

# 一种 PN 码捕获的门限自适应估计方法

薛 巍<sup>1</sup>, 向敬成<sup>1</sup>, 周治中<sup>2</sup>

(1. 电子科技大学电子工程学院, 四川成都 610054; 2. 中电集团第 30 研究所, 四川成都 610041)

**摘 要:** 该文提出一种简单、实用的 PN 码捕获门限自适应设置方法。我们在对判决量统计特性分析的基础上, 采用最大似然估计准则估计出等效高斯白噪声方差  $\sigma^2$ 。由此, 我们得到了判决门限值的自适应设置方法。最后, 我们进行了计算机仿真。结果表明, 通过估计门限构造出的 PN 码捕获装置检测性能与理论值非常吻合, 从而说明了其有效性。而且, 判决门限的估计方法实现非常简单、快捷, 很适合在工程中应用。

**关键词:** PN 码捕获; 判决门限; 最大似然估计

**中图分类号:** TN951

**文献标识码:** A

**文章编号:** 0372-2112 (2003) 12-1870-04

## An Adaptive Threshold Estimation Method for PN Code Acquisition

XUE Wei<sup>1</sup>, XIANG Jing-cheng<sup>1</sup>, ZHOU Zhi-zhong<sup>2</sup>

(1. College of Electronic Engineering, University of Electronics Science and Technology of China, Chengdu, Sichuan 610054, China;

2. No. 30 Institute of CETC, Chengdu, Sichuan 610041, China)

**Abstract:** This paper proposes a simple and practical threshold adaptive estimating method for PN code acquisition. After analyzing the statistical property of the decision variable, we use the Maximum Likelihood (ML) criterion to adaptively estimate the variance of the Gaussian noise. Thus, we get the decision threshold. The performance of the acquisition method using estimated threshold got by computer simulation is very close to the theoretical one's, which shows that the proposed method is useful. Furthermore, for the threshold's estimation method is very simple and fast, it is very fit for practical application.

**Key words:** PN code acquisition; decision threshold; maximum likelihood estimation

## 1 引言

PN 码的同步是直接序列扩频 (DSSS) 通信系统的关键技术之一。同步过程通常分为两步, 即捕获和跟踪<sup>[1]</sup>。捕获过程将接收机 PN 码定时误差减小到一个码片的时间范围内, 跟踪则继续将定时误差缩小到要求的精度并保持同步。

由于信号在发射机和接收机之间的传输时延是未知的, 捕获需要在所有的可能时延范围内进行搜索。搜索有多种策略, 包括串行搜索、并行搜索以及串行和并行混合搜索。无论哪种搜索策略, 都需要构造一个假设检验装置, 以判决接收机是否已完成 PN 码的捕获。在假设检验装置构造时, 判决门限的设置非常重要。文献[1]在对判决量统计特性分析的基础上, 给出了在纽曼-皮尔逊检测准则下的门限值。由于门限值中包含了等效高斯白噪声方差  $\sigma^2$ , 而在实际系统中  $\sigma^2$  通常是未知的, 因此文献[1]的门限值确定方法不具有实用性。

为了构造出具有实用价值的检验装置, 人们提出了多种判决门限自适应设置方法<sup>[2~4]</sup>。文献[2]的门限估计方法非常简单, 且检验装置在低信噪比条件下仍具有较好性能。但是, 它是在并行搜索的基础上进行门限估计。当搜索范围较大时,

其设备量将非常庞大。而且在文献[2]中, 没有详细给出关键参数选取方法和捕获装置的检测性能指标。文献[3]在门限估计时, 忽略了噪声的影响。因此当信噪比较低时, 该方法不再适用。文献[4]能够跟踪噪声的变化, 但是在其门限自适应估计算法中, 却有多项参数需要人工设置。而且其门限估计算法还存在收敛速度慢的问题。

在此, 本文提出一种简单、实用的 PN 码捕获门限自适应设置方法。首先, 本文给出了检验装置的基本结构, 并分析了判决量的统计特性。在此基础上, 本文采用最大似然 (ML) 估计准则估计出等效高斯白噪声方差  $\sigma^2$ 。由此, 我们得到了在纽曼-皮尔逊检测准则下的门限值自适应设置方法。最后, 我们进行了计算机仿真。结果表明, 通过估计门限构造出的检验装置检测性能与理论值非常吻合, 从而说明了其有效性。而且, 判决门限估计的实现非常简单, 很适合在工程中应用。

## 2 信号模型

设系统采用 QPSK 调制方式, 其基本的假设检验装置如图 1 所示<sup>[1]</sup>。由文献[1]的讨论我们知道, 只要初始频率误差比较小, 在获得准确相位和频率之前首先获得时间同步是可

行的. 在时间同步确立以后, 相位和频率的获取和跟踪可以采用和一般通信系统相同的方法实现. 在下面的讨论中, 我们将在非相干解调的前提下进行. 为了消除频率误差的影响, 图 1 假设检验装置中包含了  $I$ 、 $Q$  两路的交叉联结.

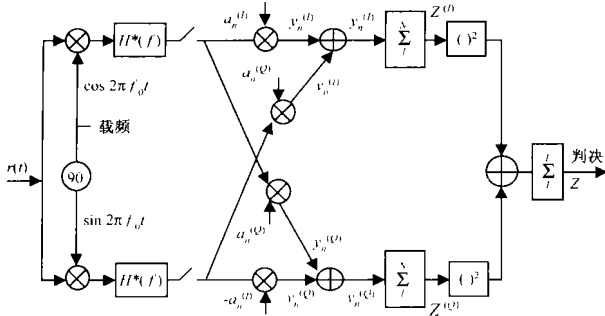


图 1 PN 码捕获假设检验装置

其中  $a_n^{(I)}$ 、 $a_n^{(Q)}$  表示  $I$ 、 $Q$  两路 PN 扩频序列,  $N$  为扩频处理增益,  $L$  为后期积累数. 我们定义两种假设:

$H_1$ : 接收信号与本地 PN 序列的定时误差在一个码片内

$H_0$ : 定时误差在一个码片以上

根据文献[1]和[5]的分析, 可以推导出判决量  $Z$  在不同信道条件下的概率密度函数, 以及在某一检测门限  $\hat{\lambda}$  条件下的检测概率  $P_d$  和虚警概率  $P_f$ .

## 2.1 高斯噪声下的确定信号 ( $L=1$ )

此时, 信道为加性高斯白噪声 (AWGN) 信道, 后期积累数  $L=1$ . 判决量  $Z$  的概率密度函数分别为<sup>[1]</sup>

$$p_0(z) = p(z|H_0) = \frac{e^{-z/V}}{V} \quad (1a)$$

$$p_1(z) = p(z|H_1) = \frac{\exp[-(z+M^2)/V]}{V} I_0\left(\frac{2\sqrt{M^2 z}}{V}\right) \quad (1b)$$

式中  $V=2^{-2}$ ,  $^2$  为  $I$ 、 $Q$  两路经解扩、交叉处理及码片累加后的等效高斯白噪声方差 (包括噪声和干扰).  $M^2 = N^2 E_c$ ,  $E_c$  为每码片能量.  $I_0(x)$  为零阶修正贝塞尔 (Bessel) 方程, 由此可以得到某一检测门限  $\hat{\lambda}$  条件下的检测概率  $P_d$  和虚警概率  $P_f$

$$P_f = \Pr(z > \hat{\lambda} | H_0) = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} p_0(z) dz = e^{-\hat{\lambda}/V} \quad (2a)$$

$$P_d = \Pr(z > \hat{\lambda} | H_1) = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} p_1(z) dz = Q_1\left(\sqrt{2M^2/V}, \sqrt{2\hat{\lambda}/V}\right) \quad (2b)$$

其中  $Q_m(a, b) = \int_b^{\infty} u \left(\frac{u}{a}\right)^{m-1} e^{-(x^2+a^2)/2} I_{m-1}(ax) dx$ , 为 Marcum  $Q$  函数.

由于未知假设的先验概率及代价, 因此我们采用纽曼-皮尔逊检测准则<sup>[6]</sup>. 由式 (2a) 可以求得在纽曼-皮尔逊检测准则下、虚警概率  $P_f =$  时的检测门限  $\hat{\lambda}$

$$\hat{\lambda} = -V \ln \quad (3)$$

上式中检测门限包含了等效高斯白噪声方差, 因此在实际使用时存在一定的困难.

## 2.2 经后期积分的高斯噪声下的确定信号 ( $L>1$ )

为了进一步改善性能, 可采用对  $Z$  进行后期积分的方

法, 即在图 1 的假设检验装置中,  $L>1$ . 此时, 判决量为<sup>[1]</sup>

$$Z = \sum_{i=1}^L Z_i \quad (4)$$

其概率密度函数分别为

$$p_0(z) = \frac{(z/V)^{L-1} e^{-z/V}}{(L-1)!} \quad (5a)$$

$$p_1(z) = \left(\frac{z/V}{L\mu}\right)^{(L-1)/2} e^{-I(z/V) + L\mu} I_{L-1}(2\sqrt{L\mu z/V}) \quad (5b)$$

上式中  $\mu = M^2/V$ ,  $I_K(x)$  为  $K$  阶修正贝塞尔 (Bessel) 方程. 由此可以得到某一检测门限  $\hat{\lambda}$  条件下的虚警概率  $P_f$  和检测概率  $P_d$

$$P_f = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} p_0(z) dz = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} \frac{(z/V)^{L-1} e^{-z/V}}{(L-1)!} dz = e^{-\hat{\lambda}/V} \sum_{k=0}^{L-1} \frac{(\hat{\lambda}/V)^k}{k!} \quad (6a)$$

$$P_d = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} p_1(z) dz = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} \left(\frac{z/V}{L\mu}\right)^{(L-1)/2} e^{-I(z/V) + L\mu} I_{L-1}(2\sqrt{L\mu z/V}) dz = Q_L(\sqrt{2L\mu}, \sqrt{2\hat{\lambda}/V}) \quad (6b)$$

根据纽曼-皮尔逊检测准则, 由式 (6a) 可以求得在虚警概率  $P_f =$  时的检测门限  $\hat{\lambda}$ . 观察式 (6a), 可以看出检测门限同样包含了等效高斯白噪声方差  $V$ .

## 2.3 瑞利 (Rayleigh) 衰落信号 ( $L \geq 1$ )

在无线通信中, 多采用瑞利衰落来表示信道对传输信号的影响. 此时, 信号的  $I$  和  $Q$  路及噪声都是高斯随机变量. 一方面, 我们假设瑞利衰落足够的慢, 这样在  $N$  个码片时间内, 可认为信号相位保持不变. 另一方面, 我们假设瑞利衰落足够的快, 这样信号在各个连续的  $N$  个码片间可认为是相互独立的.

在瑞利衰落信道条件下, 由于衰落的影响, 每个码片的需要能量乘一个  $a^2$ ,  $a$  满足瑞利分布

$$p(a) = \frac{2a}{\sigma^2} e^{-a^2/\sigma^2} \quad (7)$$

令  $\sigma^2 = a^2$ , 则:

$$p(a) = \frac{e^{-a^2/2}}{2} \quad (8)$$

这样, 平均码片能量变为:

$$\bar{E}_c = \sigma^2 E_c = 2 E_c \quad (9)$$

此时, 判决量  $Z$  的概率密度函数分别为<sup>[1]</sup>

$$p_0(z) = \frac{(z/V)^{L-1} e^{-z/V}}{(L-1)!} \quad (10)$$

$$p_1(z) = \frac{(z/V)^{L-1} e^{-z/(1+\bar{\mu})V}}{(L-1)! (1+\bar{\mu})^L} \quad (11)$$

式中  $\bar{\mu} = \bar{M}^2/V$ ,  $\bar{M}^2 = M^2 - N^2 \bar{E}_c$ . 对比式 (5a) 和 (10), 可以看出  $z$  在两种条件下具有相同的概率密度函数  $p_0(z)$ . 由式 (10) 和 (11) 可以得到某一检测门限  $\hat{\lambda}$  条件下的虚警概率  $P_f$  和检测概率  $P_d$

$$P_f = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} p_0(z) dz = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} \frac{(z/V)^{L-1} e^{-z/V}}{(L-1)!} dz = e^{-\hat{\lambda}/V} \sum_{k=0}^{L-1} \frac{(\hat{\lambda}/V)^k}{k!} \quad (12a)$$

$$P_d = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} p_1(z) dz = \int_{\hat{\lambda}}^{\infty} \frac{(z/V)^{L-1} e^{-z/(1+\bar{\mu})V}}{(L-1)! (1+\bar{\mu})^L} dz$$

$$= e^{-\sqrt{\Lambda/(1+\bar{\mu})}V} \frac{\sqrt{\Lambda/(1+\bar{\mu})}V^{L-1}}{k!} \quad (12b)$$

根据纽曼-皮尔逊检测准则,由式(12a)可以求得在虚警概率  $P_f = \alpha$  时的检测门限  $\hat{\Lambda}$ . 观察式(12a),可以看出检测门限也包含了等效高斯白噪声方差  $V$ .

### 3 检测门限最大似然估计

从上面的分析我们知道,在各种情况下检测门限  $\hat{\Lambda}$  中都包含了等效高斯白噪声方差  $V$ . 而在实际应用时,  $V$  是随着环境及其它用户干扰功率的变化而变化的. 因此,在实际应用中,需要实时估计检测门限. 从前面的讨论我们知道,文献[1~3]在检测门限估计时,都各自存在某些不足.

观察  $H_0$  假设条件下的判决量  $Z$ ,我们发现其概率密度函数只有  $V$  是未知的. 根据参数估计理论,可以由  $Z$  的样本值对  $V$  进行估计<sup>[6]</sup>. 设捕获时需要对  $P$  个 PN 码相位进行检验,如果每个码片采样二次,则其中  $P-2$  个相位的定时误差将超过一个码片,与之相应的有  $P-2$  个相互独立判决量  $Z_i$  符合  $H_0$  假设. 经过后期积累,在得到  $(P-2)L$  个独立同分布的观测量  $Z_i$  后,就可按照一定的准则估计出  $V$ . 在估计出  $V$  以后,可以很容易得到检测门限的估计值.

我们知道,最大似然(Maximum Likelihood, ML)估计是一种最优估计<sup>[6]</sup>. 因此,下面我们采用 ML 估计准则对两种条件下  $V$  值进行估计.

#### 3.1 高斯噪声下的确定信号( $L=1$ )

由式(1a)可推导出似然函数为<sup>[6]</sup>

$$(V) = \prod_{i=1}^K \frac{e^{-Z_i^2/V}}{V} = \frac{1}{V^K} e^{-\sum_{i=1}^K \frac{Z_i^2}{V}} \quad (13)$$

其中  $K = P-2$ . 对式(13)取对数,得到对数似然函数

$$\ln[(V)] = \ln \left[ \frac{1}{V^K} e^{-\sum_{i=1}^K \frac{Z_i^2}{V}} \right] = -K \ln V - \frac{1}{V} \sum_{i=1}^K Z_i^2 \quad (14)$$

对数似然函数对  $V$  求偏导,并取偏导值为 0

$$\left. \frac{\partial \ln[(V)]}{\partial V} \right|_{V=\hat{V}} = 0 \quad (15)$$

解方程(15),即求得  $V$  的 ML 估计<sup>[6]</sup>

$$\hat{V} = \frac{1}{P-2} \sum_{i=1}^{P-2} Z_i^2 \quad (16)$$

#### 3.2 高斯噪声下的确定信号( $L>1$ )及瑞利衰落信号( $L \geq 1$ )

在高斯噪声下确定信号( $L>1$ )及瑞利衰落信号( $L \geq 1$ )条件下,判决量  $z$  具有相同的概率密度函数  $p_0(z)$ . 由式(5a)和式(10)可推导出似然函数为:

$$(V) = \prod_{i=1}^K \frac{Z_i^{L-1} e^{-(Z_i^L/V)}}{(L-1)! V^L} \quad (17)$$

同理可求得  $V$  的 ML 估计:

$$\hat{V} = \frac{1}{(P-2)L} \sum_{i=1}^{P-2} Z_i^L \quad (18)$$

#### 3.3 具有检测门限自动设置功能的 PN 码捕获方法

观察式(16)和式(18),我们发现在不同条件下等效高斯白噪声方差  $V$  的估计值都是 PN 码未同步时判决量  $z$  的平均. 据此可以构造出具有检测门限自动设置功能的 PN 码捕获检测装置,其系统框图如图 2 所示,图中前端处理见图 1.

为了保证是  $H_0$  假设条件下的判决量  $z$  的累积,需要检测出一次搜索中可能对应 PN 码同步的两个判决量  $z$  (相关值最大),并从累加结果中减去.

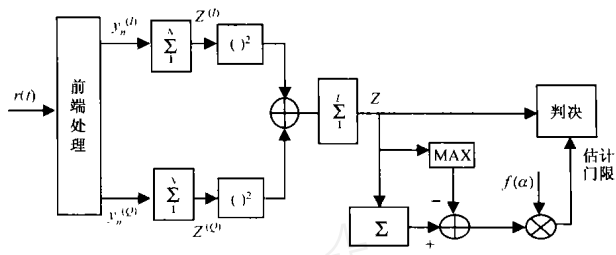


图2 门限自动设定 PN 码捕获装置

图中  $f(\cdot)$  是根据式(2a)、(6a)和(12a)求得的虚警概率的函数. 由图中可以看出,  $V$  的估计方法非常简单. 而且由于是在串行搜索的基础上进行估计,需要的设备量也较文献[2]大大较少. 因此,据此构造的具有检测门限自动设置功能的 PN 码捕获方法非常利于工程实现.

### 4 计算机仿真

为了检验本文提出方法的有效性,我们作了计算机仿真. 首先仿真了后期积累  $L=1$ , 确定信号条件下  $V$  的估计. 仿真时 PN 码采用长度  $N=31$  的  $m$  序列,  $I$  路和  $Q$  路  $m$  序列的生成多项式分别为 45(100 101)和 75(111 101).  $E_c=1$ , 信噪比由  $N_c/E_c$  和  $\mu$  值确定. 每个码片的采样点数为 1, 估计结果如图 3.

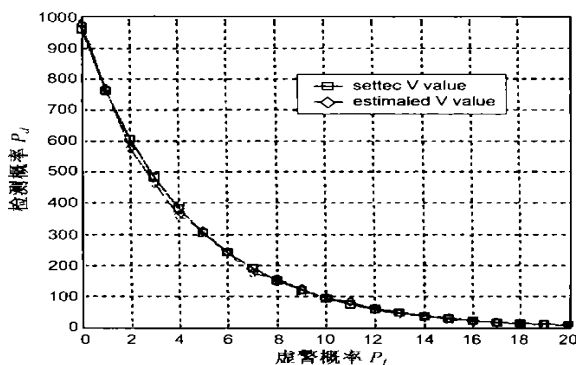


图3  $L=1$ , 确定信号条件下  $V$  的 ML 估计

其他仿真条件同上,瑞利衰落信道条件下  $V$  的 ML 估计计算机仿真结果如图 4 所示. 此时  $\mu$  值由  $\bar{\mu}$  代替. 信噪比由  $N_c/E_c$  和  $\mu$  值确定.

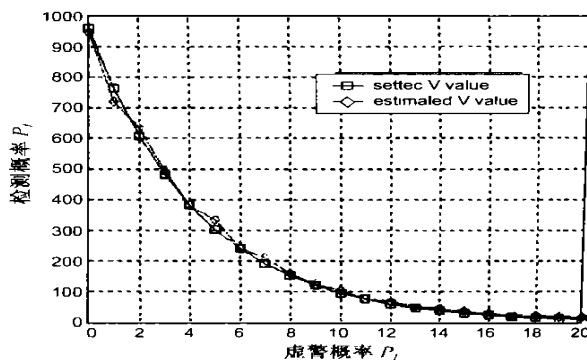


图4  $L=1$ , 瑞利衰落条件下  $V$  的 ML 估计

从图 3 和图 4 仿真结果可以看出,  $v$  的估计值与其真实值非常接近, 这说明了 ML 估计方法的有效性.

下面讨论图 2 所示 PN 码捕获装置的检测性能计算机仿真结果. 首先我们仿真了在确定信号条件下,  $L=1$ , 在给定  $P_f$  和  $\mu$  时的检测概率  $P_d$  和虚警概率  $P_f$  仿真结果. 仿真检测次

数为 1000, 其它仿真条件同上. 仿真结果分别如图 5 和图 6 所示, 作为对比, 图中分别给出了  $P_d$  的理论值和  $P_f$  的设定值.

图 7 是瑞利衰落信道条件下检测概率  $P_d$  的仿真结果, 仿真条件同上. 另外, 考虑到此时虚警概率  $P_f$  仿真结果与确定信号条件下  $P_f$  仿真结果图 6 非常接近, 限于篇幅就不再给出.

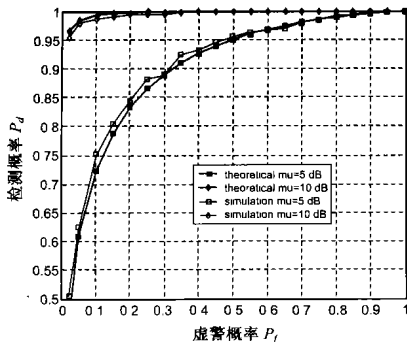


图 5  $L=1$ , 确定信号条件下  
检测概率仿真结果

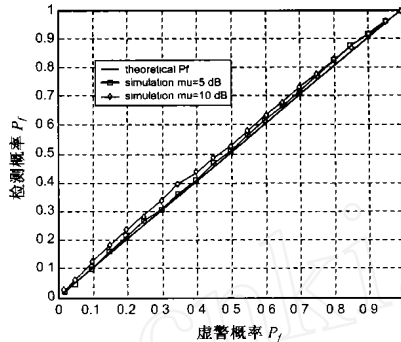


图 6  $L=1$ , 确定信号条件下  
虚警概率仿真结果

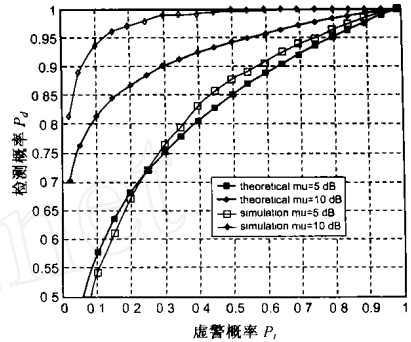


图 7  $L=1$ , 瑞利衰落信道检  
验概率仿真结果

从图 5~7 的仿真结果可以看出, 采用估计门限构造的 PN 码捕获装置性能与前面理论分析结果非常吻合, 这说明了本文提出的方法的有效性. 而且在 AWGN 信道和瑞利衰落信道, 该方法都能适用.

## 5 结束语

本文提出一种简单、实用的 PN 码捕获门限自适应设置方法. 我们在对判决量统计特性分析的基础上, 采用最大似然估计准则估计出等效高斯白噪声方差  $v$ . 由此, 我们得到了在纽曼-皮尔逊检测准则下的门限值自适应设置方法. 最后, 我们进行了计算机仿真. 结果表明, 通过估计门限构造出的检验装置性能与理论值非常吻合, 从而说明了其有效性. 而且, 判决门限的估计方法实现非常简单、快捷, 很适合在工程应用中.

## 参考文献:

- [1] A J Viterbi. CDMA Principles of Spread Spectrum Communication [M]. US: Addison-Wesley Pub, 1995.
- [2] R D Gaudenzi. Direct Sequence Spread Spectrum Receiver Including Code Acquisition and Detection Using an Autoadaptive Threshold [P]. US Patent :5,818,868, 1998.

- [3] 刘乃安, 等. 高速突发通信中的自适应门限技术及其性能[J]. 电子学报, 1998, 26(1): 111 - 114.
- [4] 黄倩, 等. 一种基于相关检测的自适应门限控制算法[J]. 上海大学学报(自然科学版), 2002, 8(1): 11 - 14.
- [5] J S Lee, L E Miller. CDMA Systems Engineering Handbook [M]. US: Artech House Inc, 1998.
- [6] M D Srinath. An Introduction to Statistical Signal Processing with Applications [M]. US: John Wiley & Sons, 1979.

## 作者简介:



薛 巍 男, 1972 年 3 月生于四川省新都县, 博士, 现在电子科技大学通信与信息工程博士后流动站工作, 主要研究方向为短波通信和扩频通信.

向敬成 男, 1938 年 10 月生于重庆市, 现为电子科技大学电子工程学院教授, 博士生导师, 主要研究方向为数字信号处理, 雷达系统理论, 雷达信号产生、检测和处理, 软件无线电系统等.