第3期 2000年3月
电　子　学　报
ACTA ELECTRONICA SINICA
Vol.28　No.3
Mar.　2000

双/多基地雷达的组合估计及定位精度分析

何　友[1],王国宏[1],修建娟[1],阎红星[2]
(1. 海军航空工程学院电子工程系,烟台 264001;2. 总装备部军兵各装备部航空科技装备局,北京 100034)

摘　要:　通常采用马尔可夫估计对双/多基地雷达系统中的冗余数据进行组合估计,但其可行性如何至今仍未得到研究,本文以双基地雷达为背景给出并证明的一个定理解决了这个问题.理论分析表明,对于要按马尔可夫估计进行组合估计的任意两个测量子集,只要它们中有重复测量量,就不能进行组合估计.本文还对可以进行组合估计的双/多基地雷达进行了仿真,仿真结果表明,组合估计可改善双/多基地雷达探测区域内各点的定位精度,特别是大大改善基线区、T/R站和R站近区等区域的定位精度.

关键词:　双/多基地雷达;组合估计;定位精度;测量子集
中图分类号:　TN953　　**文献标识码**:　A　　**文章编号**:　0372-2112 (2000) 03-0017-04

Combinational Estimation and Location Accuracy Analysis in Bistatic/Multistatic Radars

HE You[1],WANG Guo-hong[1],XIU Jian-juan[1],YAN Hong-xing[2]
(1. *Department of Electronic Engineering, Naval Aeronautical Engineering Academy, Yantai* 264001, *China*
2. *General Equipment Bureau of China, Beijing* 100034, *China*)

Abstract:　The feasibility of combinational estimation for redundant data using Markov estimator in bistatic/multistatic radars has received little attention so far. It is with respect to this particular issue that the present research is undertaken and a theorem is presented. It is theoretically discovered that if there are same components in two measurement subsets the combinational estimation for redundant data can not be made. Simulation is made in the situations where combinational estimation is feasible. The simulation results show that much better positioning performance can be achieved in bistatic/multistatic radars, especially in the region of the base line, the side line, and the neighbor region of the transmitter station and the receiver station.

Key words:　bistatic/multistatic radar;combinational estimation;location accuracy;measurement Subset

1　引言

双基地雷达由于采用收发分置结构,因而在抗击ARM以及反隐身、反偷袭方面具有很大优势[1~11].联网多基地系统[1]可看成是由n个共发射站的双基地系统组合而成,每个双基地系统首先独立地进行定位处理,然后将处理结果传输到中心站以便进行数据融合、跟踪等处理[1].由于其中每个双基地雷达都可能出现数据冗余,因而通过对此冗余数据进行组合估计可以提高双/多基地雷达的定位精度.已有许多学者对此进行了研究[5,10,11],给出了组合估计方法.对于线性系统,组合估计多采用加权最小二乘算法,当权重取为测量误差协方差阵的逆时,此法又称为马尔可夫估计.但是对双/多基地雷达的冗余数据能否采用马尔可夫估计进行组合估计至今仍未得到研究,本文以双基地雷达为背景给出并证明的一个定理回答了这个问题,并通过对双/多基地雷达组合估计的仿真,分析了双/多基地雷达定位精度的改善情况.

2　双基地测量的基本定位关系

双基地系统有两种类型:T-R型和T/R-R型.双基地雷达的布站如图1所示,其中T/R(T)为发射站,R为接收站.T/R(T)与R间距为基线,长度为$2a$:θ_T和θ_R分别为发射波束和接收波束指向角:r_T和r_R分别为目标S到T站和R站的距离,定义$\rho = r_T + r_R$为距离和.就T-R型双基地系统来说,T站只起照射作用,只能由R站测得的数据ρ、θ_R对目标进行定位,系统中不存在信息冗余.而对T/R-R型双基地系统而言,T/R站可提供观测数据r_T、θ_T,而R站可提供观测数据ρ、θ_R.若双基地系统可获得全部的四个测量量r_T、θ_T、ρ和θ_R,则其相互组合可得到六组相关测量子集(r_T,θ_T) (ρ,θ_R) (ρ,r_T) (r_T,θ_R) (ρ,θ_T) (θ_T,θ_R).若双基地系统只能获得其中的部分测量量,则其测量子集相应地是这六组测量子集中的一部分.

设(a_i,b_i)为六组测量子集中的任一个子集,取T/R(T)和R的连线为X轴,R点的坐标为$(a,0)$,目标点坐标为(x,y),

收稿日期:1998-11-23;修订日期:1999-04-29
基金项目:国防科研基金资助课题

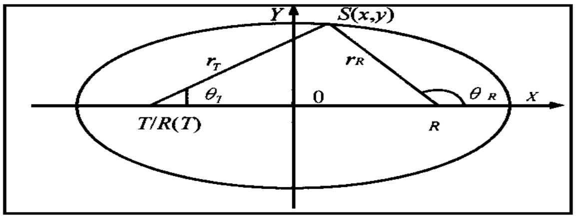

图 1 双基地雷达几何关系

则其坐标变换方程为:

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f(a_i, b_i) \\ g(a_i, b_i) \end{bmatrix} \tag{1}$$

下面给出将要用到的四组坐标变换方程:

当 $(a_i, b_i) = (\rho, \theta_T)$ 时,坐标变换方程为:

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \dfrac{\rho^2 - 4a^2}{2\rho - 4a\cos\theta_T}\cos\theta_T - a \\ \dfrac{\rho^2 - 4a^2}{2\rho - 4a\cos\theta_T}\sin\theta_T \end{bmatrix} \tag{2}$$

当 $(a_i, b_i) = (\rho, \theta_R)$ 时,坐标变换方程为:

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \dfrac{\rho^2 - 4a^2}{2\rho + 4a\cos\theta_R}\cos\theta_R + a \\ \dfrac{\rho^2 - 4a^2}{2\rho + 4a\cos\theta_R}\sin\theta_R \end{bmatrix} \tag{3}$$

当 $(a_i, b_i) = (r_T, \theta_T)$ 时,坐标变换方程为:

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_T\cos\theta_T - a \\ r_T\sin\theta_T \end{bmatrix} \tag{4}$$

当 $(a_i, b_i) = (\rho, r_T)$ 时,坐标变换方程为:

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \dfrac{\rho(2r_T - \rho)}{4a} \\ \pm\dfrac{\sqrt{16a^2 r_T^2 - 16a^4 - 8a^2(2r_T\rho - \rho^2) - \rho^2(2r_T - \rho)^2}}{4a} \end{bmatrix} \tag{5}$$

3 双/多基地雷达组合估计的可行性分析

为了提高双/多基地雷达的定位精度,需要对其中的冗余信息进行处理.设目标真实坐标为 $X = (x_0, y_0)^T$,由第 i 个测量子集 S_i 确定的目标位置及其测量误差分别为 z_i 和 Δz_i,其中 $S_i = (a_i, b_i)$, $z_i = (x_i, y_i)^T$, $\Delta z_i = (\Delta x_i, \Delta y_i)^T (i = 1, 2, \cdots, m)$,则 m 组测量子集对应的目标位置矢量与测量误差之间的关系可表示如下[1]:

$$Z = HX + V \tag{6}$$

其中: $Z = [z_1^T, \cdots, z_m^T]^T$, $H = [E_1, \cdots, E_m]^T$, $E_i (i = 1, 2, \cdots, m)$ 是与矢量 X 同维的单位矩阵,测量噪声向量 $V = [\Delta z_1^T, \cdots, \Delta z_m^T]^T$.将式(1)线性化[9]得:

$$\Delta z_i = \begin{bmatrix} \Delta x_i \\ \Delta y_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \dfrac{\partial f_i}{\partial a_i} & \dfrac{\partial f_i}{\partial b_i} \\ \dfrac{\partial g_i}{\partial a_i} & \dfrac{\partial g_i}{\partial b_i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta a_i \\ \Delta b_i \end{bmatrix} \quad (i = 1, 2, \cdots, m) \tag{7}$$

其中: Δa_i, Δb_i 为对应双基地雷达测量子集 (a_i, b_i) 的测量误差,这里假定它们是独立、零均值的高斯白噪声,则由式(7)知 $\Delta z_i = (\Delta x_i, \Delta y_i)^T$ 是零均值高斯分布的随机向量.

设

$$A_{ii} = \begin{bmatrix} \dfrac{\partial f_i}{\partial a_i} & \dfrac{\partial f_i}{\partial b_i} \\ \dfrac{\partial g_i}{\partial a_i} & \dfrac{\partial g_i}{\partial b_i} \end{bmatrix} \tag{8a}$$

$$P_{ij} = E\left\{ \begin{bmatrix} \Delta a_i \\ \Delta b_i \end{bmatrix} [\Delta a_j, \Delta b_j] \right\} \tag{8b}$$

$$R_{ij} = E[\Delta z_i \Delta z_j^T] = A_{ii} P_{ij} A_{jj}^T \tag{8c}$$

当 $m = 2$ 时,由式(6)可得测量子集对应的目标位置与测量误差之间的关系为:

$$[z_1^T, z_2^T]^T = [E_1, E_2]^T X + [\Delta z_1^T, \Delta z_2^T]^T \tag{9}$$

测量噪声向量 V 的协方差阵为:

$$R_V = E[VV^T] = E\left\{ \begin{bmatrix} \Delta z_1 \\ \Delta z_2 \end{bmatrix} [\Delta z_1^T, \Delta z_2^T] \right\} \triangleq \begin{bmatrix} R_{11} & R_{12} \\ R_{21} & R_{22} \end{bmatrix} \tag{10}$$

其中 R_{11}, R_{12}, R_{21}, R_{22} 可由式(8)求出.

当采用加权最小二乘算法对式(9)进行组合估计时,若 R_V 可逆,且取权重 W 为 R_V 的逆,则此法又称为马尔可夫估计.令

$$W = R_V^{-1} \triangleq \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} \\ W_{21} & W_{22} \end{bmatrix} \tag{11}$$

则有: $W_{22} = (R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12})^{-1}$, $W_{11} = R_{11}^{-1} - W_{12} R_{21} R_{11}^{-1}$; $W_{12} = W_{21}^T = -R_{11}^{-1} R_{12} W_{22}$

显然,若 R_V 不可逆,则可尔可夫估计不存在.那么能否对双基地雷达系统中的冗余数据进行马尔可夫组合估计,即 R_V 是否可逆,以及在什么条件下可逆呢?下面给出的定理回答了这个问题.

定理:设测量子集 S_1, S_2 是从 (r_T, θ_T)、(ρ, θ_R)、(ρ, r_T)、(r_T, θ_R)、(ρ, θ_T)、(θ_T, θ_R) 中任取的两个测量子集,则 S_1, S_2 可进行马尔可夫组合估计的充要条件是 S_1, S_2 中无重复测量量.

证明:

双基地系统的六组测量子集 (r_T, θ_T) (ρ, θ_R) (ρ, r_T) (r_T, θ_R) (ρ, θ_T) (θ_T, θ_R) 相互组合进行组合估计时,根据测量子集有无重复测量量,可分为以下两种情况:

1、测量子集中无重复测量量,其进行组合估计的测量子集为 (ρ, θ_R) 与 (r_T, θ_T), (ρ, θ_T) 与 (r_T, θ_R), (θ_T, θ_R) 与 (ρ, r_T);

2、测量子集中有重复测量量:

(1)只有一个重复测量量,其进行组合估计的测量子集为 (r_T, θ_T) 与 (r_T, θ_R), (θ_T, θ_R) 与 (r_T, θ_T), (θ_T, θ_R) 与 (r_T, θ_R), (θ_T, θ_R) 与 (ρ, θ_T), (θ_T, θ_R) 与 (ρ, θ_R), (ρ, θ_R) 与 (ρ, θ_T).

(2)不仅有一个重复测量量,还有相关测量量,其进行组合估计的测量子集为: (ρ, θ_R) 与 (ρ, r_T), (ρ, r_T) 与 (r_T, θ_T), (r_T, θ_T) 与 (ρ, θ_T), (r_T, θ_R) 与 (ρ, r_T), (ρ, r_T) 与 (ρ, θ_T), (r_T, θ_R) 与 (ρ, θ_R).

设 $\Delta\rho$, Δr_T, $\Delta\theta_T$ 和 $\Delta\theta_R$ 分别为 ρ, r_T, θ_T 和 θ_R 的测量误差,其测量方差分别为 σ_ρ^2、$\sigma_{r_T}^2$、$\sigma_{\theta_T}^2$ 和 $\sigma_{\theta_R}^2$, η 为测量误差 $\Delta\rho$ 和 Δr_T 之间的相关系数,且不考虑站址误差.

充分性:即已知 S_1, S_2 中无重复测量量,证明可利用马尔可夫估计对 S_1, S_2 进行组合估计.

设 $S_1 = (\rho, \theta_R)$, $S_2 = (r_T, \theta_T)$,则由式(3)和式(4)可求得 $z_i = (x_i, y_i)^T$, $i = 1, 2$;进而可由式(8)～(11)求得:

$$|R_{11}| = \frac{(2\rho^2 + 8\rho a\cos\theta_R + 8a^2)^2 (4a^2 - \rho^2)^2 \sigma_\rho^2 \sigma_{\theta_R}^2}{(2\rho + 4a\cos\theta_R)^6}$$

$$|R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12}| = (1 - \eta^2) r_T^2 \sigma_{\theta_T}^2 \sigma_{r_T}^2$$

可证明 $|R_{11}| \neq 0$,即 R_{11} 可逆,且当 $|\eta| \neq 1$ 时 $R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12}$ 可逆,从而 R_V 可逆,于是由式(11)可求出 W_{11}、W_{12}、W_{21} 和 W_{22},即可利用马尔可夫估计进行组合估计.

同理:可证明由于 $|\eta| \neq 1$,测量子集 (ρ, θ_T) 与 (r_T, θ_R),(θ_T, θ_R) 与 (ρ, r_T) 也都可利用马尔可夫估计进行组合估计.

必要性:即要证明 S_1, S_2 中有重复测量量时,均不能利用马尔可夫估计进行组合估计.

(1) S_1, S_2 中只有一个重复测量量.

设 $S_1 = (\rho, \theta_T)$, $S_2 = (\rho, \theta_R)$,则由式(2)、(3)可求得 $z_i = (x_i, y_i)^T$, $i = 1, 2$;并由式(8)～(11)可求得:

$$R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12} = g_2 \begin{bmatrix} \rho^2 \sin^2\theta_R & -\rho\sin\theta_R g_1 \\ -\rho\sin\theta_R g_1 & g_1^2 \end{bmatrix}$$

其中: $g_1 = (\rho\cos\theta_R + 2a)$

$$g_2 = \frac{4(4a^2 - \rho^2)^2 \sigma_{\theta_R}^2}{(2\rho + 4a\cos\theta_R)^4}$$

易验证有 $|R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12}| = 0$,也就是说 $R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12}$ 不可逆,即 R_V 不可逆,所以不能利用马尔可夫估计进行组合估计.

同理:可证明测量子集 (r_T, θ_T) 与 (r_T, θ_R),(θ_T, θ_R) 与 (r_T, θ_T),(θ_T, θ_R) 与 (r_T, θ_R),(θ_T, θ_R) 与 (ρ, θ_T),(θ_T, θ_R) 与 (ρ, θ_R),也都不能利用马尔可夫估计进行组合估计.

(2) S_1, S_2 中不仅有一个重复测量量,且还有相关测量量.

设 $S_1 = (\rho, \theta_R)$, $S_2 = (\rho, r_T)$,则由式(3)、(5)可求得: $z_i = (x_i, y_i)^T$, $i = 1, 2$;于是由式(8)～(11)可求得:

$$R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12} = \frac{(1 - \eta^2)\sigma_{r_T}^2}{4a^2} \begin{bmatrix} \rho^2 & \frac{vn\rho}{d_2} \\ \frac{vn\rho}{d_2} & \frac{v^2 n^2}{d_2^2} \end{bmatrix}$$

其中: $n = (4a^2 - \rho^2)$, $v = (2r_T - \rho)$,

$$d_2 = \sqrt{16 r_T^2 a^2 - 16a^4 - 8a^2(2r_T\rho - \rho^2) - \rho^2(2r_T - \rho)^2}$$

易验证有 $|R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12}| = 0$,也就是说无论 η 取何值 $R_{22} - R_{21} R_{11}^{-1} R_{12}$ 都不可逆,即 R_V 不可逆,所以不能利用马尔可夫估计进行组合估计.

同理:可证明无论 η 取何值时测量子集 (ρ, r_T) 与 (r_T, θ_T),(r_T, θ_T) 与 (ρ, θ_T),(r_T, θ_R) 与 (ρ, r_T),(ρ, r_T) 与 (ρ, θ_T),(r_T, θ_R) 与 (ρ, θ_R) 也都不能利用马尔可夫估计进行组合估计.

故定理得证.

4　定位精度的仿真分析

本文对双基地系统和一发三收的多基地系统进行了仿真,仿真计算采用的参数如下:

发射站均为: T/ R(−50, 0) km;

双基地雷达的接收站为: R(50, 0) km;

多基地雷达的接收站为: R_1(50, 0) km; R_2(10, 40) km, R_3(10, −40) km;

测量噪声方差均为: $\sigma_\rho = 100$m, $\sigma_{r_T} = 50$m, $\sigma_{\theta_T} = \sigma_{\theta_R} = 3$mrad;

相关系数均为:当 η 很小可以忽略时认为 $\eta = 0$,不能忽略时设 $\eta = 0.2$;

探测范围: X 方向为 ±140km; Y 方向为 ±100km;

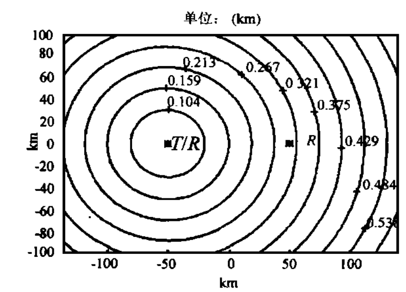

图 2　单一测量 (r_T, θ_T) 对应的 GDOP 分布

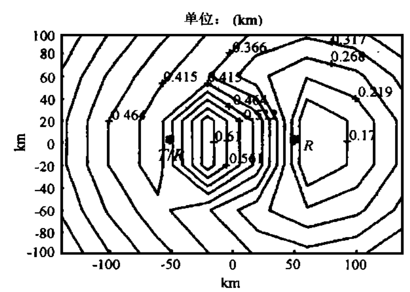

图 3　单一测量 (ρ, θ_R) 对应的 GDOP 分布

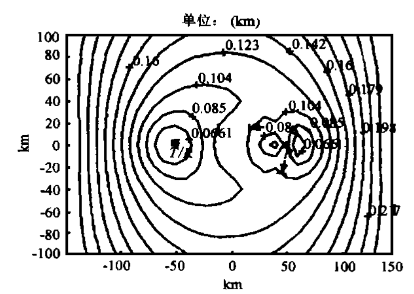

图 4　$\eta = 0.2$ 对子集 (r_T, θ_T) 与 (ρ, θ_R) 进行组合估计后的双基地雷达对应的 GDOP 分布

在上述条件下,对各种单一测量子集及可两两进行马尔可夫组合估计的双/ 多基地雷达定位进行了仿真,限于篇幅,仅在图 2～图 7 中给出了部分仿真结果. 由仿真结果可看出:

(1) 单一测量子集对应的 GDOP 分布在基线区、T/ R 站和 R 站的近区都较差,而且离基线区越近、T/ R 站和 R 站越远定位精度越差(见图 2 和图 3).

(2) 组合估计后的双基地雷达探测区域内各点特点是 T/ R 站、R 站的近区和基线区的定位精度都有非常明显的改善. 其中 $\eta = 0.2$ 时在 T/ R 站和 R 站近区的定位精度要略低于 $\eta = 0.0$ 时,而在远区则相反(见图 4 和图 5).

(3) 组合估计后的多基地雷达的定位精度在探测区域内各点都比组合估计后双基地雷达提高了近一倍(见图 6 和图 7).

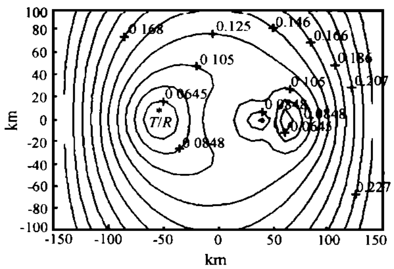

图 5 $\eta=0$ 对子集 (r_T,θ_T) 与 (ρ,θ_R) 进行组合估计后的多基地雷达对应的 GDOP 分布

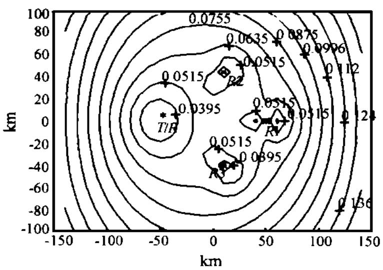

图 6 $\eta=0.2$ 对子集 (r_T,θ_T) 与 (ρ,θ_R) 进行组合估计后的多基地雷达对应的 GDOP 分布

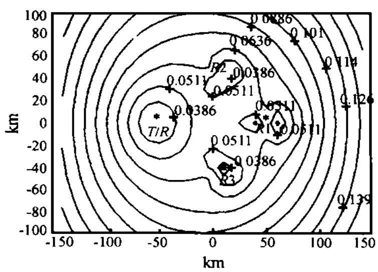

图 7 $\eta=0$ 对子集 (r_T,θ_T) 与 (ρ,θ_R) 进行组合估计后的多基地雷达对应的 GDOP 分布

5 结论

为提高双/多基地雷达的定位精度,通常采用马尔可夫估计对其中的冗余数据进行组合估计,但其可行性如何至今仍未得到研究.本文对此进行了研究,结果表明,对于要按马尔可夫估计进行组合估计的任意两个测量子集,只有当它们中无重复测量量时,才能进行马尔可夫组合估计.本文还对可以进行组合估计的双/多基地雷达进行了仿真,仿真结果表明,组合估计可改善双/多基地雷达探测区域内各点的定位精度,特别是大大改善基线区、T/R 站和 R 站近区等区域的定位精度.

参考文献

[1] 孙仲康,周一宇,何黎星.单多基地有源无源定位技术.北京:国防工业出版社,1996

[2] 杨振起,张永顺,骆永军.双(多)基地雷达系统.北京:国防工业出版社,1998

[3] 王被德.对双/多基地雷达使用前景的评述.现代雷达,1997(10):19～25

[4] 刘风华.多基地雷达的目标检测性能.系统工程与电子技术,1989(2):22～33

[5] 何友,唐劲松,王国宏.多雷达综合跟踪.电子科学学刊,1996,18(3):225～229

[6] 何黎星,孙仲康.双基地及其联网系统的定位方法及定位精度分析.航空学报,1992 ·3

[7] 白松浩.双基地雷达目标定位误差分析.全国第六届雷达学会年会论文集,1993(10):160～163

[8] 何友,王国宏,陆大[illegible],彭应宁.多传感器信息融合及应用.电子工业出版社,2000

[9] Yin Chengyou, Xu Shanjia, Wang Dongjin. Location Accuracy of Multistatic Radars(TR ^{n}) Based on Ranging Information. IEEE, PRESS 1996 (10):8～10

[10] F. A. Studer, A. Farina. Radar Data Processing Research Studies Press. UK,1985

[11] Hahle. E. Survey of Bistatic and Multistatic Radar.. IEE, Proc. Dec. 1986,133(7):Pt. F:587～595

何 友 1956 年出生,教授,博士生导师.1982 年毕业于武汉海军工程大学,1988 年在该校获硕士学位.1991.10～1992.11 在西德不伦瑞克工业大学作访问学者,1997 年 6 月在清华大学通信与信息系统专业获博士学位,现为烟台海军航空工程学院电子工程系主任、教授,武汉海军工程大学兼职教授、博士生导师.主要研究领域有:多传感器信息融合、多目标跟踪、模式识别、雷达自适应检测方法、火炮射表编制及其数据处理等.在国内外学术刊物与国际会议上发表论文 180 余篇,出版专著 4 部,有 19 项研究成果获省部级科技进步奖.

王国宏 1963 年生,1983 年获学士学位,1991 年在西安电子科技大学获硕士学位,现为海军航空工程学院雷达工程教研室主任、教授.主要研究方向有:多传感器数据融合、雷达数据处理、模式识别和雷达对抗等.已发表论文 70 余篇,有 1 部专著获国家科技学术专著基金资助,有三项成果获省部级科技进步奖.

修建娟 1971 年生,现为烟台海军航空工程学院信号与信息处理专业硕士研究生,研究方向为多传感器信息融合.