空间与噪声子空间的正交性为该方法提供了理论基础, 分析了有限次快拍时噪声子空间的扰动误差, 给出了一种较为实用的检测方法. 计算机仿真和实测数据结果都验证了方法是有效性的.

致谢 感谢与中电科技集团 36 所詹毅博士、程强工程师的有益讨论. 感谢审稿老师提出的宝贵意见.

参考文献:

[1] M Agrawal, S Prasad. A modified likelihood function approach to DOA estimation in the presence of unknown spatially correlated gaussian noise using a uniform linear array[J]. IEEE Trans on Signal Processing,

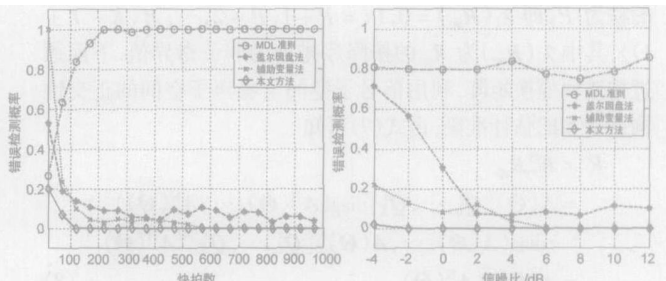


图 1 快拍数对检测性能的影响 图 2 信噪比对检测性能的影响

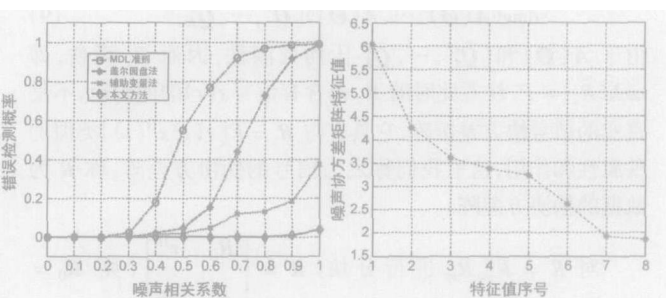


图 3 噪声相关系数对检测性能的影响 图 4 实测噪声特征值分布曲线影响

2000, 48(10):2743 - 2749.

[2] M Viberg, P Stoica, B Ottersten. Array processing in correlated noise-fields using instrumental variable and subspace fitting[J]. IEEE Trans Signal Processing, 1995, 43(5):1187 - 1199.

[3] M Pesavento, B Gershman. Maximum-likelihood direction of arrival estimation in the presence of unknown nonuniform noise[J]. IEEE Trans on Signal Processing, 2001, 49(7):1310 - 1324.

[4] M Wax, T Kailath. Detection of signals by information theoretic criteria [J]. IEEE Trans on Acoustics Speech Signal Processing, 1985, 33(2):387 - 392.

[5] M Wax, I Ziskind. Detection of the number of coherent signals by the MDL principle[J]. IEEE Trans on Acoustics Speech Signal Processing, 1989, 37(8):1190 - 1196.

[6] C M Cho, P M Djuric. Detection and estimation of DOA 's signals via Bayesian predictive densities[J]. IEEE Trans on Signal Processing, 1994, 42(11):3051 - 3060.

[7] H T Wu, J F Yang. Source number estimator using transformed gerschgorin radii[J]. IEEE Trans on Signal Processing, 1995, 43(6):1325 - 1333.

[8] P Stoica, M Cedervall. Detection tests for array processing in unknown correlated noise fields[J]. IEEE Trans Signal Processing, 1997, 45(9):2351 - 2362.

[9] A M Zoubir, B Boashash, The bootstrap and its application in signal processing[J]. IEEE signal Processing Magazine, 1998, 15(1):56 - 76.

[10] Z Y Xu. On the second-order statistics of the weighted sample covariance matrix [J]. IEEE Trans Signal Processing, 2003, 51(2):527 - 534.

[11] B Friedlander, A Weiss, On the second-order statistics of the eigenvectors of sample covariance matrices[J]. IEEE Trans Signal Processing, 1998, 46(11):3136 - 3139.

作者简介:



张 杰 男,1975 年 5 月出生于安徽省淮北市,分别于 1999 年、2002 年获安徽师范大学、西安电子科技大学理学学士、硕士学位,现为西安电子科技大学雷达信号处理重点实验室博士研究生,主要研究方向为:阵列信号处理、自适应信号处理以及移动通信中同步、信道估计和干扰抑制. E-mail: xidianjie @sohu. com.



王 琺 女,1978 年 10 月出生于山东省青岛市,于 2000 年毕业于青岛大学数学系,获理学学士学位,现为西安电子科技大学应用数学系博士研究生,主要研究方向有:智能信息处理以及最优化理论与方法.



廖桂生 男,1963 年 6 月出生于广西自治区桂林市,教授,博士生导师,西安电子科技大学雷达信号处理重点实验室副主任,电子工程研究所副所长,IEEE 会员,1985 年毕业于广西大学数学系,分别于 1990 年和 1992 年获西安电子科技大学计算机系和电子工程系硕士和博士学位,主要从事统计信号处理,子波变换和神经网络及其在

雷达、通信中的应用研究.