

基于MDL准则的独特码检测方法

唐 刚, 冯章伟, 朱中梁

(西南电子电信技术研究所信号盲处理国防科技重点实验室 成都 610041)

【摘要】通过应用MDL准则在信号检测中的特性,引入检测统计量和设定最佳判决门限,得到了一种新的UW检测方法,它与常用的检测方法不同之处在于可在调制数据上进行。通过对该检测方法的分析和计算机仿真,表明该检测方法能适应大频偏条件,并具有较好的检测性能。

关键词 独特码检测; 最小描述长度准则; 独特码
中图分类号 TN911.23 文献标识码 A

A MDL-Based Unique Word Detection Method

TANG Gang, FENG Zhang-wei, ZHU Zhong-liang

(National Defense Key Lab. of Blind Processing of Signals, Southwest Inst. of Electron. & Telecom. Tech. Chengdu 610041)

Abstract This paper deduces a unique word detection method by using the characteristic of signal detection based on minimum description length criterion after introducing the test statistic, and setting the best decision threshold. Comparing with the usual unique word detection technique, this method treats directly with the modulated data with the frequency offset. Analysis and simulation demonstrate the effect of the algorithm.

Key words unique word detection; minimum description length criterion; unique word

在卫星时分多址(TDMA)通信系统中,各端站以突发的形式将数据发送到TDMA帧中。通常突发结构是由载波恢复/码元定时、独特码(Unique Word, UW)和数据等构成。其中独特码用来标志用户数据的开始,传送时间基准信息和站址识别信息等,也可以用来克服载波相位模糊问题。接收端对独特码的检测错误将导致整个突发数据块的丢失,因此,无论在商用通信系统还是军事应用中,独特码检测都是一个关键技术问题。

由于独特码的帧同步作用,在实际系统中的独特码检测,大多是在解调后的基带数据流中进行的,主要是基于窗的相关检测方法^[1-2]。在调制数据上的独特码检测方法方面的研究相对较少,当接收载波和本地载波频率精确同步时,文献[3]采用基于滑动相关器结构的独特码检测方法,但当载波存在频偏时,此方法不可行。文献[4]提出了一种有频偏下的独特码检测方法,它基于文献[5-6]对模型选择的信息原理准则——最小描述长度(Minimum Description Length, MDL)准则,应用信号子空间分解得到检测统计量,从而进行独特码检测。但是由于无法获得

该检验统计量的概率密度函数表达式,因此无法计算其检测概率和虚警概率的理论值,只是进行了计算机的数值仿真。

本文在文献[4]的基础上,通过引入新的检测统计量和判决准则,推导获得检验统计量的概率密度函数,得到该检测统计量的最佳判决门限以及检测概率和虚警概率的理论值,最后对该方法的性能进行了分析和仿真。

1 问题描述

假设TDMA突发信号中的UW为PN码,采用QPSK调制。接收信号通过下变频到一个相对较低的频率,然后进行符号率采样,得到的采样信号为:

$$x_n = a \exp(j(\Delta\omega n + s_n \frac{\pi}{2} + \phi)) + w_n \quad (1)$$

式中 a 为信号幅度; s_n 为QPSK符号,取值{0, 1, 2, 3}; $\Delta\omega$ 为频偏; ϕ 为载波相位偏移; w_n 为高斯白噪声。如果频偏为0,则可以用相关器来进行UW检测。频偏不为0时,相关器的输出达不到最大峰值,所以不能进行UW检测。定义序列为:

$$y_{n-M+m} = x_{n-M+m} \exp(-j c_m \frac{\pi}{2}) \quad m=1,2,\dots,M \quad (2)$$

将 x_n 代入式(2), 得到:

$$y_{n-M+m} = a \exp(j(\Delta\omega(n-M+m) + \Delta s_m \frac{\pi}{2} + \phi)) + w'_{n-m+m} \quad (3)$$

式中 $\Delta s_m = s_{n-M+m} - c_m$; M 为 UW 的长度。

如果 x_n 中包含 UW, 那么 $\Delta s_m = 0 (m=1,2,\dots,M)$; 如果 x_n 中不包含 UW, 那么 $\Delta s_m \neq 0 (m=1,2,\dots,M)$, 并且 Δs_m 为白随机序列。因此, UW 的检测问题, 就可转换为求 y_{n-M+m} 中是否包含正弦波的问题。

2 基于MDL准则的UW检测方法

由文献[4]可知, 首先由序列 y_n 构造矩阵:

$$Y = \begin{pmatrix} y_{n-M+1} & y_{n-M+2} & \cdots & y_{n-1} \\ y_{n-M+2} & y_{n-M+3} & \cdots & y_n \end{pmatrix} \quad (4)$$

其相关矩阵为:

$$\hat{R} = YY^* \quad (5)$$

可以设相关矩阵 \hat{R} 的两个特征值为 λ_1 和 λ_2 。

将MDL 准则引入到信号个数的检测中, 检测高斯白噪声下的正弦波数目, MDL测度可表示为^[7]:

$$M_{\text{MDL}}(k) = -\lg \left(\frac{\prod_{i=k+1}^p l_i^{1/(p-k)}}{\frac{1}{p-k} \sum_{i=k+1}^p l_i} \right)^{(p-k)N} + \frac{1}{2} k(2p-k) \lg N \quad (6)$$

式中 $k \in \{0,1,\dots,p-1\}$; p 是相关矩阵的维数; l_i 是相关矩阵的特征值; N 是采样长度。当MDL测度最小时, 对应的 $k=K$ 就是正弦波的数目。

MDL测度函数在到达 K 之前是单调递减的, 在 K 之后是单调递增的。利用这个性质, 本文取 $p=2$, $k \in \{0,1\}$, 因此, 根据 $M_{\text{MDL}}(0)$ 和 $M_{\text{MDL}}(1)$ 的大小来判断是否检测到 UW。当 $M_{\text{MDL}}(0) > M_{\text{MDL}}(1)$ 时, 有^[4]:

$$4(M-1) \ln \left(\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{2\sqrt{\lambda_1 \lambda_2}} \right) > 3 \ln(M-1) \quad (7)$$

则表明式(7)存在正弦波, 即检测到 UW; 否则, 就没有检测到 UW。文献[4]采用的检验统计量为 $t = \frac{\lambda_1 + \lambda_2}{2\sqrt{\lambda_1 \lambda_2}}$, 其判决门限固定, 具有恒定的虚警概

率, 但由于无法获得 t 的概率密度函数, 因此不能得到检测概率和虚警概率的理论值, 只能通过计算机进行数值仿真。

为此, 本文引入新的检验统计量:

$$u = 4(M-1) \lg \left(\frac{1}{2} \frac{(l_1 + l_2)}{\sqrt{l_1 l_2}} \right) \quad (8)$$

式中 l_1 、 l_2 分别是相关矩阵 \hat{R} 的特征值 λ_1 、 λ_2 的估计值。为了得到检测概率 P_D 和虚警概率 P_{FA} , 要计算 UW 存在和不存在两种情况下 u 的概率密度函数。

若 UW 不存在, 即只存在高斯白噪声的情况下, 由文献[7]可知, 当 $k > q$ 时, 似然函数比的变换为:

$$A = -2 \lg \left(\frac{\prod_{i=q+1}^p l_i^{1/(p-q)}}{\frac{1}{p-q} \sum_{i=q+1}^p l_i} \right)^{(p-q)N} + 2 \lg \left(\frac{\prod_{i=k+1}^p l_i^{1/(p-k)}}{\frac{1}{p-k} \sum_{i=k+1}^p l_i} \right)^{(p-k)N} \quad (9)$$

其渐近分布服从自由度为 $(k-q)(2p-k-q)$ 的 χ^2 分布。经过简单运算可知, 当 $p=2$ 、 $k=1$ 、 $q=0$ 时, $A=u$, 即随机变量 u 服从自由度为 3 的 χ^2 分布。在 UW 存在的情况下, 由于接收信号的均值等于信号均值加上噪声的均值不为零, 因此, 随机变量 u 服从自由度为 3, 非中心参数为 δ 的非中心 χ^2 分布。

由于 $\frac{l_1 - l_2}{2l_2}$ 为信号功率与噪声功率的比值, 即

$$S_{\text{SNR}} = 10 \lg \left(\frac{l_1 - l_2}{2l_2} \right), \text{ 将 } S_{\text{SNR}} \text{ 代入式(8)中, 得到:}$$

$$u = 4(M-1) \lg \left(\frac{1}{2} (2 \times 10^{\frac{S_{\text{SNR}}}{10}} + 2) \sqrt{2 \times 10^{\frac{S_{\text{SNR}}}{10}} + 1} \right) \quad (10)$$

由矩阵理论中的摄动定理可知, l_1 、 l_2 分别以 λ_1 、 λ_2 为中心偏移, 所以 u 可以作为非中心 χ^2 分布随机变量的非中心参数 δ 的近似值。即通过对信号信噪比的估计, 可以确定非中心 χ^2 分布随机变量的概率分布函数。

假设 H_0 为没有独特码的情况, 其概率密度函数为 $p(x|H_0) = p_{\chi^2(3)}$; 假设 H_1 为有独特码的情况, 其概率密度函数记为 $p(x|H_1) = p_{\chi^2(3,u)}$ 。设 $u=10$, 则得到它们的概率分布函数图, 如图1所示。

为了达到最佳的检测效果, 检测的判决门限应取为图1中两条曲线的交点值, 记为 T 。因此, 可以得到的判决准则为:

$$\begin{cases} H_1: u = 4(M-1)\lg\left(\frac{1}{2}\frac{(l_1+l_2)}{\sqrt{l_1l_2}}\right) > T \\ H_0: u = 4(M-1)\lg\left(\frac{1}{2}\frac{(l_1+l_2)}{\sqrt{l_1l_2}}\right) < T \end{cases} \quad (11)$$

那么,相应独特码的检测概率 P_D 和虚警概率 P_{FA} 的理论值分别为:

$$P_D = \int_T^{+\infty} p_{\chi^2(3,u)} dx \quad (12)$$

$$P_{FA} = \int_T^{+\infty} p_{\chi^2(3)} dx \quad (13)$$

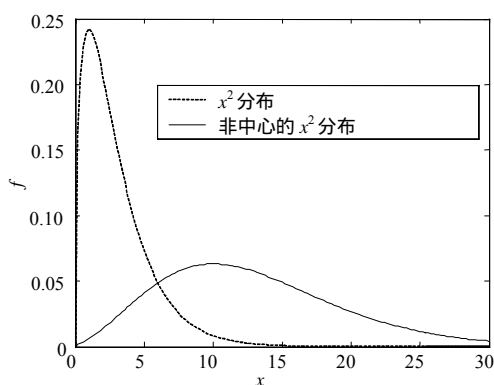


图1 $\chi^2(3)$ 和 $\chi^2(3,10)$ 的概率分布函数

3 性能分析与仿真

下面使用Monte Carlo方法,对文献[4]的UW检测方法(简称方法一)和本文方法(简称方法二)的检测性能进行计算机仿真。

设定实验条件为:信号的采样率 $f_s=400\ 000$ Hz;符号率 $f_d=40\ 000$ Baud;QPSK调制的滚降系数为 $r=0.5$;检测次数 $N=100\ 000$ 。首先分析不同频偏下的检测概率 P_D 和虚警概率 P_{FA} ,取独特码长度 $M=32$,信噪比 $S_{SNR}=10$ dB,剩余频率 f_o 变化范围为符号速率 f_d 的归一化范围 $[0,1]$,由此得到的 P_D 和 P_{FA} 如图2和图3所示。

图2给出的是剩余频率与符号率比值分别在区间 $[0,1]$ 的检测概率曲线,方法一和方法二都表明检测概率不受剩余频率的影响,在各种剩余频率下,均能保持一定的检测性能。图3给出了在相同实验条件下的虚警概率曲线,可以看出,在不同比值 f_o/f_d 的情况下,方法一和方法二的虚警概率 P_{FA} 的曲线是比较平稳的,即独特码检测方法的虚警概率也不受剩余频率的影响。

在上述相同的实验条件下,取 $M=32$ 、 $f_o/f_d=0.1$ 、SNR范围为 $[-5,15]$ dB。将方法一同方法二的检测性

能进行比较。图4和图5分别为检测概率和虚警概率曲线图。

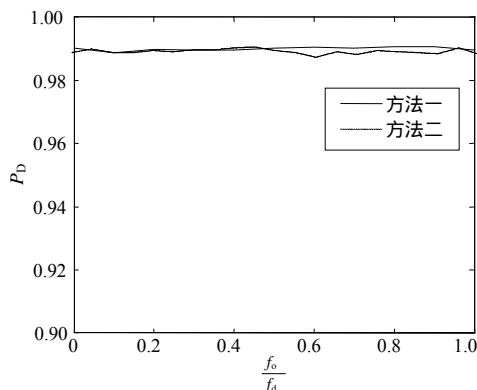


图2 检测概率 P_D 与归一化频偏 f_o/f_d 的关系

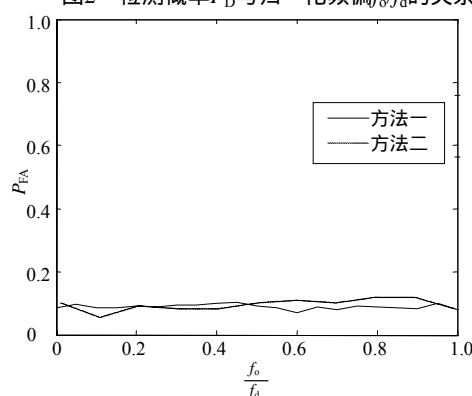


图3 虚警概率 P_{FA} 与归一化频偏 f_o/f_d 的关系

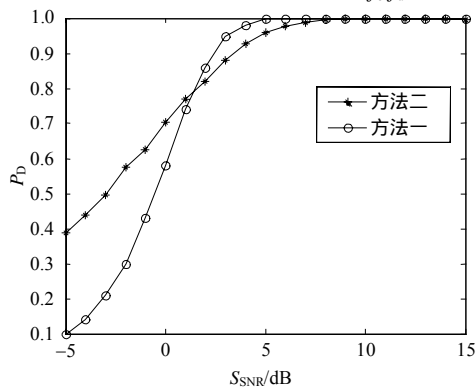


图4 两种方法检测概率 P_D 的比较

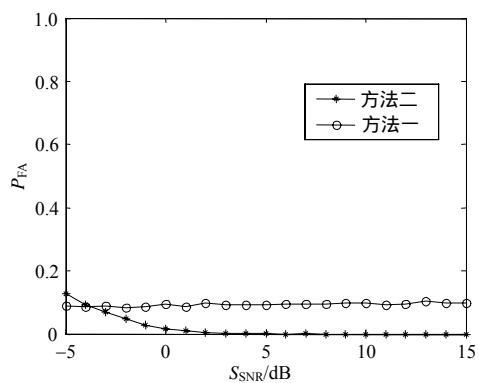


图5 两种方法虚警概率 P_{FA} 的比较

从图4中可以看出,方法二在低信噪比时的检测概率比方法一更高,而在达到一定的信噪比(7 dB左右)后,两种方法的检测概率都接近1。从图5可以看出,方法二的虚警概率很低,在很大的信噪比范围下都接近于0,而方法一的虚警概率保持在0.1左右。综合分析,在一个实际的卫星信道的信噪比区间上,方法二的检测概率同方法一相当,但是虚警概率更低,因此其综合性能更好。

同样的实验条件下,取 $f_o/f_d=0.1$ 。图6和图7分别给出在独特码长度 $M=8, 16, 32, 64, 128$ 时,方法二在不同信噪比条件下的检测概率和虚警概率。

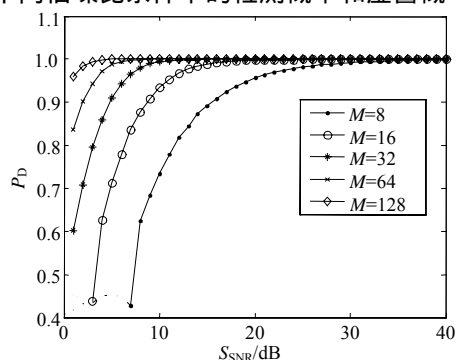


图6 检测概率 P_D 与信噪比的关系

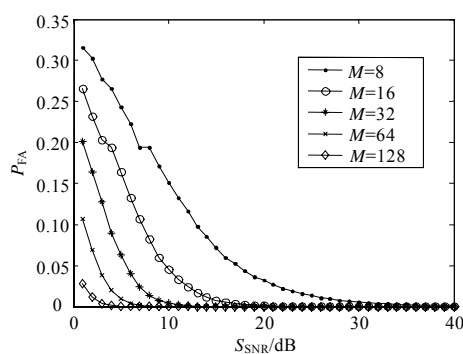


图7 虚警概率 P_{FA} 与信噪比的关系

从图6中可以看出,在假设 H_1 下,独特码长度相同时,随着信噪比的增加,检测概率 P_D 逐渐增加;而同样的信噪比下,随着独特码长度的增加,检测概率 P_D 增大。因此,在信道中较大的信噪比区间上,在合适的 M 值情况下,可以达到较好的检测概率。

图7中,在假设 H_0 下,虚警概率随着信噪比的增加和独特码长度加大而降低。因此,在信道中较

大的信噪比区间上,常见独特码长度($M=32, 64$)的检测虚警概率可以达到较低的数量级。

从上述仿真结果中可以看出,基于MDL准则的方法能够有效、可靠地检测出调制信号中的UW,其中方法二在改进了检测统计量和判决门限后,进一步提高了综合检测性能。

4 结束语

本文给出了一种对TDMA通信系统中独特码的检测方法,该方法基于最小描述长度准则。分别对两种检测统计量进行了分析,在固定门限和求出最佳门限的条件下进行了计算机仿真。仿真结果表明,基于最小描述长度准则的独特码检测方法的检测概率和虚警概率都独立于频偏,在卫星信道有较大的信噪比区间下,可达到较理想的检测概率和虚警概率。其中采用最佳门限判决的方法具有更好的综合检测性能,体现了较好的独特码检测效果。

参考文献

- [1] SCHREMPF W, SEKIMOTO T. Unique word detection in digital burst communications[J]. IEEE Trans. Commun. Tech., 1968, 16(4): 597-605.
- [2] SHERIN S K, ROBERT G L. Unique word detection in TDMA: acquisition and retention[J]. IEEE Trans. Commun., 1984, 32(7): 804-817.
- [3] SOLEYMANI M, GIRARD H. The effect of the frequency offset on the probability of miss in a packet modem using CFAR detection method[J]. IEEE Trans. Commun., 1992, 40(7): 1205-1211.
- [4] HUANG XINPING, CARON M, HINDSON D. Unique word detection in the presence of frequency offset[C]//1999 IEEE International Conference on Communications, Ottawa: [s.n.], 1999: 1296-1299.
- [5] RISSANEN J. Modeling by shortest data description[J]. Automatica, 1978, (14): 465-471.
- [6] SCHWARTZ G. Estimating the dimension of a model[J]. Ann. Stat., 1978, 6: 461-464.
- [7] WAX M, KAILATH T. Detection of signals by information theoretic criteria[J]. IEEE Trans. Acoustics, Speech, and Signal Processing, 1985, 33(2): 387-392.

编辑 刘文珍