

基于 GP 分布拟合检验的 LFM/BPSK 处理结果可信性评估

胡国兵¹, 吴珊珊², 陈正宇¹, 赵嫫嫫¹, 宋 军³, 李昌利⁴

(1. 金陵科技学院电子信息工程学院, 江苏南京 211169; 2. 南京信息职业技术学院电子信息学院, 江苏南京 210023;
3. 南京林业大学信息科学技术学院, 江苏南京 210037; 4. 河海大学计算机与信息学院, 江苏南京 210098)

摘 要: 研究了线性调频/二相编码(LFM/BPSK)混合调制信号处理结果的可信性评估问题, 提出了一种基于相关谱超阈值分布拟合优度检验的评估算法. 根据某一次识别处理结果及其对应的调制信号模型, 建立参考信号, 并计算其与原始观测信号的相关谱, 通过对相关谱极大值概率分布特性的分析, 将 LFM/BPSK 信号处理结果的可信性评估转化为对相关谱超阈值序列概率分布的拟合优度检验问题. 文中利用极大值分布吸引场理论, 证明了零假设下相关谱超阈值的超出量近似服从广义 Pareto 分布. 计算机仿真结果验证了本算法的有效性.

关键词: 可信性评估; LFM/BPSK 调制; 广义极值分布; 广义 Pareto 分布

中图分类号: TN911.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 0372-2112 (2019)01-0066-07

电子学报 URL: <http://www.ejournal.org.cn>

DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2019.01.009

Credibility Evaluation for Processing Results of LFM/BPSK Signals Based on Goodness-of-Fit Test of Generalized Pareto Distribution

HU Guo-bing¹, WU Shan-shan², CHEN Zheng-yu¹, ZHAO Pin-jiao¹, SONG Jun³, LI Chang-li⁴

(1. College of Electronic and Information Engineering, Jinling Institute of Technology, Nanjing, Jiangsu 211169, China;
2. School of Electronic Information, Nanjing College of Information Technology, Nanjing, Jiangsu 210023, China;
3. College of Information Science and Technology, Nanjing Forestry University, Nanjing, Jiangsu 210037, China;
4. College of Computer and Information Science, Ho Hai University, Nanjing, Jiangsu 210098, China)

Abstract: A credibility test method, based on the goodness-of-fit test of the exceedance distribution of the cross-correlation spectrum, is proposed to evaluate blind processing results of LFM/BPSK hybrid modulation signals. A reference signal is constructed depending on the identified modulation format and the corresponding estimated parameters, and the spectrum of the cross-correlation between the observed signal and the constructed reference signal is calculated. By using the property of the maximum distribution of the cross-correlation spectrum, the credibility test is transformed to the goodness-of-fit test of the exceedance distribution to the cross-correlation spectrum. It is proved that the exceedance distribution under null hypothesis is approximated to a generalized Pareto distribution according to the maximum distribution attraction theory. The effectiveness of the algorithm is demonstrated in extensive simulations.

Key words: credibility evaluation; LFM/BPSK hybrid modulation; generalized extreme distribution; generalized Pareto distribution

1 引言

在现代电子战中, 为了提高雷达在复杂电磁环境下的生存概率, 提高其反截获能力, 复合调制技术已得到广

泛应用. 如常用的 LFM/BPSK 复合调制是一种大时宽带宽积信号, 既可弥补单一调制信号的不足, 又兼具 BPSK 信号良好的距离分辨率和 LFM 信号对多普勒频移不敏感的优点, 拥有更好的脉冲压缩性能. 而且, 与单一调制

收稿日期: 2017-09-09; 修回日期: 2018-01-22; 责任编辑: 李勇锋

基金项目: 江苏省基础研究计划(自然科学基金)(No. BK20161104); 江苏省“六大人才高峰”科研项目(No. DZXX022); 金陵科技学院高层次人才引进项目(No. jlt-b-201630); 南京市重点学科建设项目(电子科学与技术)

信号相比,复合调制信号具有更良好的抗干扰性能和低截获概率特性.然而,对电子侦察信号处理而言,针对此类复合调制信号的调制识别与参数估计,其处理难度与复杂度进一步增加,处理结果的不确定性也难以预计.因此,有必要对每一次处理结果的可信与否进行统计评估,以便为后续处理环节提供参考信息.

目前,有关调制信号分析与处理结果可信性评估的研究,主要针对单一调制信号.文献[1]针对 BPSK 信号,提出了一种基于线性回归失拟检验的盲处理结果可信性评估方法.文献[2]从相位特征的角度,提出了一种基于 K-S 分布拟合检验的 BPSK 信号盲处理结果可信性评估算法.先提取参考信号与观测信号相关后的相位序列,后对其概率分布作拟合优度检验,完成对 BPSK 信号盲处理结果的可信性检验.类似文献[2],文献[3]以相关后序列的频谱为依据,提出了一种基于循环频率特征分析的 LFM 信号盲处理结果可信性评估算法.该算法将可信性评估转化为对相关谱在零频率附近是否存在循环频率的假设检验问题,仿真结果表明,较低信噪比时该算法仍具有较好的性能.显然,上述研究未涉及有关复合调制信号处理结果的可信性评估问题.

本文将极值理论(Extreme Value Theory, EVT)^[4]引入到 LFM/BPSK 处理结果的可信性评估问题中,提出了一种基于相关谱超阈值分布拟合检验的处理算法,通过检验相关谱超阈值序列超出量的概率分布是否服从广义 Pareto(Generalized Pareto, GP)分布,实现对 LFM/BPSK 信号处理结果的可信性评估.仿真结果验证了本算法的有效性.

2 基本模型与假设

假定叠加了高斯白噪声的 LFM/BPSK 混合调制信号模型为:

$$x(n) = s(n) + w(n) \\ = A \exp[j(2\pi f_0 \Delta t n + \pi l \Delta t^2 n^2 + \theta(n) + \theta_0)] + w(n), 0 \leq n \leq N-1 \quad (1)$$

其中, A 为信号幅度, f_0 为起始频率, l 为调频斜率, Δt 为采样间隔, BPSK 分量的相位函数 $\theta(n) = \pi d_2(n)$ (其中 $d_2(n)$ 为二元编码信号,其码元宽度为 T_c , 码元个数 N_c , 码字为 $c_m, m = 1, \dots, N_c$), θ_0 为初相位, N 为样本点数; $w(n)$ 为零均值加性复高斯白噪声过程,其实部与虚部相互独立,且与信号互不相关,方差为 $2\sigma^2$.

通常在电子侦察中,解 LFM/BPSK 信号采用分步处理算法^[5,6],其流程由调制方式识别、平方运算、LFM 信号分量参数估计及 BPSK 信号分量解码四个环节构成.分步处理算法的主要思想是通过平方运算及共轭相乘将 LFM/BPSK 混合调制信号分别降阶成单一 LFM 信号与 BPSK 信号,然后再利用解 LFM 及 BPSK 信号的

有关算法进行参数估计.考虑到上述各处理环节之间的关联性,可将 LFM/BPSK 信号处理结果的可信性检验归结为如下假设检验问题:

H_0 : 调制方式识别结果正确,且参数估计误差较小、无解码错误;

H_1 : 调制方式识别结果错误,或者识别结果正确但存在至少一位错误解码. (2)

3 算法描述

3.1 模型适配与失配

本节将从统计量的确定、判决规则的选择两个方面对 LFM/BPSK 混合调制信号可信性评估算法加以阐述.需要说明的是,在本文中对 LFM/BPSK 信号而言,当调制识别正确且参数估计误差小、无解码错误时,称之为模型适配,即 H_0 . 模型适配时,按适配模型(LFM/BPSK)对观测信号进行估计得到的参数集,称之为适配参数集,由适配模型及适配参数集建立的参考信号称之为适配参考信号.当 LFM/BPSK 信号调制识别正确但参数估计误差大、存在解码错误时(记为 H_{1A}),或被错误为其它调制形式时(记为 H_{1B}),两种情形均称之为模型失配.模型失配时,按失配模型进行参数估计得到的参数集,称之为失配参数集.显然, H_{1A} 情形下,失配参数集与适配参数集的结构相同,但前者的估计误差偏大;在 H_{1B} 情形下,失配参数集与适配参数集的结构不同,有可能导致估计误差变大或者发生估计错误.

3.2 相关谱特征分析

在 H_0 假设下,即为模型适配,此时调制方式识别正确、LFM 信号分量的参数估计误差小且 BPSK 信号分量无解码错误.利用估计得到的适配信号参数集:起始频率估计值 \hat{f}_0 、调频系数估计值 \hat{l} 及 BPSK 信号分量的相位函数 $\hat{\theta}(n)$,构造适配参考信号

$$y_0(n) = \exp\{-j[2\pi \hat{f}_0 n \Delta t + \pi \hat{l} (n \Delta t)^2 + \hat{\theta}(n)]\}, \\ 0 \leq n \leq N-1 \quad (3)$$

定义相关序列

$$z_0(n) = x(n)y_0(n) = s_0(n) + w_0(n) \quad (4)$$

式中, $s_0(n) = A \exp[j(2\pi \Delta f \Delta t n + \pi \Delta l \Delta t^2 n^2 + \Delta \theta(n) + \theta_0)]$ 及 $w_0(n) = w(n)y_0(n)$ 分别表示 $z_0(n)$ 中的信号分量与噪声分量.易知,在 H_0 假设下,当信噪比适度时,假定起始频率及调频系数均估计较准($\Delta f = f_0 - \hat{f}_0 \rightarrow 0$, $\Delta l = l - \hat{l} \rightarrow 0$),且 BPSK 信号分量的相位函数 $\theta(n)$ 估计准确($\Delta \theta(n) = \theta(n) - \hat{\theta}(n) \rightarrow 0$)且不存在解码错误时,有 $z_0(n) \approx A e^{j\theta_0} + w_0(n)$. 对 $z_0(n)$ 作 DFT 变换,有

$$Z_0(k) = \text{DFT}[z_0(n)] = S_0(k) + W_0(k), 0 \leq k \leq N-1 \quad (5)$$

其中:

$$\begin{cases} S_0(k) = \sum_{n=0}^{N-1} s_0(n) e^{j\frac{2\pi}{N}nk} = NAe^{j\theta_0} \delta(k) \\ W_0(k) = \sum_{n=0}^{N-1} w_0(n) e^{j\frac{2\pi}{N}nk} \end{cases}, k = 0, 1, \dots, N-1$$

其中, $\delta(k)$ 为单位取样函数. 由上式可知, $Z_0(k)$ 可近似看作直流信号叠加了噪声的情形. 将 $Z_0(k)$ 中直流分量滤除并取模值, 得到修正的相关谱, 记为 $Z_{0m}(k) \approx |W_0(k)|$, 如图 1(a) 所示. 后文若无特别说明, 相关谱均指去直流后的情形. 易知, $W_0(k)$ 为均值为零, 方差 $\sigma_z = N\sigma^2$ 的独立同分布高斯白噪声过程, 故其模值 $Z_{0m}(k)$ 服从瑞利分布^[7]. 由图可见, 去直流后的相关谱模值 $Z_{0m}(k)$ 中不存在明显峰点.

H_1 假设下, 即为模型失配时, 存在两种可能情况: 1) 调制方式识别正确, 但由于参数估计误差较大、存在解码错误, 记为 H_{1A} ; 2) 调制方式识别错误, 记为 H_{1B} . 下面分别针对两种不同失配情形下的相关谱峰值特性进行分析.

(1) H_{1A} : 调制方式识别正确但参数估计误差较大、存在解码错误. 此时, 仍根据 BPSK/LFM 信号模型估计其参数, 得到失配参数集: 起始频率估计值 \hat{f}_{01A} 、调频系数估计值 \hat{l}_{1A} 及 BPSK 信号分量的相位函数 $\hat{\theta}_{1A}(n)$, 并建立失配参考信号,

$$y_{1A}(n) = \exp\{-j[2\pi\hat{f}_{01A}n\Delta t + \pi\hat{l}_{1A}(n\Delta t)^2 + \hat{\theta}_{1A}(n)]\}, \quad 0 \leq n \leq N-1$$

计算相关序列

$$z_1(n) = x(n)y_{1A}(n) = s_{1A}(n) + w_{1A}(n) \quad (6)$$

式中 $s_{1A}(n) = A \exp[j(2\pi\Delta f\Delta t n + \pi\Delta l\Delta t^2 n^2 + \Delta\theta(n) + \theta_0)]$ 及 $w_{1A}(n) = w(n)y_{1A}(n)$ 分别表示相关序列 $z_1(n)$ 的信号分量与等效噪声分量, $\Delta f = f_0 - \hat{f}_{01A}$, $\Delta l = l - \hat{l}_{1A}$, $\Delta\theta(n) = \theta(n) - \hat{\theta}_{1A}(n)$ 分别为失配时的参数估计误差. 由于基于分步处理的 LFM/BPSK 信号解调过程是先通过平方运算去除相位编码信息, 将其降阶为 LFM 信号, 而后估计 LFM 信号分量的各个参数并构造参考信号, 将 LFM/BPSK 信号下变频后得到基带 BPSK 信号, 再对其进行解码. 因此, 一般 LFM 参数估计的误差会影响 BPSK 信号解码的性能, 若 LFM 信号分量的参数估计误差大, 将可能导致基带 BPSK 信号解码时出现错误.

为了便于分析, 将 $s_{1A}(n)$ 分解成

$$\begin{aligned} s_{1A}(n) &= \underbrace{Ae^{j\theta_0} \exp[j(2\pi\Delta f\Delta t n + \pi\Delta l\Delta t^2 n^2)]}_{S_{1ALFM}} \underbrace{\exp[\Delta\theta(n)]}_{S_{1ABPSK}} \\ &= s_{1ALFM}(n) s_{1ABPSK}(n) \end{aligned} \quad (7)$$

由于模型失配, 估计误差 Δf 及 Δl 较大, 且 $\Delta\theta(n) \neq 0$, 故 $s_{1A}(n)$ 无法近似成一个直流信号, 而是相当于起始频率为 Δf , 调频系数为 Δl , 码字为 $\Delta\theta(n)$ 的 LFM/

BPSK 信号, s_{1ALFM}, s_{1ABPSK} 分别为 $s_{1A}(n)$ 中的 LFM 分量及 BPSK 信号分量. 显然, $s_{1A}(n)$ 的频谱 $S_{1A}(k)$ 是 BPSK 分量频谱 $S_{1ABPSK}(k)$ 与 LFM 分量频谱 $S_{1ALFM}(k)$ 的卷积, 即

$$S_{1A}(k) = S_{1ALFM}(k) * S_{1ABPSK}(k)$$

由于 $\Delta f \ll f_0, \Delta l \ll l$, 式(7)的 LFM/BPSK 信号带宽较小, 此时信号频谱的包络由 BPSK 信号频谱所具有的辛克函数变化规律决定, 主瓣宽度大约为 $2/T_c$, 其带内起伏较大, 带外波动由辛克函数的尾部决定, 存在较小的波动^[8]. 故此时 $z_1(n)$ 去直流后的幅度谱 $Z_{1m}(k)$ 与 H_0 时不同, 其带内存在若干峰值, 近似服从莱斯分布, 在带宽之外的部分近似为独立瑞利随机变量. 图 1(b) 所示为存在 1 位解码错误时的相关谱 $Z_{1m}(k)$ 波形. 由该图可见, 当信号调制识别结果正确但存在解码错误时, 相关谱 $Z_{1m}(k)$ 中存在若干峰值点. 易知, 随着解码错误位数的增加, 带内峰值个数也相应增加.

(2) H_{1B} : LFM/BPSK 信号的调制识别结果错误. 必须注意到, 一方面由于调制识别结果与信号真实的调制方式不同, 导致所建立的参考信号与信号真实模型之间产生了失配; 另一方面, 此时的失配参数集结构与真实信号模型对应的参数集结构也不同. 这些因素均会对相关谱的峰值特性产生影响. 如图 1(c) 所示为当 LFM/BPSK 误识为 LFM 信号时, 相关序列 $z_1(n)$ 的频谱图. 由图可见, 在 H_{1B} 情形下, 由于模型失配等原因, 其相关谱中也存在峰值.

综上所述, 不难得出如下结论:

1) H_0 假设成立时, 相关谱 $Z_{0m}(k)$ 中不存在峰值, 近似为独立同分布瑞利随机量;

2) H_1 假设成立时, 相关谱 $Z_{1m}(k)$ 由峰值部分与非峰值部分组成, 其中非峰值部分近似为独立同分布瑞利随机量, 峰值部分近似为独立非同分布的莱斯随机量.

3.3 相关谱的 GP 分布

定义统计量 $U = Z_m^2(k)$. 显然, H_0 假设成立时 $U = (U_0, U_1, \dots, U_{N-2})$ 为相互独立且服从自由度为 2 的中心卡方随机量(同分布), 其分布函数为

$$F_U(u) = 1 - \exp\left(-\frac{u}{2\sigma_z^2}\right), u \geq 0 \quad (8)$$

由文献[9]知, 随机量 $U = (U_0, U_1, \dots, U_{N-2})$ 的最大值 $Y = \max(U_0, U_1, \dots, U_{N-2})$ 的极限分布为 Gumbel 分布.

在 H_1 假设下, 假定 L 为相关谱中峰值的个数, $U(k)$ 分成两组, 其中一组是 L 个峰值 (k_0 为峰值的起点位置), 即 $U_i, i \in (k_0, k_0 + L - 1)$, 为自由度为 2 独立非同分布的非中心卡方随机量, 另一组为非峰值部分, 其为自由度为 2 的独立同分布中心卡方随机量. 显然, 在 H_1 假设下, $U(k)$ 是一组独立非同分布的随机变量, 不满足属于 Gumbel 分布最大值吸引场的充要条件^[10]. 因此, 其极大值的

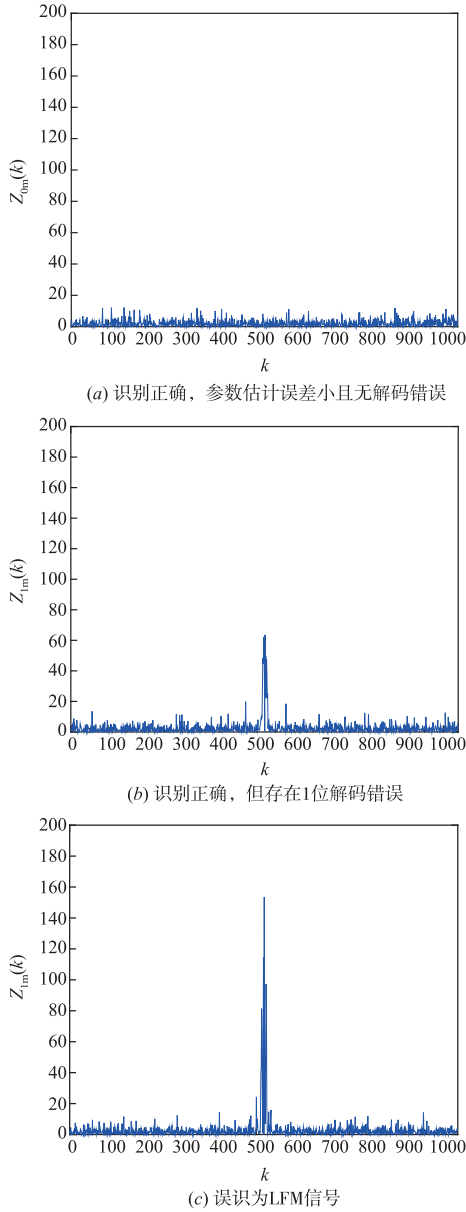


图1 不同假设下的相关谱模值波形(13位巴克码, 信噪比0dB)

分布无法近似为 Gumbel 分布.

根据极值分布理论, Gumbel 分布属于第一类广义极值分布, 其分布函数可写为

$$G(u; \mu, \delta, \xi) = \exp\left\{-\left(1 + \xi \frac{u - \mu}{\delta}\right)^{-1/\xi}\right\}, 1 + \xi(u - \mu)/\delta > 0 \quad (9)$$

上式中, μ 为位置参数, δ 为尺度参数, ξ 为形状参数.

定理 1 服从独立同分布非中心卡方(自由度为 2)随机量 $U = (U_0, U_1, \dots, U_{N-2})$, 其中 $U_i, i = 0, \dots, N-2$ 分布函数为 $F_U(u)$, 对于给定的阈值 $t < \max(U)$, 当 t 较大时, 其超出量 $V = U - t$ 近似服从 GP-I 型分布, 即

$$\Psi_1(v; \mu, \delta) = \lim_{\xi \rightarrow 0} \Psi(v; \mu, \delta, \xi) = 1 - e^{-(v-\mu)/\delta}, v > \mu \quad (10)$$

其中, $\delta = \delta + \xi(u - \mu)$.

证明 由文献[10]可知, 对于同一组独立同分布随机向量, 其 GP 分布的参数 ξ 与相应 GEV 分布的参数 ξ 相同, 且两者之间是一一对应的. 在 H_1 假设下, 由于极大值 $Y = \max(U_0, U_1, \dots, U_{N-2})$ 的极限分布为 Gumbel 分布, 即 $\xi = 0$. 对于给定的阈值 t , 当 t 较大时, 其超出量 $V = U - t$ 近似服从 GP 分布, 且其形状参数 $\xi = 0$, 即

$$\Psi_1(v; \mu, \delta) = \lim_{\xi \rightarrow 0} \Psi(v; \mu, \delta, \xi) = 1 - e^{-(v-\mu)/\delta}, v > \mu \quad (11)$$

上述分布也称为 GP-I 型分布^[4].

在 H_1 假设下, 由于极大值 Y 的极限分布不满足 GEV 分布的收敛条件. 因此, 相应的超阈值序列的超出量 V 也不能用 GP-I 分布进行有效拟合. 如图 2 所示为不同假设下相关谱超阈值序列超出量 V 的经验分布与 GP-I 型理论分布之间的对比示意图. 图中蓝色线条所示为根据样本拟合得到的经验分布, 红色小圈对应 GP-I 型分布函数, 仿真条件与表 1 (见仿真部分) 相同, 阈值设定为相关谱 U 极大值的 0.01 倍. 由图可见: 1) 在 H_0 假设下, 相关谱超阈值的超出量 V 的经验分布与 GP-I 型分布基本吻合, 说明超出量 V 近似服从 GP-I 分布; 2) 在 H_1 假设下, 相关谱超阈值的超出量 V 的经验分布与 GP-I 型分布存在显著差异, 其超出量 V 不服从 GP-I 分布. 于是, 对 LFM/BSPK 复合调制信号处理结果可信性评估可转化相关谱超阈值序列的超出量 V 对 GP-I 分布的拟合优度检验.

综上, LFM/BPSK 信号处理结果的可信性评估问题可转化为对相关谱超阈值序列超出量的分布拟合检验, 即若超阈值序列近似服从 GP-I 型分布, 则接受 H_0 假设, 反之不然. 设相关谱超阈值序列超出量样本集为 $\{v_l\}, l = 0, \dots, K-1$, 可根据此样本集计算相关谱的经验累积分布函数 $\hat{F}_V(v)$, 则区分 H_0 与 H_1 的假设检验问题, 可转化为如下概率分布拟合检验:

$$\begin{aligned} H_0: \hat{F}_V &= \Psi_1 \\ H_1: \hat{F}_V &\neq \Psi_1 \end{aligned} \quad (12)$$

利用 Kolmogorov-Smirnov 方法^[11,12]完成上述分布拟合检验.

4 性能仿真与分析

设接收到的观测信号 $x(n)$ 为被加性高斯白噪声污染的 LFM/BPSK 复合调制信号, 本节将在不同条件下对本算法的性能进行仿真与分析. 仿真中所用调制识别算法采用文献[5]方法. 各种条件下的仿真次数 N_s 为 1000 次, 采样频率为 $f_s = 2000$ MHz, 对超阈值分布拟合检验法, 阈值取相关谱模平方极大值的 0.01 倍(除表 1 外), 超阈值模型的参数用文献[13]方法进行估计. 为

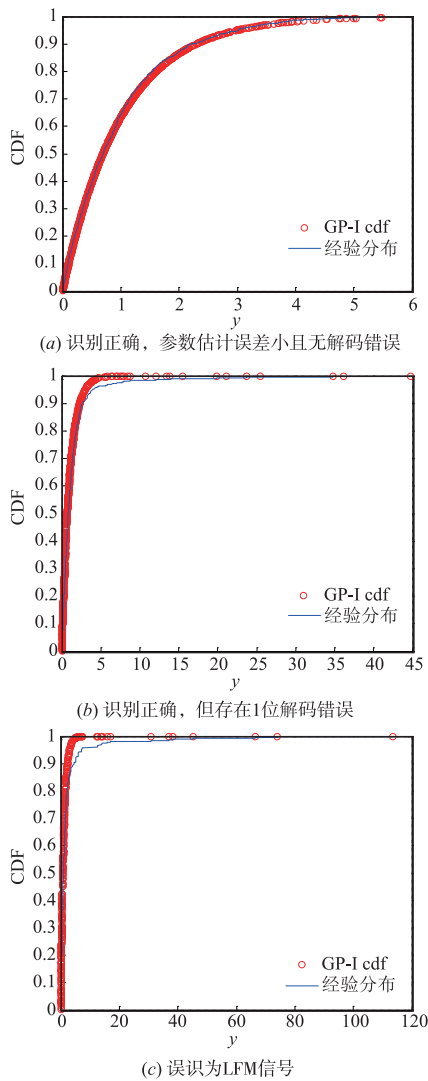


图2 不同假设下的相关谱超阈值序列超出量的概率分布

了表达方便,后续描述中,将满足 H_0 假设的情形称为可信处理,将不满足 H_0 假设的情形称为不可信处理. 以下各表中, n_{ij} 表示实际假设为 H_i , 利用检验算法判为 H_j 的次数. 此处, 平均正确校验概率 $P_c = (N_{00} + N_{11}) / N_s$.

表1所示为起始频率 100MHz, 调频系数 $l = 300\text{MHz/s}$, 码元宽度 $0.4\mu\text{s}$, 码序列为 13 位巴克码, 初相位为 $\pi/4$, 样本长度为 1040 点时, 利用本文算法对 LFM/BPSK 信号处理结果可信性进行检验的统计性能.

1) 本算法在适度信噪比范围内, 门限选择合适时, 能有效完成对 LFM/BPSK 信号处理结果的可信性检验. 当信噪比等于 3dB 时, 显著性水平 α 取 0.01 时, 所选择的处理算法, 1000 次仿真中不可信处理结果的次数为 1, 可信处理结果的次数为 999, 平均正确校验概率可达 100%. 信噪比变小时, 1000 次仿真中, 出现不可信处理的次数随信噪比减小而增加, 当信噪比适度时, 本算法仍具有较好的校验性能. 以 -3dB 为例, 显著性水

平 α 取 0.1 时, 平均正确校验概率达 99.9%.

2) 在相同信噪比条件下, 本算法对 LFM/BPSK 信号调制处理结果可信性检验的性能受显著性水平 α 取值的影响. 由表1可见, 当信噪比相对较高时 (信噪比大于等于 -1dB 时), 显著性水平 α 越小, 平均正确校验概率越大, 信噪比较低时 (信噪比小于等于 -1dB 时), 显著性水平 α 越大, 平均正确校验概率越大. 一般而言, 显著性水平 α 值小时, 检验的第一类错误概率小, 而第二类错误概率就大. 反之, 相反. 因此, 可根据信噪比及实际需要, 综合考虑选择显著性水平 α , 当信噪比高时, 一般的 H_0 情形占多数, 此时为保证第一类错误概率小, 宜选择较小的显著性水平; 当信噪比较低时, 一般的 H_1 情形占多数, 此时要保证第二类错误概率小, 宜选择较大的显著性水平.

表1 不同信噪比及虚警时的检验性能

SNR (dB)	α	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_c
-7	0.1	1	0	583	416	0.584
	0.01	1	0	127	872	0.128
-5	0.1	36	1	928	35	0.964
	0.01	37	0	410	553	0.447
-3	0.1	84	1	915	0	0.999
	0.01	85	0	875	40	0.96
-1	0.1	262	1	737	0	0.999
	0.01	263	0	737	0	1
1	0.1	795	8	197	0	0.992
	0.01	803	0	197	0	1
3	0.1	984	15	1	0	0.985
	0.01	999	0	1	0	1

表2 不同起始频率时的检验性能

SNR (dB)	f_0 (MHz)	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_c
-7	100	1	0	127	872	0.128
	150	1	0	86	913	0.087
-5	100	37	0	410	553	0.447
	150	8	0	396	596	0.404
-3	100	85	0	875	40	0.96
	150	29	0	931	40	0.96
-1	100	263	0	737	0	1
	150	168	0	832	0	1
1	100	803	0	197	0	1
	150	771	0	229	0	1
3	100	999	0	1	0	1
	150	997	2	1	0	0.998

表 2 所示为显著性水平设定为 0.01,其它仿真条件与表 1 相同,起始频率分别为 100MHz,150MHz 时,利用 GP 分布拟合检验法对 LFM/BPSK 信号处理结果进行可信性检验的统计性能.由表可见,信噪比适度时,本算法的性能基本不受起始频率变化的影响,具有一定的韧性.原因在于本算法所用的统计量仅与起始频率的估计误差有关,与起始频率本身无关.

表 3 不同调频系数时的检验性能

SNR(dB)	l (MHz/s)	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_c
-7	200	0	0	184	816	0.184
	250	0	0	129	871	0.129
-5	200	53	0	493	454	0.546
	250	44	0	451	505	0.495
-3	200	217	0	747	36	0.964
	250	157	0	802	41	0.959
-1	200	428	0	572	0	1
	250	316	0	684	0	1
1	200	850	0	150	0	1
	250	856	0	144	0	1
3	200	996	1	3	0	0.999
	250	998	1	1	0	0.999

表 4 不同码元宽度时的检验性能

SNR(dB)	R_c (μ s)	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_c
-7	0.03	0	0	45	955	0.045
	0.04	1	0	127	872	0.128
-5	0.03	7	0	184	809	0.191
	0.04	37	0	410	553	0.447
-3	0.03	70	0	545	385	0.615
	0.04	85	0	875	40	0.96
-1	0.03	101	0	874	25	0.975
	0.04	263	0	737	0	1
1	0.03	288	0	712	0	1
	0.04	803	0	197	0	1
3	0.03	677	1	322	0	0.999
	0.04	999	0	1	0	1

表 3 所示为显著性水平设定为 0.01,调频系数分别取 200MHz/s,250MHz/s,其它仿真条件与表 1 相同时,利用本文方法对 LFM/BPSK 信号处理结果进行可信性检验的统计性能.由表可见:信噪比适度时,两种算法的检测性能基本不受调频系数变化的影响.原因与表 2 类同,即本文算法所定义的检验统计量与调频系数的估计误差有关,与调频系数本身无关.

表 4 所示为码元宽度分别取 0.03 μ s,0.04 μ s,显著性水平取 0.01,而其它各仿真参数与表 1 参数设定相同,利用本文方法对 LFM/BPSK 信号处理结果进行可信性检验的统计性能.由表可见,信噪比相对较高(大于 -3dB)时,本文算法的检测性能受码元宽度影响较小;当信噪比低时,其检验性能随着码元宽度的增加而变好,原因在于码元宽度的增加实质就是信号长度的增加.

5 结束语

本文将极值分布理论中的超阈值模型引入到 LFM/BPSK 复合调制信号处理结果的可信性评估中,在分析参考信号与观测信号相关谱超阈值序列超出量分布差异的基础上,将 LFM/BPSK 复合调制信号处理结果的可信性检验转化为 GP 分布拟合检验问题,并从理论上证明了零假设下相关谱超阈值序列超出量的近似分布类型.仿真结果表明,本算法在适度信噪比范围内,能有效完成对 LFM/BPSK 复合信号处理结果的可信性检验.

参考文献

- [1] 胡国兵,刘渝. BPSK 信号盲处理结果的可靠性检验算法[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 & Processing, 2011, 26(6):637-642. (in Chinese)
- [2] 胡国兵,徐立中. 基于 K-S 检验的 BPSK 信号盲处理结果可信性评估[J]. 电子学报,2014,42(10):1882-1886.
HU Guo-bing, XU Li-zhong. Confidence evaluation for blind processing results of BPSK signals via Kolmogorov-Smirnov hypothesis test[J]. Acta Electronica Sinica, 2014, 42(10):1882-1886. (in Chinese)
- [3] 胡国兵,徐立中,吴珊珊,等. 基于循环平稳分析的 LFM 信号盲处理结果可靠性评估[J]. 电子学报,2016,44(4):788-794.
HU Guo-bing, XU Li-zhong, WU Shan-shan, et al. Reliability evaluation for blind processing results of LFM signal based on cyclostationarity[J]. Acta Electronica Sinica, 2016, 44(4):788-794. (in Chinese)
- [4] David H A. Order Statistics[M]. Berlin Heidelberg: Springer, 2011. 10897-10901.
- [5] 宋军,刘渝,薛妍妍. LFM-BPSK 复合调制信号识别与参数估计[J]. 南京航空航天大学学报,2013,45(2):217-222.
Song Jun, Liu Yu, Xue Yanyan. Parameter estimation and recognition of hybrid modulated signal combining BPSK with LFM[J]. Journal of Nanjing University of Aeronautics & Astronautics, 2013, 45(2):217-222. (in Chinese)

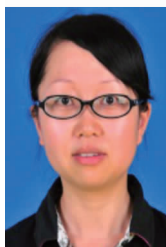
- [6] 王佩,祝俊,唐斌. 伪码-线性调频复合信号参数估计理论性能分析[J]. 电子与信息学报,2016,38(2):472-477. WANG Pei,ZHU Jun,TANG Bin. Theoretical performance analysis for parameter estimation of hybrid modulated signal combining pseudo-random binary-phase code and linear frequency modulation [J]. Journal of Electronics & Information Technology,2016,38(2):472-477. (in Chinese)
- [7] Whalen A D. Detection of Signals in Noise [M]. New York:Academic Press,1995.
- [8] Kowatsch M,Lafferl J T. A spread-spectrum concept combining chirp modulation and pseudonoise coding[J]. IEEE Transactions on Communications, 1983, 31 (10): 1133 - 1142.
- [9] Kalyani S, Karthik R M. The asymptotic distribution of Maxima of independent and identically distributed sums of correlated or non-identical Gamma random variables and its applications [J]. IEEE Transactions on Communications, 2012,60(9):2747-2758.
- [10] 史道济. 实用极值统计方法[M]. 天津:天津科学技术出版社,2006. Shi Daoji. Practical Method of Extreme Value Statistics [M]. Tianjin: Tianjin Science and Technology Press, 2006. (in Chinese)
- [11] F Massey. The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit[J]. J Amer Stat Asso,1951,46(256):68-78.
- [12] Wang F,Wang X. Fast and robust modulation classification via Kolmogorov-Smirnov test[J]. IEEE Transactions on Communications,2010,58(8):2324-2332.
- [13] Davison A C, Smith R L. Models for exceedances over high thresholds[J]. Journal of the Royal Statistical Society,1990,52(3):393-442.

作者简介



胡国兵 男,1978年4月生,江苏高淳人. 2011年于南京航空航天大学获工学博士学位,现金陵科技学院教授、主要从事智能信号处理等方面的研究.

E-mail:hugb@njcit.cn



吴珊珊 女,1982年1月生,江苏南通人. 2008年于南京理工大学获工学硕士学位. 现南京信息职业技术学院副教授,主要从事通信与信息系统、认知无线电的研究.

E-mail:wuss@njcit.cn



陈正宇 男,1978年7月生,江苏淮安人. 2014年于南京邮电大学获得工学博士学位,现金陵科技学院副教授,电子信息工程学院副院长,主要从事认知无线电、物联网、无线传感器网络等方面的研究.

E-mail:zych@jit.edu.cn