

基于回归特征分析的 BPSK 信号盲处理结果可信性评估

胡晓燕¹ 胡国兵^{1,2} 高燕¹ 吴珊珊¹

(1. 南京信息职业技术学院电子信息学院, 南京, 210023; 2. 河海大学计算机与信息学院, 南京, 210098)

摘要: 针对二相编码(Binary phase shift keying, BPSK)信号盲处理过程中信号调制方式识别及参数估计的可信性评估问题, 提出了一种基于线性回归特征分析的处理方法。根据特定处理结果建立参考信号, 并将参考信号与原始观测信号进行相关累加取模值, 在分析相关累加模值曲线在原序与升序两种不同情形下线性回归差异的基础上, 分别定义了排序回归系数及分段回归符号两大特征, 用以判别 BPSK 信号盲处理结果的可信性。计算机仿真结果表明, 在低信噪比、缺乏信号先验信息的条件下, 本算法可对 BPSK 信号盲处理结果的可信性进行有效检验。

关键词: 盲信号处理; 可信性评估; 线性回归; t 检验; 小波变换

中图分类号: TP302 **文献标志码:** A

Credibility Evaluation for Blind Processing Results of BPSK Signals by Using Regression Features

Hu Xiaoyan¹, Hu Guobing^{1,2}, Gao Yan¹, Wu Shanshan¹

(1. School of Electronic Information Engineering, Nanjing College of Information Technology, Nanjing, 210023, China; 2. College of Computer and Information Science, Hohai University, Nanjing, 210098, China)

Abstract: A credibility test method based on the features of the linear regression is proposed to evaluate the blind processing results of binary phase shift keying (BPSK) signals such as the modulation recognition and parameter estimation. The reference signals are first constructed depending on the certain identified modulation results. Two features, the ordered regression factor and sign of the segments regression, are defined to test the credibility of the processing results by analyzing the differences of linear regression characteristics of the correlation series modulus between the original and the ascending order. Simulation results show that the proposed method can be used to effectively verify the credibility for blind processing results of BPSK signals both at low signal-to-noise ratio and the condition without a prior knowledge for signal parameters.

Key words: blind signal processing; credibility evaluation; linear regression; t test; wavelet transform

引 言

在缺乏先验信息及低信噪比条件下, 对信号处理结果的可信性进行分析, 已成为电子侦察及认知无

线电(Cognitive radio, CR)信号处理领域的新课题。IEEE P1990.6 标准指出,CR 典型信号感知设备中,信号调制识别结果的可信度是一个重要的处理信息^[1]。文献[2]中报道:美国军方的无线信号处理设备中,已通过对调制识别结果的可信度进行分析来判别库外“未知调制信号”,从而进一步提高信号处理的智能化水平。

目前,相关文献针对信号的检测(或称频谱感知)、调制识别结果的可信性进行了分析,但关于信号盲处理结果可信性检验方法的公开文献较少。文献[3-5]针对协作频谱感知中各个单节点感知结果的可信度进行了分析,用以判断是否存在恶意用户或者故障用户,以提高整个感知系统的可靠性。文献[6]对 CR 中幅度调制(Amplitude modulation, AM)、二相编码(Binary phase shift keying, BPSK)、四相编码(Quadrature phase shift keying, QPSK)、最小移频键控(Minimum shift keying, MSK)以及频移键控(Frequency shift keying, FSK)等调制信号进行分类识别时,提出了一种基于多层感知元(Multilayer perception, MLP)神经网络方法的调制识别分类器可信度估计方法。文献[7]利用信息熵作为可信度度量,用于评估基于最大似然方法的 BPSK, QPSK, 八相编码(8-phase shift keying, 8-PSK)及 16 星座正交振幅调制(Quadrature amplitude modulation, QAM)信号识别结果可信度。文献[8]针对 BPSK 信号,提出了一种基于线性回归失拟检验的信号盲处理结果可信性评估方法。但线性回归失拟的统计检验方法,需要对相关累加序列先作聚类处理,以得到失拟检验中重复样本的近似集,因此该方法的性能一定程度上受聚类方法及聚类数的影响。本文以 BPSK 信号为例,提出了一种基于线性回归特征的信号盲处理结果可信性评估算法。

1 信号模型

将有限观测时间内复 BPSK 信号模型写为

$$s(t) = Ae^{j(2\pi f_0 t + \theta)} \sum_{k=0}^{N_c} e^{j\pi c_k} \Pi_{T_c}(t - kT_c) \quad 0 \leq t < T \quad (1)$$

式中: A 为信号幅度; f_0 为载频; θ 为初始相位; N_c 为码元个数; T 为观测时间; T_c 为码元持续时间; c_k 为第 k 个码元;取值为 0 或 1; Π 为门函数,定义为

$$\Pi_a(b) = \begin{cases} 1 & 0 \leq b < a \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

叠加了噪声的 BPSK 信号采样序列如下

$$x(n) = s(n) + w(n) = Ae^{j(2\pi f_0 n\Delta t + \theta)} \sum_{k=0}^{N_c} e^{j\pi c_k} \Pi_{T_c}(n\Delta t - kT_c) + w(n) \quad 0 \leq n \leq N-1 \quad (3)$$

式中: Δt 为采样间隔; $w(n)$ 为复零均值带限高斯白噪声,其实部与虚部相互独立,方差为 $2\sigma^2$; N 为样本个数;信噪比为 $\text{SNR} = A^2/2\sigma^2$ 。

2 可信性检验算法

根据文献[8],BPSK 信号盲处理结果的可信性检验归结为如下假设检验问题:

$$\begin{cases} H_0 & \text{调制识别结果正确且无解码错误} \\ H_1 & \text{调制识别结果错误或存在解码错误} \end{cases} \quad (4)$$

2.1 两种不同假设情况下线性回归差异分析

2.1.1 H_0 假设情况下

在 H_0 假设下,BPSK 信号的调制方式识别结果正确且无解码错误,于是对 BPSK 信号参数集进行估计,得到载频、码字、码长以及码元宽度的估计值分别为 $\hat{f}_0, \hat{c}_k, \hat{N}_c, \hat{T}_c$,并构造参考信号

$$y_0(n) = e^{-j2\pi\hat{f}_0 n\Delta t} e^{j\theta} \sum_{k=1}^{\hat{N}_c} e^{j\pi c_k} \Pi_{T_c}(n\Delta t - k\hat{T}_c) \quad 0 \leq n \leq N-1 \quad (5)$$

将观测信号 $x(n)$ 与 H_0 假设下构造的参考信号 $y_0(n)$ 作相关累加, 得到

$$z(n) = \sum_{m=0}^n x(m)y_0(m) = s_0(n) + \omega_0(n) \quad 0 \leq n \leq N-1 \quad (6)$$

其中信号部分

$$s_0(n) = \sum_{m=0}^n A e^{j(2\pi\Delta\hat{f}_m\Delta t + \theta)} \sum_{k=1}^{\hat{N}_c} e^{-j\pi c_k} \Pi_{T_c}[n\Delta t - (k-1)\hat{T}_c] \cdot \sum_{k=1}^{\hat{N}_c} e^{j\pi c_k} \Pi_{T_c}[n\Delta t - (k-1)T_c] \quad (7)$$

式中: $\Delta f = f_0 - \hat{f}_0$ 为载频估计误差; 噪声项 $\omega_0(n) = \sum_{m=0}^n \omega(m)y_0(m)$ 。由文献[8]可知

$$s_0(n) \approx A(n+1)e^{j(\pi n\Delta f\Delta t + \theta)} \quad (8)$$

当 Δf 较小时, $|s_0(n)|$ 近似为关于 n 的线性函数。考虑有噪声时, 可得

$$g(n) = |z(n)| \approx A(n+1) + \omega'(n) \quad (9)$$

式中: $A(n+1)$ 为 $g(n)$ 的确定性分量; $\omega'(n)$ 为其等效的噪声分量。 $g(n)$ 服从莱斯分布, 信噪比较高时, 在其均值附近近似服从高斯分布, 因此 $g(n)$ 近似等价于一条在噪声背景下的直线。

为了便于表述, 将 $g(n)$ 按升序重排后得到的序列记为 $h(n)$ 。图 1(a) 给出了 BPSK 信号在 H_0 假设下(调制识别正确且解码无误)相关累加模值序列 $g(n)$ 、重排序列 $h(n)$ 及两者的线性回归示意图。由图 1 可见, 当 BPSK 信号调制识别正确且解码无误时, $g(n)$ 、 $h(n)$ 用线性模型分别进行拟合时得到的直线基本重合, 这说明原序及重排序条件下, 其线性回归直线的回归系数近似相等。

2.1.2 H_1 假设情况下

可能存在两种情况。

(1) H_{1a} : 调制方式识别错误。当 BPSK 信号带宽较小或者信号受干扰发生畸变时, 在接收端有可能将其判为正弦波信号或其他调制信号。以误识为正弦波信号为例, 若按照正弦波信号的模型估计信号的载频, 并构造参考信号 $y_1(n) = e^{-j(2\pi\hat{f}_0 n\Delta t)}$, $0 \leq n \leq N-1$, 并将观测信号 $x(n)$ 与之作相关累加, 得到

$$z(n) = \sum_{m=0}^n x(m)y_1(m) = s_1(n) + \omega_1(n) \quad 0 \leq n \leq N-1 \quad (10)$$

式中: $\omega_1(n)$ 为噪声项; 信号部分 $s_1(n) = A \sum_{m=0}^n e^{j[2\pi\Delta\hat{f}_m\Delta t + \Delta\varphi(n) + \theta]}$, 其中相位误差函数为

$$\Delta\varphi(n) = - \sum_{k=1}^{\hat{N}_c} e^{j\pi c_k} \Pi_{T_c}(n\Delta t - kT_c) \quad (11)$$

由上式可见: 因为调制方式识别错误, 一方面, 用正弦波频率估计算法去估计 BPSK 信号时, 由于 BPSK 信号的频谱有一定的带宽, 其能量不会如单频正弦波一样聚焦于最大谱线及邻近的谱线上, 最大值具有一定随机性, 这样载频估计产生偏差的可能性较大, 从而导致 Δf 变大; 另一方面, 相位误差函数 $\Delta\varphi(n)$ 的存在, 两者共同导致构造的参考信号与原信号相关累加模值 $g(n)$ 不呈直线。在实际中, BPSK 信号也可能误判为 QPSK 信号或者线性调频(Linear frequency modulation, LFM)信号等其他调制样式, 由于参数估计机制失配, 导致载频参数估计误差偏大加之相位误差函数的存在, 同样会导致构造的参考信号与观测信号相关累加模值 $g(n)$ 不呈直线。在这种情况下, $g(n)$ 与其按升序重排得到的序列 $h(n)$ 之间波形存在较大差异。显然, 分别将 $g(n)$ 及 $h(n)$ 两个序列进行线性回归后, 得到的两条回归直线的系数也不同。图 1(b-d) 分别为 BPSK 误识为正弦波信号、QPSK 信号及 LFM 信号时, 相关累加序列 $g(n)$ 和重排序列 $h(n)$ 及两者分别回归后的示意图。可见, 若 BPSK 调制方式识别发生错误时, 用简单线性模型对 $h(n)$ 及 $g(n)$ 进行回归拟合, 其斜率存在明显差异。

(2) H_{1b} : 调制方式识别正确, 但其他参数估计误差较大, 导致解码错误。当信噪比较低, 或者其他

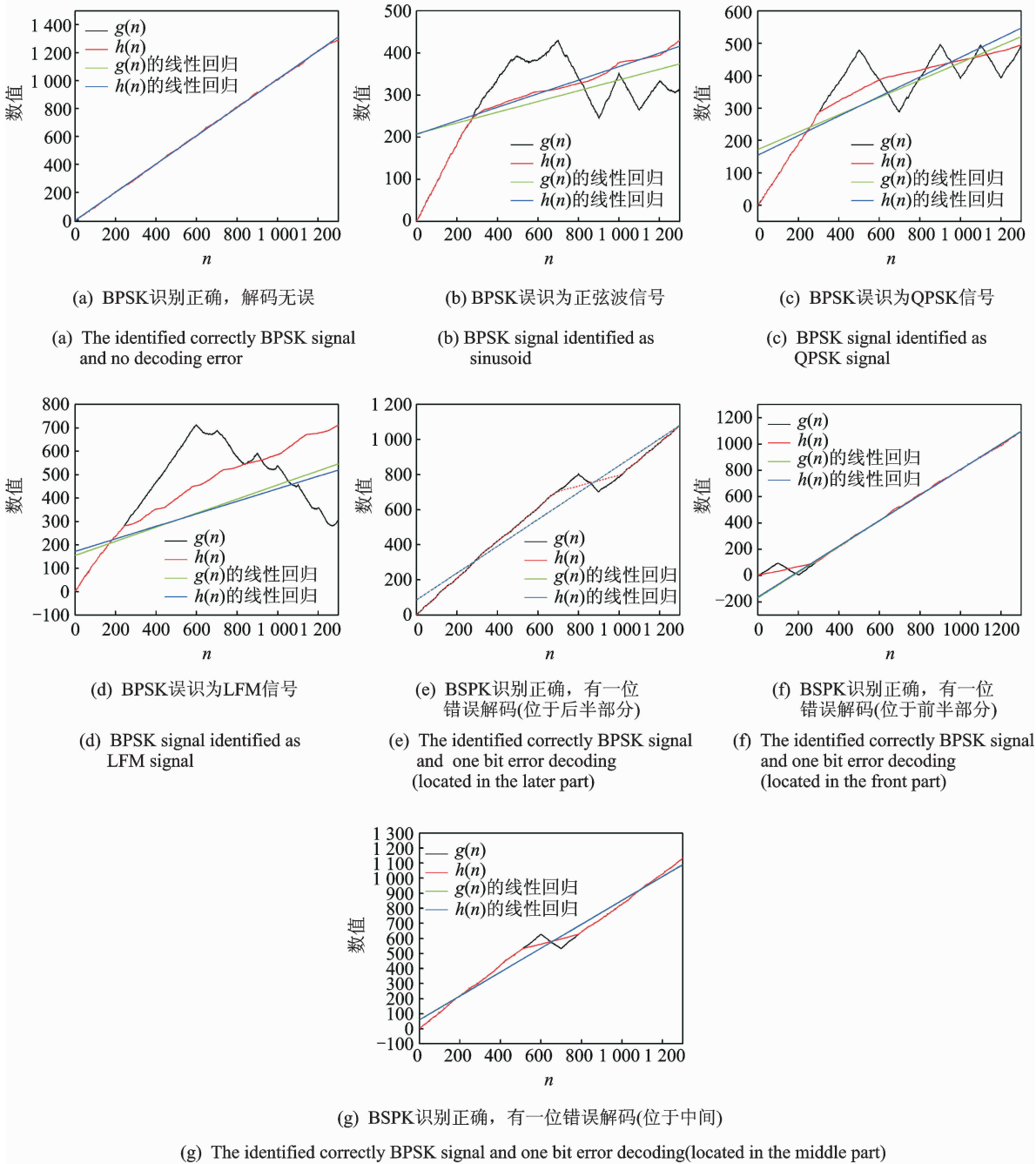


图 1 BPSK 信号相关累加模值原序与排序后其线性回归示意图(13 位巴克码, 信噪比 3 dB)

Fig. 1 Linear regression map of original and reordered modulus of correlation series of BPSK signal (13 bit barker code, SNR=3 dB)

因素的影响, 调制方式识别结果虽正确, 但可能由于其他参数, 如载频估计、码元宽度估计的误差较大, 导致解码错误。图 1(e-g) 为 BPSK 识别正确, 但存在 1 位解码错误时相关累加模值 $g(n)$ 和重排列列

$h(n)$ 及两者分别线性回归的示意图。由图可见,当调制方式识别正确,因其他参数估计的误差积累,存在 1 位解码错误时,相关累加模值序列在码元错误位置存在折断现象,但此时对 $g(n)$ 与重排序列 $h(n)$ 分别进行线性回归,两条回归直线基本重合。显然,利用两条回归直线差异无法将其与 H_0 假设区分。若解码错误位数增加,产生折断的次数将增加,此时相关累加模值 $g(n)$ 曲线折断增加, $g(n)$ 与重排序列 $h(n)$ 之间差异变大,各自回归直线的差异也较大,可用处理第(1)种情形的方法进行区分。

考虑利用其他补充特征来区分 H_1 假设下的第(2)种情形 H_{1b} 与 H_0 假设。由于存在解码错误,其相关累加模值序列 $g(n)$ 在码元错误位置存在折断现象。假定总共有 N_c 位码元,每个码元的宽度为 T_c ,假定前 $1 \sim n_0$ 位码元解码正确, $n_0 + 1$ 位码元解码错误,后面 $n_0 + 2 \sim N_c$ 位码元解码正确,可知 $g(n)$ 在解码正确的码元区间段,其斜率与解码错误的码元区间段的斜率符号相反。而 H_0 假设下,由于没有错误解码,因此不存在极值点的跳变。于是,根据这一特性,可以将 H_0 假设与 H_{1b} 进行区分。

综上所述,不同假设下的特征差异可归纳为:(1)在 H_0 假设下,即 BPSK 信号调制方式识别正确且解码无误时,相关累加模值序列 $g(n)$ 近似为一条被噪声污染的直线,不存在折断现象,其原序回归与排序回归的直线斜率近似相同;(2)在 H_1 假设下,分为两种情形。第①种情形,当 BPSK 信号调制方式识别错误时,其相关累加模值 $g(n)$ 原序回归与排序回归的直线的斜率不同。第②种情形,当调制方式识别正确,但由于其他参数估计误差的积累导致 1 位解码错误时,其相关累加模值序列 $g(n)$ 原序回归与排序回归的直线的斜率相同,但原序相关累加模值 $g(n)$ 在错误码元持续区间内回归后的直线斜率与整段 $g(n)$ 回归后直线的斜率符号相反。如果解码错误超过 1 位时,一般可归为第①种情形。

2.2 特征定义

2.2.1 排序回归系数特征

此特征的主要作用就是用以区分 H_0 与 H_1 的第(1)种情形,即 H_{1a} 。若 $g(n), h(n)$ 经线性回归后所得直线分别为 $g_r(n), h_r(n)$, 则

$$\begin{cases} g_r(n) = b_1 n + a_1 \\ h_r(n) = b_2 n + a_2 \end{cases} \quad n = 0, 1, \dots, N-1 \quad (12)$$

则排序回归系数特征定义为

$$C_1 = \begin{cases} 1 & b_1 = b_2 \\ 0 & b_1 \neq b_2 \end{cases}$$

则上述问题可归结为假设检验

$$\begin{aligned} H_0 &: b_1 = b_2 \\ H_{1a} &: b_1 \neq b_2 \end{aligned} \quad (13)$$

具体步骤如下^[9]:

(1) 令 $X_1 = X_2 = [0, 1, \dots, N-1], Y_1 = g(n), Y_2 = h(n), \hat{Y}_1 = g_r(n), \hat{Y}_2 = h_r(n)$ 。

定义统计量

$$t = \frac{b_1 - b_2}{S_{b_1 - b_2}} \quad (14)$$

其中

$$S_{b_1 - b_2} = \frac{b_1 - b_2}{\sqrt{S_c^2 \left[\frac{1}{\sum (X_1 - \bar{X}_1)^2} + \frac{1}{\sum (X_2 - \bar{X}_2)^2} \right]}} \quad (15)$$

式中: \bar{X}_1, \bar{X}_2 分别为自变量 X_1, X_2 的均值,两样本回归系数的合并方差

$$S_c^2 = \frac{\sum (Y_1 - \hat{Y}_1)^2 + \sum (Y_2 - \hat{Y}_2)^2}{(n_1 - 2) + (n_2 - 2)} \quad (16)$$

(2)取显著性水平 α ,以自由度 $\nu = n_1 + n_2 - 4$ 查 t 值表得到 $t_{\alpha, \nu}$,若 $|t| < t_{\alpha, \nu}$ 则判定 H_0 成立,即两条直线回归斜率相同,否则,判为 H_{1a} 。

2.2.2 分段回归符号特征

此特征主要作用是区分 H_0 与 H_1 的第(2)种情形 H_{1b} 。假定 $g(n)$ 在错误码元区间内的数据作回归为 $g_e(n) = b_3 n + a_3, n_e \leq n \leq n_c$,而整段数据回归为 $g_r(n) = b_1 n + a_1$,则分段回归符号特征定义为

$$C_2 = \begin{cases} 1 & b_3 b_1 > 0 \\ 0 & b_3 b_1 < 0 \end{cases} \quad (17)$$

错误码元区间的起、止点可用 Haar 小波变换法进行估计^[10]。当存在一位解码错误时,在错误码元区间内,相关累加模值曲线近似为一个线性函数,作两次小波变换后,在起、止点处分别获取极小值与极大值。如图 2 所示,若存在一位错误解码,则在错误码元区间的起点与终点处存在明显的不连续点,二次小波变换后,可以准确定位其位置。

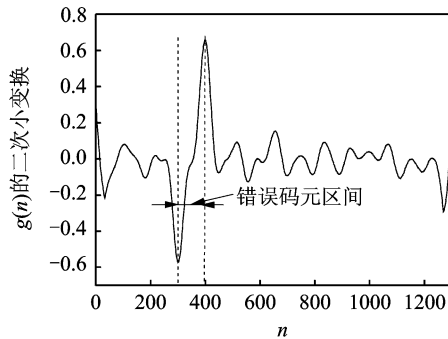


图 2 基于二次 Haar 小波变换的 BPSK 信号错误码元区间示意图

Fig. 2 Region of error symbols of BPSK signal based on twice Haar wavelet transform

2.3 算法流程

本文提出的基于相关累加模值线性回归特征分析的 BPSK 信号盲处理结果可信性检验算法流程如图 3 所示。其主要步骤说明如下:

(1)参数估计与参考信号建立。先对接收到的观测信号进行调制方式识别,根据识别结果对应的模型,估计相应参数并构建参考信号。

(2)特征提取。将参考信号与观测信号相关累加取模,得到 $g(n)$,提取排序回归系数特征 C_1 及分段回归符号特征 C_2 。

(3)检验判决。若 $C_1 = 1$ 且 $C_2 = 1$,则 H_0 成立;若 $C_1 = 0$ 或 $C_1 = 1$ 但 $C_2 = 0$,则判为 H_1 。

3 性能仿真与分析

3.1 仿真条件

第 1 组:假设接收到的观测信号 $x(n)$ 为被加性高斯白噪声污染的 BPSK 信号,载频 29.081 MHz,码元宽度 $1 \mu\text{s}$,码序列为 13 位巴克码,码序列为[1,1111,0011,0101],采样频率 100 MHz,样本长度为 1 300 点。

第 2 组:假设接收到的观测信号 $x(n)$ 为被加性高斯白噪声污染的 BPSK 信号,载频 29.081 MHz,采样频率为 100 MHz,BPSK 信号的码元为 31 位 m 序列,码速率为 2 MHz,第 1 个码元被截断 60%,最后 1 个码元被截断 20%,码序列为[101,0111,0110,0011,1110,0110,1001,0000],样本长度 1 600 点。

上述两组仿真中所用脉内调制识别算法采用文献[11]方法, BPSK 信号的参数估计方法采用文献[12]提出的算法。仿真次数 $N_s = 1\ 000$ 次, 显著性水平 α 取 0.001。

3.2 性能分析

表 1, 2 分别为利用本文方法, 在第 1 组、第 2 组仿真条件下分别对 BPSK 信号盲处理结果进行可信性检验的性能统计。表中: n_{00} 表示实际为 H_0 假设, 利用检验算法判为 H_0 的次数; n_{01} 表示实际为 H_0 假设, 判为 H_1 的次数; n_{10} 表示实际为 H_1 假设, 判为 H_0 的次数; n_{11} 表示实际为 H_1 假设, 判为 H_1 的次数。以 $P_e = (n_{01} + n_{10}) / N_s$ 作为两类错误概率的估计值。所谓的第 1 类错误是指实际为 H_0 假设, 但利用本文提出的可信性检验算法判为 H_1 , 第 2 类错误是指实际为 H_1 假设, 但利用检验算法判为 H_0 。

表 1 所示 BPSK 信号码序列为 13 位巴克码时, 在不同信噪比条件下, 利用本文方法对 BPSK 信号盲处理结果可信性检验的性能统计。由表可见, 信噪比大于等于 -1 dB 时, 所用调制识别及参数估计方法的处理结果可信性较高, 1 000 次仿真中, 无不可信性处理情形, 而用本文提出

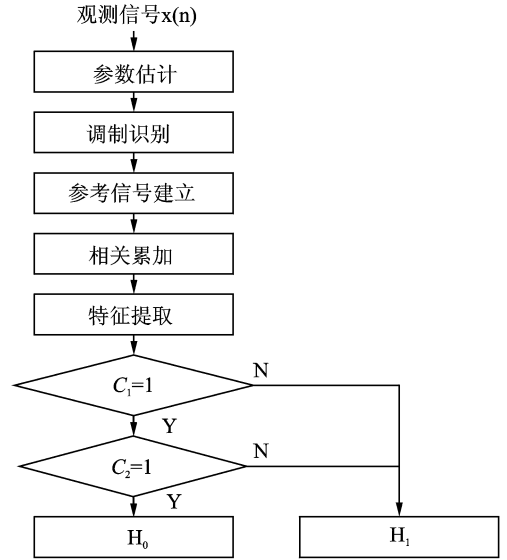


图 3 本文算法流程

Fig. 3 Presented algorithm flow of this paper

表 1 13 位巴克码的检验性能

Table 1 Evaluation performance of 13 bit barker code

SNR/dB	n_{00} /次	n_{01} /次	n_{11} /次	n_{10} /次	P_e
3	1 000	0	0	0	0
0	1 000	0	0	0	0
-1	1 000	0	0	0	0
-2	996	0	2	2	0.002
-3	975	1	22	2	0.003
-4	917	1	80	2	0.003
-5	734	3	242	21	0.024
-6	372	8	587	33	0.041

表 2 31 位 m 序列的检验性能

Table 2 Evaluation performance of 31 bit m code

SNR/dB	n_{00} /次	n_{01} /次	n_{11} /次	n_{10} /次	P_e
0	1 000	0	0	0	0
-3	1 000	0	0	0	0
-4	1 000	0	0	0	0
-5	1 000	0	0	0	0
-6	1 000	0	0	0	0
-7	999	0	1	0	0
-8	926	0	71	3	0.003
-9	522	0	465	13	0.013
-10	193	1	789	17	0.018
-11	37	1	941	21	0.022
-12	8	1	968	23	0.024

的可信性评估方法对 1 000 次处理结果进行检验,其两类错误概率接近 0;当信噪比在 $[-2 \text{ dB}, -4 \text{ dB}]$ 之间时,1 000 次盲处理过程中,处理算法的性能随信噪比减少而增加,出现了一定量的不可信处理结果,存在调制识别错误或者解码错误情形,利用本文提出的可信性评估方法,可对此类情形进行有效区分。例如:信噪比 -4 dB 时,对于 82 次存在调制识别或解码错误的处理结果,本算法可将其中的 80 次鉴别出来,检错率大于 97.5%,两类错误概率约为 0.3%。当信噪比进一步下降时,由于所用 BPSK 信号盲处理方法的性能变差,从而导致 1 000 次仿真中调制识别错误或解码错误的次数进一步增加。信噪比为 -5 dB 时,本文提出的可信性评估算法的检错率达 92%以上,两类错误概率小于 3%。

表 2 所示为利用本文方法对码结构为 31 位 m 序列的 BPSK 信号盲处理结果进行可信性检验的性能统计。由表可见,当信噪比大于 -7 dB 时,1 000 次仿真中所用识别算法的调制识别结果全部正确且无解码错误,检验算法的两类错误概率接近 0;当信噪比在 $[-7 \text{ dB}, -9 \text{ dB}]$ 之间时,1 000 次仿真中盲处理中出现识别错误或者解码有误的情形,说明所用盲处理算法的性能因信噪比降低而下降,用本算法能将这些识别错误或者解码有误的情形中的大部分区分出来,两类错误概率较小。例如:信噪比 -8 dB 时,可将 74 次解码有误或者调制识别错误的情形中的 71 次鉴别出来,检错率大于 95%,两类错误概率仅为 0.3%。信噪比 -10 dB 时,盲处理算法的性能急剧下降,1 000 次仿真中解码有误或者调制识别错误的情形增加至 806 次,利用本文提出的可信性检验算法仍能将这些情形中的大部分鉴别出来,但随着信噪比的减小,两类错误概率变大,检验性能也变差。从仿真结果来看,本文提出的针对 BPSK 信号盲处理结果可信性分析方法,在较低信噪比条件下仍可对不同码型的 BPSK 信号盲处理结果进行可信性检验,具备较好的检错鉴别能力,两类错误的概率也较小,且无需信号的先验信息。表 3 所示为相同条件下(表 1 仿真条件)本文方法与文献[8]方法的性能对比。由图可见,信噪比大于 0 dB 时,两种方法的错误概率均接近 0,信噪比变低时,本文方法略优于文献[8]方法,当信噪比小于 -4 dB 时,本文方法明显优于文献[8]方法。文献[8]方法在对相关累加序列进行线性回归失拟检验时,如按照严格的统计检验需要相关累加对应的每个采样值均需要有若干重复样本,但实际中无法做到。因此,通常以聚类的方法将相近的样本归为一类,并视其为重复样本,再进行统计检验,此时聚类方法的选择会影响算法的性能,换言之,聚多少类为佳,选择哪种聚类算法,均需要进行选择,因此算法的韧性也会受到影响。本文方法从某种意义上避免了这一问题。

表 3 本文方法与文献[8]方法的性能对比

Table 3 The comparison of evaluation performance between the proposed method and Ref. [8]

SNR/dB	文献[8]方法	本文方法
6	0	0
3	0	0
0	0.001	0
-1	0.001	0
-2	0.001	0.002
-3	0.003	0.003
-4	0.010	0.003
-5	0.045	0.024
-6	0.052	0.041

4 结束语

本文对 BPSK 信号的盲处理结果可信性评估进行了研究,针对原有基于线性回归失拟检验的可信性评估方法性能受聚类方法影响的缺陷,提出一种基于相关累加模值曲线线性的排序回归系数及分段

回归符号两大特征的BPSK信号可信性评估算法。仿真结果表明:本算法在适度信噪比范围内,能有效完成对BPSK信号盲处理结果的可信性检验。同时,该方法也可推广至其他调制信号的盲处理结果可信性评估。

参考文献:

- [1] Pucker L. Review of contemporary spectrum sensing technologies(IEEE-SA P1900, 6 Standards Group)[EB/OL]. http://grouper.ieee.org/groups/scc41/6/documents/white_papers/P1900_6_Sensor_Survey.pdf, 2008-09.
- [2] Su W J, Ming Y. Dual-use of modulation recognition techniques for digital communication signals[C]//Systems, Application and Technology Conference. Long Island, N Y; [s. n.], 2006:1-6.
- [3] Hiep V V, Insoo K. Cooperative spectrum sensing with collaborative users using individual sensing credibility for cognitive radio network[J]. *IEEE Transactions on Consumer Electronics*, 2011, 57(2): 320-326.
- [4] Wang Chinliang, Chen Hanwei, Chou, Yuren. A credibility based cooperative spectrum sensing technique for cognitive radio systems[C]//Vehicular Technology Conference(VTC Spring). [S. l.]: IEEE, 2011:1-5.
- [5] Nam Tuan Nguye, Rong Zheng, Zhu Han. On identifying primary user emulation attacks in cognitive radio systems using non-parametric Bayesian classification[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2012, 60(3): 1432-1445.
- [6] Fehske A, Gaedert J, Reed J H. A new approach to signal classification using spectral correlation and neural networks[C]//2005 First IEEE International Symposium on New Frontiers in Dynamic Spectrum Access Networks. DySPAN; [s. n.], 2005: 144-150.
- [7] Lin W S, Ray Liu K J. Modulation Forensics for wireless digital communications[C]//IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing, ICASSP 2008. Las Vegas, NV; [s. n.], 2008:1789-1792.
- [8] 胡国兵, 刘渝. BPSK信号盲处理结果的可靠性检验算法研究[J]. *数据采集与处理*, 2011, 26(6): 637-642.
Hu Guobing, Liu Yu. Reliability test for blind processing results of BPSK signals[J]. *Journal of Data Acquisition and Processing*, 2011, 26(6): 637-642.
- [9] Zar J H. Biostatistical analysis[M]. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall Inc, 1999.
- [10] 胡国兵, 刘渝. 基于 Haar 小波变换的信号到达时间估计[J]. *系统工程与电子技术*, 2009, 31(7): 1615-1619.
Hu Guobing, Liu Yu. Arrival time estimation of signals based on Haar wavelets transformation[J]. *Journal of Systems Engineering and Electronics*, 2009, 31(7): 1615-1619.
- [11] Reichert J. Automatic classification of communication signals using higher order statistics[C]//Acoustics, Speech, and Signal Processing, 1992 IEEE International Conference on. San Francisco, CA; [s. n.], 1992: 221-224.
- [12] 胥嘉佳. 电子侦察信号处理算法和宽带数字接收机研究[D]. 南京: 南京航空航天大学, 2010.
Xu Jiajia. Study on key algorithms of signal processing in electronic reconnaissance and subsampling wideband digital receiver [D]. Nanjing: Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, 2010.

作者简介:



胡晓燕(1976-),女,副研究员,研究方向:信号与信息处理, E-mail: huxy@njcit.cn.



吴珊珊(1982-),女,讲师,研究方向:通信与信息系、认知无线电, E-mail: Wuss@njcit.cn.



胡国兵(1978-),男,博士,在站博士后,副教授,研究方向:智能信号处理, E-mail: hugb@njcit.cn.



高燕(1981-),女,讲师,研究方向:数字图像处理技术、认知无线电, E-mail: Gaoyan@njcit.cn.

