

LFM/BPSK 混合调制信号盲处理结果可信性评估： 一种简化的似然比算法

胡国兵¹, 吴珊珊², 杨 忠¹, 杨 莉¹, 赵嫔姣¹, 宋 军³

(1. 金陵科技学院, 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)

摘 要: 针对以相关谱最大值作为统计量对线性调频/二相编码(LFM/BPSK, Linear Frequency Modulation/Binary Phase Shift Keying)混合调制信号盲处理结果进行可信性检验时, 存在概率密度函数复杂, 难以得到似然比检验闭合表达式的问题, 提出了一种基于极值分布理论(EVT, Extreme Value Theory)的简化处理算法. 利用相关谱最大值的极限分布替代其精确分布, 基于纽曼-皮尔逊(NP, Neyman-Pearson)准则得到简化的似然比检验, 给出了相应判决式及其判决门限的解析表达式. 文中给出了不同假设下相关谱最大值的极限分布形式. 计算机仿真结果表明: 本算法与已有的恒虚警方法相当, 但优于基于分组极值模型及超阈值模型的两种分布拟合检验法, 且具有较低的计算复杂度.

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)09-1891-07

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

DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2019.09.011

Credibility Evaluation for Blind Processing Results of LFM/BPSK Hybrid Modulation Signals: A Simple Likelihood Ratio Based Approach

HU Guo-bing¹, WU Shan-shan², YANG Zhong¹, YANG Li¹, ZHAO Pin-jiao¹, SONG Jun³

(1. 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)

Abstract: In order to verify the confidence of the blind analysis result of the LFM/BPSK (Linear Frequency Modulation/Binary Phase Shift Keying) hybrid modulation signals by using the maximum value of the correlation spectrum, a simple likelihood ratio algorithm based on extreme value theory is formulated in this paper, which can solve the problem caused by the complexity of the probability of the maximum statistic of the correlation spectrum when creating the likelihood ratio test. By replacing the asymptotic distribution of the exact distribution of the maximum statistic and using the NP criterion, the decision statistic and its corresponding threshold is derived. The asymptotic distribution of the maximum statistic under the two hypotheses are provided. The simulations show that the performance of the proposed algorithm is similar to the constant false alarm based algorithm, and is superior to the two goodness of fit test based algorithms that are formulated by the group extreme value and the peak over threshold models respectively.

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

1 引言

近年来, 随着雷达体制的复杂化, 以及雷达信号参数的捷变性, 使得电子战接收机面临的电磁环境日益

复杂, 对侦察信号处理的难度也随之加大. 为了应对这些挑战, 自适应雷达对抗、认知电子战等新技术、新模式成为各国军事研究机构关注的热点. 在认知电子战中, 其信号处理框架一般由认知侦察模块、对抗措施合成

收稿日期: 2018-04-24; 修回日期: 2019-03-19; 责任编辑: 梅志强

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”(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(电子科学与技术); 国家自然科学基金项目(No. 51505204), 教育部产学研合作协同育人项目(No. 201602009006)

模块和对抗效能评估模块共同构成,形成一个具有自主侦测能力的闭环系统.显然,对抗的效能取决于电子战接收前端对截获信号的分析与处理的性能,而在电子战的非协作条件下,作为系统的使用者更关注于某一次信号分析处理结果的可信、正确与否.针对单次信号处理结果的可信性评估,对于定量分析整个对抗的效能,提高信号分析与处理的性能具有重要意义^[1].

目前针对信号盲处理结果可信性评估的相关研究,大都集中于对单一调制信号,主要涉及对调制方式识别^[2,3]、正弦波频率估计^[4]、BPSK 信号分析^[5]、LFM 信号分析^[6]等结果的可信性评估.然而,随着电磁环境的复杂化,为了进一步提高雷达的性能及战场生存概率,混合调制信号被广泛采用,LFM/BPSK 是较为常见的混合调制信号^[7,8].显然,此类信号因为调制机制复杂,其解调过程发生错误的概率更大,对其处理结果的可信性评估更具实际价值.针对混合调制信号盲处理结果可信性评估的研究极少.文献[9]中提出两种基于相关谱特征的处理算法,其基本思路为:先根据调制识别结果构造参考信号,并将其与观测信号作相关运算,在分析不同可信性假设下相关谱最大值概率分布差异的基础上,利用恒虚警准则(FAR, False Alarm Rate)检验相关谱中是否存在峰值来实现可信性校验.文献[10]将相关谱序列作为依据,通过分组极值模型,得到分组极值样本集,并检测其是否服从 Gumbel 分布来完成可信性校验.文献[11]则从另一个角度,提取相关谱的超阈值样本集,通过检验其是否服从广义帕累托(GP, Generalized Pareto)分布,来达到对 LFM/BPSK 信号盲处理结果可信性检验的目的.

似然比方法作为二元检测的经典算法,在统计意义上可获得最优性能.但若以相关谱的最大值作为统计量,其概率密度函数较为复杂^[9],很难直接得到判决式及门限的闭合表达式.本文针对这一问题,利用 EVT 理论得到不同假设下相关谱最大值的极限分布形式,并基于纽曼-皮尔逊(NP, Neyman-Pearson)准则构建似然比检验.计算机仿真结果表明,该方法在较低信噪比条件下可对 LFM/BPSK 信号盲处理结果的可信性进行检验,其性能及复杂度与 FAR 方法相当,性能优于 EVT 及 GP 分布拟合检验法,且计算复杂度低.

2 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:

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

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 , 码元个数为 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 $2\sigma^2$.

LFM/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^[9]:

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.

3 算法描述

3.1 似然比构建的问题

文献[9]中重点研究了修正相关谱作为可信性评估的统计量及其在 LFM/BPSK 信号盲处理结果可信性评估中的应用, 并提出一种基于 FAR 准则的处理算法. 本文所用的统计量与其相同, 不同之处在于本文试图利用似然比检验, 而不是 FAR 准则来实现可信性评估算法的设计. 根据文献[12]的结论, LFM/BPSK 信号盲处理结果可信性评估算法可转化为对相关谱 $Z_m(k)$ 中是否存在峰值的检测. 可以将此检验建模为一个二元假设检验, 即 H_0 (无峰值存在, 盲处理结果可信), H_1 (至少有一个峰值存在, 盲处理结果不可信).

定义随机变量 $R(k) = Z_m^2(k)/\sigma_z^2$, 统计量 $\Gamma = \max_{0 \leq k \leq N-2} R(k)$, 在不同假设下的概率密度函数分别为^[9]

$$f_{0r}(r) = \frac{N-1}{2} \exp\left(-\frac{r}{2}\right) \left[1 - \exp\left(-\frac{r}{2}\right)\right]^{N-2}, r \geq 0 \quad (2)$$

$$\begin{aligned} f_{1r}(r) &= \frac{1}{2} \left[1 - \exp\left(-\frac{r}{2}\right)\right]^{N-L-1} \cdot [1 - Q_1(\sqrt{\zeta}, \sqrt{r})]^L \cdot \\ &\quad \left\{ \frac{L \exp\left(-\frac{\zeta+r}{2}\right) I_0(\sqrt{\zeta r})}{1 - Q_1(\sqrt{\zeta}, \sqrt{r})} + (N-L-1) \frac{\exp\left(-\frac{r}{2}\right)}{1 - \exp\left(-\frac{r}{2}\right)} \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中, ζ 为特定参数, $I_0(x)$ 是零阶修正贝塞尔函数, $Q_1(a, b)$ 是一阶通用 Q 函数.

显然, 如果要通过似然比方法来实现前述的二元假设检验, 由于两种假设下最大值统计量的概率密度函数较为复杂, 很难得到可解析的判决式及其门限.

3.2 相关谱极值的极限分布

为此, 本文拟考虑一种简化的方案, 通过引入极值分布理论(EVT), 将不同假设下相关谱极大值的概率密度函数用其极限分布来作近似, 基于 NP 准则可得到一种简化的似然比检验. 一般地, 如果给定底分布 $F(x)$ 且

各个随机变量满足独立同分布的条件, 则其极值分布的分布函数可以底分布幂的形式精确的给出, 但在作进一步分析处理时(如进行积分、构建似然比时), 很难得到可解析的结果. 极值分布理论的主要价值在于, 对于独立同分布的随机变量, 其最大值统计量的极限分布可渐近收敛到给定的三种分布形式, 且这三种分布函数均为初等函数, 因此, 便于作进一步的分析处理. 相关研究表明当样本容量为 10 以上时, 独立同分布随机变量的最大值极限分布与其精确分布之差非常接近^[12].

下面对不同假设下相关谱最大值的极限分布进行理论分析, 为后续似然比的建立提供基础.

由文献[13]可知, 独立同分布中心卡方随机向量最大值的极限分布为 Gumbel 分布. 由文献[10]可知, 独立同分布非中心卡方随机向量最大值的极限分布为 Gumbel 分布. 可知, 在 H_1 假设下, $\mathbf{R}(k)$ 中随机变量可分成两组, 一组是由若干独立同分布中心卡方分布随机量构成, 记为 $\mathbf{R}_{10}(k)$, 其长度为 $N_{10} = N - L - 1$, 另一组是由若干独立同分布非中心卡方分布(自由度为 2)随机变量构成, 记为 $\mathbf{R}_{11}(k)$, 其长度为 $N_{11} = L$. 若定义

$$Y_1 = \max \{ \mathbf{R}(k) \}, Y_{10} = \max \{ \mathbf{R}_{10}(k) \}, Y_{11} = \max \{ \mathbf{R}_{11}(k) \} \quad (4)$$

显然, 有 $Y_1 = \max \{ \mathbf{R}(k) \} = \max (Y_{10}, Y_{11})$ 成立, 且有

$$\begin{aligned} F_{Y_1}(r) &= [F_{Y_{10}}(r)][F_{Y_{11}}(r)] \xrightarrow{d} \bar{F}_{Y_1}(r) \\ &= \bar{F}_{Y_{10}}(r) \bar{F}_{Y_{11}}(r) \end{aligned} \quad (5)$$

成立, 其中 d 表示以分布弱收敛, $F_{Y_{10}}(r), F_{Y_{11}}(r)$ 分别为 Y_{10}, Y_{11} 的精确概率分布, 而 $\bar{F}_{Y_{10}}(r), \bar{F}_{Y_{11}}(r)$ 是 Y_{10} 及 Y_{11} 的极限分布函数, 且均为 Gumbel 函数, 可分别表示为

$$\bar{F}_{Y_{10}}(r) = \exp \left[- \exp \left(- \frac{r - b_{N_{10}}}{a_{N_{10}}} \right) \right] \quad (6)$$

而

$$\bar{F}_{Y_{11}}(r) = \exp \left[- \exp \left(- \frac{r - d_{N_{11}}}{c_{N_{11}}} \right) \right] \quad (7)$$

上述两式中的 $a_{N_{10}}, b_{N_{10}}$ 及 $c_{N_{11}}, d_{N_{11}}$ 为两组归一化常数, 可由下列公式计算得到

$$\begin{cases} a_{N_{10}} = F_{R_{10}}^{-1}(1 - 1/N_{10}) \\ b_{N_{10}} = [1 - F_{R_{10}}(c_{N_{10}})]/f_{R_{10}}(c_{N_{10}}) \\ c_{N_{11}} = F_{R_{11}}^{-1}(1 - 1/N_{11}) \\ d_{N_{11}} = [1 - F_{R_{11}}(c_{N_{11}})]/f_{R_{11}}(c_{N_{11}}) \end{cases} \quad (8)$$

上式中, $F_{R_{10}}^{-1}(\cdot), F_{R_{11}}^{-1}(\cdot)$ 分别表示对应随机变量 R_{10}, R_{11} 的分布函数的逆.

因此, 有

$$\bar{F}_{Y_1}(r) = \exp \left[- \exp \left(- \frac{r - b_{(N-L-1)}}{a_{(N-L-1)}} \right) \right]$$

$$\cdot \exp \left[- \exp \left(- \frac{r - d_L}{c_L} \right) \right] \quad (9)$$

而在 H_0 假设下, 由于 $\mathbf{R}(k)$ 为独立同分布中心卡方分布随机向量, 因此, 其最大值统计量 $Y_0 = \max \{ \mathbf{R}(k) \}$ 的极限分布可写为

$$\bar{F}_{Y_0}(r) = \exp \left[- \exp \left(- \frac{r - b_{N_0}}{a_{N_0}} \right) \right], r \geq 0$$

式中, $N_0 = N - 1$, 归一化系数为

$$\begin{cases} a_{N_0} = F^{-1}(1 - 1/N_0) = 2\sigma_z^2 \ln N_0, \\ b_{N_0} = F^{-1}(1 - 1/(N_0 e)) - a_{N_0} = 2\sigma_z^2 \end{cases} \quad (10)$$

3.3 基于 EVT-NP 准则的可信性评估算法

为了便于推导似然比检验的公式, 将输入的数据作如下处理:

(1) H_0 假设下, 将修正的相关谱数据作标准化处理, 即 $u = (r - b_{N_0})/a_{N_0}$;

(2) H_1 假设下, 将修正的相关谱数据进行分类, 对于 $\mathbf{R}_{10}(k)$ 及 $\mathbf{R}_{11}(k)$ 分别通过 $u = (r - b_{N_{10}})/a_{N_{10}}$ 及 $u = (r - c_{N_{11}})/d_{N_{11}}$ 进行标准化处理.

经过上述处理后, 两种情形的数据都统一到同一尺度下. 根据 Gumbel 分布的概率密度及分布函数之间的关系, 即 $g_1(u) = e^{-u} G_1(u)$, 可以得到两种不同假设下, 标准化后相关谱最大值的渐近概率密度函数, 分别为

$$\begin{cases} \tilde{f}_{0r}(u) = e^{-u} G_1(u) \\ \tilde{f}_{1r}(u) = d [G_1(u)]^2 / du = 2e^{-u} [G_1(u)]^2 \end{cases} \quad (11)$$

于是, 根据 NP 准则, 对于给定的门限 Λ , 若

$$\frac{\tilde{f}_{1r}(u)}{\tilde{f}_{0r}(u)} \geq \Lambda, \text{ 则判 } H_1 \quad (12)$$

将式(12)代入到上式, 得到

$$\frac{\tilde{f}_{1r}(u)}{\tilde{f}_{0r}(u)} = \frac{2e^{-u} [G_1(u)]^2}{e^{-u} G_1(u)} = 2G_1(u) \geq \Lambda, \text{ 则判 } H_1 \quad (13)$$

化简上式, 可得

$$u \geq -\ln(-\ln \Lambda) = \Lambda_1 \quad (14)$$

根据 NP 准则, 在给定的虚警概率下, 由下式确定门限, 即

$$P_{fa} = \Pr(u \geq \Lambda_1 | H_0)$$

解得门限 Λ_1 为

$$\Lambda_1 = -\ln[-\ln(1 - P_{fa})] \quad (15)$$

需要说明的是, 实际中因没有信号及噪声参数的先验信息, 计算统计量 u 时, 对相关谱作标准化处理需要计算两个常数, 即需要对方差 σ_z^2 进行估计, 具体方法如下: 先利用二阶四阶矩方法对接收信号的方差进行估计, 而后利用公式 $\hat{\sigma}_z = N\hat{\sigma}$ 即可得到.

于是, 本文提出的基于 EVT-NP 方法的 LFM/BPSK 信号盲处理结果可信性评估算法的计算流程如图 1

所示。

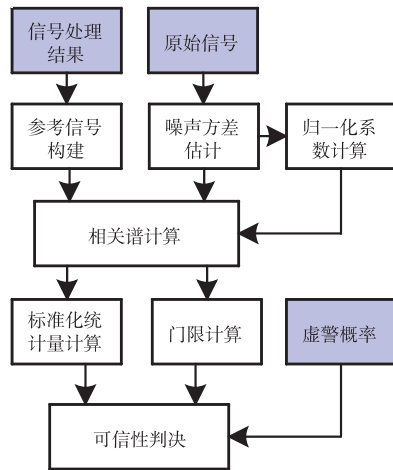


图1 本文算法的计算流程图

关于上述流程,有两点说明如下:

(1) **可信性评估的输入信息**:主要包括三个要素:一是接收到的原始观测信号,用于噪声方差的估计;二是某种特定算法对观测信号的处理结果,包括调制方式识别及参数估计结果,一方面,这是可信性评估的对象,另一方面也可用于后续环节中参考信号的建立;三是可信性评估设定的虚警概率,用于门限计算。

(2) **相关谱数据的归一化**:归一化的目的是为了得到式(14)所示的判决式,因此,归一化的对象是零假设下修正相关谱模值,其归一化的系数可由式(10)得到。

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 混合调制信号,本节将在不同条件下,对文中提出的基于顺序统计量的 LFM/BPSK 信号盲处理结果的可信性检验算法进行仿真与性能分析。仿真中所用调制识别算法采用文献[7]方法。各种条件下的仿真次数 N_s 为 1000 次,采样频率为 $f_s = 2000\text{MHz}$,其他各参数在后面仿真中交待。为了表达方便,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_{00} 表示实际假设为 H_0 ,利用检验算法判为 H_0 的次数; n_{01} 表示实际假设为 H_0 ,但利用检验算法判为 H_1 的次数; n_{10} 表示实际假设为 H_1 ,但利用检验算法判为 H_0 的次数; n_{11} 表示实际假设为 H_1 ,利用检验算法判为 H_1 的次数。此处,定义平均正确校验概率

$$P_c = P_{c0} + P_{c1} = n_{00}/N_s + n_{11}/N_s \quad (16)$$

其中, P_{c0} 称之为验真概率, P_{c1} 称之为检错概率。

4.1 信噪比及显著性水平对检验性能的影响

表 1 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,利用本文方法对 LFM/BPSK 信号盲处理结果可信性进行检验的统计性能。可见:

(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 信号盲处理结果的可信性检验。当信噪比等于 3dB 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, P_{fa} 取 0.0001 时,利用本文方法对处理结果的可信性进行检验时,平均正确校验概率近似为 99.8%。信噪比小于 -3dB 大于 -7dB 时,1000 次仿真中,出现不可信处理的次数急剧增加,本方法具有较好的校验性能。以 -3dB 为例,虚警概率 P_{fa} 取 0.0001 时,检测算法可将 766 次不可信处理全部检测出来,234 次可信性处理结果中的 233 次得到确认,平均正确校验概率达 99.9%。信噪比小于 -7dB 之后,可信性评估算法性能变差。

(2) 在相同信噪比条件下,本算法对 LFM/BPSK 信号调制识别结果可信性检验的性能受虚警概率 P_{fa} 取值的影响。虚警 P_{fa} 的大小决定了判决门限高低,对于平均正确校验概率大小有影响。由表 1 可见,信噪比大于 -5dB 时, P_{fa} 小时,第一类错误概率变大,第二类错误概率变小,两者不能同时变小,但平均正确校验概率随着 P_{fa} 的减小而增加。因此,可根据信噪比及实际需要,选择虚警 P_{fa} ,当信噪比高时,一般 H_0 的情形占多数,此时为保证第一类错误概率小,宜选择较小的虚警;当信噪比较低时,一般 H_1 的情形占多数,此时要保证第二类错误概率小,宜选择较大的虚警。

表 1 不同信噪比及虚警时的检验性能

SNR (dB)	P_{fa}	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_c
-7	$1e-3$	63	18	622	297	0.685
	$1e-4$	69	12	446	473	0.515
	$1e-5$	70	11	284	635	0.354
-5	$1e-3$	123	29	843	5	0.966
	$1e-4$	131	21	811	37	0.942
	$1e-5$	134	18	747	101	0.881
-3	$1e-3$	232	2	766	0	0.998
	$1e-4$	233	1	766	0	0.999
	$1e-5$	233	1	766	0	0.999
-1	$1e-3$	392	2	606	0	0.998
	$1e-4$	394	0	606	0	1
	$1e-5$	394	0	606	0	1
1	$1e-3$	872	5	123	0	0.995
	$1e-4$	876	1	123	0	0.999
	$1e-5$	877	0	123	0	1
3	$1e-3$	985	14	1	0	0.986
	$1e-4$	997	2	1	0	0.998
	$1e-5$	998	1	1	0	0.999

4.2 信号参数变化对检验性能的影响

4.2.1 起始频率变化

图 2 所示为保持码元宽度、初相位及码序列与表 1

相同,起始频率分别为 100MHz,150MHz,200MHz 时,虚警 P_{fa} 取 0.00001,利用本文方法对 LFM/BPSK 信号盲处理结果进行可信性检验的统计性能.由图可见,信噪比适中(大于 -3dB)时,本文方法的性能基本不受起始频率取值变化的影响,具有一定的韧性.

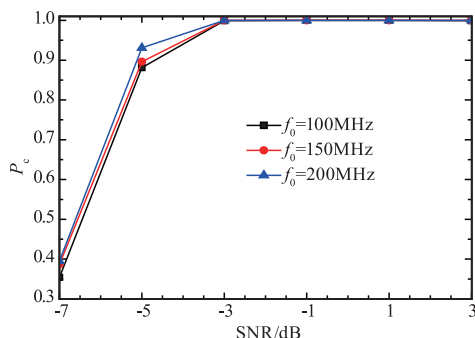


图2 起始频率变化对算法性能的影响

4.2.2 调频系数变化

图3所示为 LFM/BPSK 信号起始频率取 100MHz,信号样本点数为 1040 点,调频系数分别取 200MHz/s,250MHz/s,300MHz/s,虚警概率 P_{fa} 取 0.00001 时,利用本文方法对 LFM/BPSK 信号盲处理结果进行可信性检验的统计性能.由图可见:信噪比适中(大于 -3dB)时,本文方法的性能基本不受调频系数取值变化的影响,具有一定的韧性;当信噪比较低时,算法的性能存在极小的波动,平均识别正确率与调频系数取值成正比(如图中的放大子图可见).

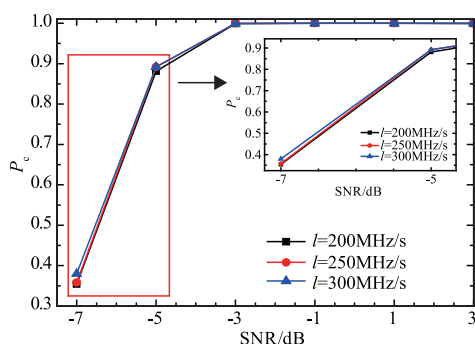


图3 调频系数变化对算法性能的影响

4.2.3 码元宽度变化

图4所示为码元宽度分别取 $0.03\mu\text{s}$, $0.04\mu\text{s}$, $0.05\mu\text{s}$,其它各参数与表1的参数设定保持相同,虚警概率 P_{fa} 取 0.00001,利用本文方法对 LFM/BPSK 信号盲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增加,原因在于此时 H_1 情形占多数,码元宽度的增加实质就是信号长度的增加,由节3中的分析可知,信号长度的增加将使得修

正谱的主瓣能量增加,即相关谱的最大值变大,从而提高算法的性能.

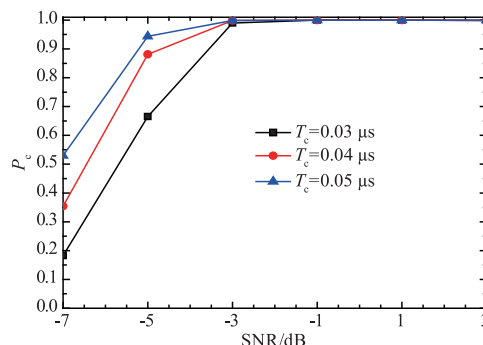


图4 码元宽度变化对算法性能的影响

4.3 与现有算法的性能对比

图5所示为本文算法与现有算法的性能对比.图中,NP为本文算法,EVT为文献[10]提出的分区极值模型分布拟合检验法,GP为文献[11]提出的超阈值模型分布拟合检验法,FAR为文献[9]提出的恒虚警处理算法.仿真中的条件与表1相同,虚警概率选为 0.01.由图可见:

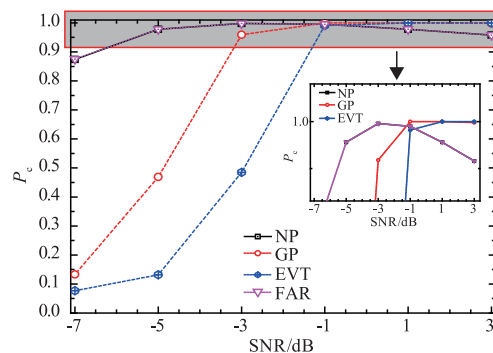


图5 本文算法与现有处理算法的性能对比

(1)当信噪比较低时(小于 -1dB):FAR方法与本文方法的性能最佳,且基本一致,原因在于,两种方法的统计量虽然是不同准则下得到,但其统计量的形式是等价的,其性能达到最优;两种基于拟合优度检验的算法,即GP及EVT算法性能次于FAR与本文方法,其中GP算法的性能优于EVT方法.原因在于,GP算法是基于超阈值模型,将修正谱中超过某个门限较大值选出,在阈值适当时,获得的极值样本较多,拟合优度检验的性能更佳,而EVT算法是基于分组极值模型,将修正相关谱中分组取最大值构成极值样本集,当某些较大值位置集中时,将有可能丢弃某些极值样本,从而限制了其性能.

(2)当信噪比较高时(大于 -1dB):FAR方法与本文算法的性能有所下降,次于GP及EVT算法.原因在于,性能对比实验中,四种算法所选取的虚警概率均为 0.01.

根据前述表 1 的结果,可知,信噪比较高时,本文算法的性能随着虚警概率的增加而下降,此时选择较小的虚警更宜,而对于 GP 及 EVT 算法而言,虚警概率取 0.01 时性能达到最佳。

4.4 算法的复杂度分析

很难对四种算法的计算复杂度进行精确的定量分析,为此我们以信噪比为 0dB 时的情形为例,利用 Thinkpad 440 型笔记本电脑作为计算载体,处理内核为 Intel® Core™ i7-4510u CPU, 2GHz, 在相同条件下进行耗时统计,其结果列于表 2 中. 由图可见,本文算法与 FAR 算法耗时相当,均远小于另两种基于分布拟合检验的处理算法。

表 2 各算法的计算复杂度分析与对比

算法	一次检验用时间(s)
本文算法	0.005
FAR 法 ^[9]	0.005
GP 法 ^[11]	0.112
EVT 法 ^[10]	0.063

5 结束语

针对 LFM/BPSK 混合调制信号盲处理结果的可信性评估问题,以修正相关谱为依据,提出了一种基于 NP-EVT 准则的处理算法. 文中利用 EVT 理论,得到了不同可信性假设下归一化最大值统计量的概率密度函数的极限形式,再基于 NP 准则,以此构建似然比检验,提出了一种简化的似然比算法. 仿真结果表明:本算法在适度信噪比范围内,能有效完成对 LFM/BPSK 混合信号盲处理结果的可信性检验,无需信号的先验信息,简单有效,对于提高雷达、认知无线电信号盲处理结果的可信性与有效性具有一定的理论价值与实践意义。

参考文献

[1] 王佩,仇兆炆,祝俊,等. 雷达侦收自适应信号处理架构研究[J]. 现代雷达,2017,39(11):39-44.
WANG Pei, QIU Zhaoyang, ZHU Jun, TANG Bin, et al. A study on adaptive signal processing frameworks for radar reconnaissance[J]. Modern Radar, 2017, 39(11): 39-44. (in Chinese)

[2] Lin W S, Liu K J R. Modulation forensics for wireless digital communications[A]. IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP 2008) [C]. Las Vegas, NV, USA: IEEE, 2008. 1789-1792.

[3] Fehske A G J, Reed J H. A new approach to signal classification using spectral correlation and neural networks[A]. IEEE International Symposium on New Frontiers in Dy-

amic Spectrum Access Networks [C]. Baltimore, MD, USA: IEEE, 2005. 144-150.

- [4] 吴珊珊,胡国兵,丁宁,等. 正弦波频率估计结果的可靠性评估算法研究[J]. 现代雷达,2015,37(3):31-35.
WU Shanshan, HU Guobing, DING Ning, et al. A study on credibility test for frequency estimation of sinusoid[J]. Modern Radar, 2015, 37(3): 31-35. (in Chinese)
- [5] 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)
- [6] 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)
- [7] 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)
- [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] HU Guobing, Zhao Pinjiao. Confidence test for blind analysis of BPSK signals[J]. IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems, 2019, 55(2): 658-675.
- [10] Guobing H, Pinjiao Z, Zhengyu C, et al. Confidence evaluation for blind analysis of LFM/BPSK hybrid signals based on extreme value theory [J]. IET Radar, Sonar & Navigation, 2019, 13(3): 473-482.
- [11] 胡国兵,吴珊珊,陈正宇,等. 基于 GP 分布拟合检验的 LFM/BPSK 处理结果可信性评估[J]. 电子学报,2019,47(1):66-72.
HU Guobing, Wu Shanshan, Chen Zhengyu, et al. Credibility evaluation for processing results of LFM/BPSK signals based on goodness-of-fit test of generalized pareto distribution[J]. Acta Electronica Sinica, 2019, 47(1): 66-72. (in Chinese)
- [12] 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.

[13] Haan L D, Ferreira A. Extreme Value Theory [M]. New York: Springer, 2006. 600 – 622.

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, 现金陵科技学院电子信息工程学院教授、硕士生导师. 主要从事智能信号处理等方面的研究.
E-mail: s0304152@jit.edu.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



杨忠 男, 1968 年 6 月生, 江苏南京人. 1996 年于南京航空航天大学工学获博士学位, 现金陵科技学院智能科学与控制工程学院院长、教授、硕士生导师, 获省部级科技进步多项. 主要从事智能控制理论与应用及人工智能等方面的研究.
E-mail: yz@jit.edu.cn



杨莉 女, 1983 年 3 月生, 江苏高淳人. 2008 年于扬州大学获工学硕士学位, 现金陵科技学院电子与信息工程学院实验师. 主要从事无线信号识别与处理等方面的研究.
E-mail: yangli691@jit.edu.cn