

基于 K-S 检验的 BPSK 信号盲处理 结果可信性评估

胡国兵^{1,2}, 徐立中², 高 燕¹, 吴珊珊¹, 居美艳²

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

摘 要: 本文提出了一种基于 K-S(Kolmogorov-Smirnov)分布拟合检验的 BPSK 信号盲处理结果可信性评估算法. 首先建立了 BPSK 信号盲处理结果可信性评估的假设检验模型, 而后根据调制识别结果对应的信号模型构造参考信号, 提取其与观测信号相关后的相位序列. 基于 K-S 分布拟合检验, 比较相位序列概率分布与零假设下特定概率分布是否一致, 以判决某次处理结果的可信与否. 计算机仿真结果表明, 本算法可在较低信噪比条件下, 实现对 BPSK 信号盲处理结果的可信性检验.

关键词: 盲信号处理; 可信性评估; Kolmogorov-Smirnov 检验

中图分类号: TN911.6

文献标识码: A

文章编号: 0372-2112 (2014)10-1882-05

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

DOI: 10.3969/j.issn.0372-2112.2014.10.002

Confidence Evaluation for Blind Processing Results of BPSK Signals via Kolmogorov-Smirnov Hypothesis Test

HU Guo-bing^{1,2}, XU Li-zhong², GAO Yan¹, WU Shan-shan¹, JU Mei-yan²

(1. School of Electronic Information, Nanjing College of Information Technology, Nanjing, Jiangsu 210023, China;

2. College of Computer and Information Science, HoHai University, Nanjing, Jiangsu 210098, China)

Abstract: A confidence test method based on Kolmogorov-Smirnov hypothesis test is proposed to evaluate the blind processing results of BPSK signals. The hypothesis test model is created at first. The reference signals are constructed depending on the certain identified modulation result and the phase series are extracted from the correlation between the reference signals and the observed signals. By computing the empirical cumulative distribution function of the phase series and comparing it with the specific cumulative distribution function of phase series under null hypothesis, the K-S based confidence test is performed. Simulation results show that the proposed method can be used to verify the confidence for blind processing results of BPSK signals at low signal-to-noise ratio.

Key words: blind signal processing; confidence evaluation; Kolmogorov-Smirnov hypothesis test

1 引言

在缺乏先验信息条件下, 对接收信号的调制识别、参数估计等只能进行盲处理. 而对盲处理结果的可信性评估, 已成为电子侦察及认知无线电(CR, Cognitive Radio)等非协作信号处理领域的新课题^[1]. 目前, 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[2]将神经网络分类器的最大输出值与次大输出值之间差值的一半作为调制识别分类器的可信度量, 但是这一方法要依赖大量的训练样本. 文献[3]利用各种假设下的似然值构建可信度向量, 通过计算其信息熵分析调制方式识别可信度, 但此方法对信号先验信息依赖性

强. 文献[4]基于纽曼皮尔逊准则, 通过似然比检验对线性调制信号盲处理结果的可信与否进行统计判决, 但该方法无法直接适用于相位编码类信号.

BPSK 信号是认知无线电及雷达中的常用调制样式, 本文针对此类调制信号盲处理结果的可信性评估问题, 提出了一种基于相位概率分布拟合检验的处理方法. 先根据调制识别结果构造参考信号, 将其与观测信号作相关运算后提取其相位信息, 通过检验相位序列是否服从特定概率分布来实现对 BPSK 信号盲处理结果的可信性评估. 仿真结果表明, 此方法在较低信噪比条件下可对 BPSK 信号盲处理结果的正确性进行检验, 且受信号参数变化影响较小.

2 信号模型

将有限观测时间内复 BPSK 信号模型写为

$$x(n) = s(n) + w(n)$$

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

其中: A 为信号幅度, f_0 为载频, θ 是初始相位, N_c 为码元个数, Δt 是采样间隔, N 是样本个数, T_c 是码元宽度, c_k 是第 k 个码元, 取值为 0 或 1, Π 是门函数; $w(n)$ 是复零均值带限高斯白噪声, 其实部与虚部相互独立, 方差为 $2\sigma^2$; 信噪比定义为 $\gamma = A^2/2\sigma^2$.

3 算法描述

可将 BPSK 信号盲处理结果可信性评估归结为如下假设检验问题:

H_0 : 调制方式识别正确且无解码错误;

H_1 : 调制方式识别错误或者识别结果正确但存在解码错误.

3.1 相位概率分布差异分析

在 H_0 假设下, 根据 BPSK 信号参数的估计值, 即载频、码字、码元个数、码元宽度及初相位的估计值 $\hat{f}_0, \hat{c}_k, \hat{N}_c, \hat{T}_c, \hat{\theta}$, 构造参考信号

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

将观测信号 $x(n)$ 与参考信号 $y_0(n)$ 作相关, 有

$$z_0(n) = x(n)y_0(n) = s_0(n) + w_0(n), 0 \leq n \leq N-1$$

其中信号部分

$$s_0(n) = Ae^{j(2\pi\Delta f n \Delta t + \Delta\theta)} \sum_{k=1}^{\hat{N}_c} e^{-j\pi\hat{c}_k} \Pi_{\hat{T}_c}[n\Delta t - (k-1)\hat{T}_c] \cdot \sum_{k=1}^{N_c} e^{j\pi c_k} \Pi_{T_c}[n\Delta t - (k-1)T_c]$$

式中: $\Delta f = f_0 - \hat{f}_0$, $\Delta\theta = \theta - \hat{\theta}$ 分别为载频及初相位估计误差, 噪声项 $w_0(n) = w(n)y_0(n)$. 在 H_0 假设下, 信号参数估计误差较小且无解码错误时, 有

$$z_0(n) = s_0(n) + w_0(n)$$

其中: $s_0(n) \approx Ae^{j(2\pi\Delta f n \Delta t + \Delta\theta)}$, 而 $w_0(n)$ 是一个等效零均值复高斯白噪声过程. 显然, $z_0(n)$ 可近似看成频率为 Δf , 初相位为 $\Delta\theta$ 的正弦波加高斯白噪声序列, 其相位样本序列为

$$\varphi_n = \angle[z_0(n)] = \tan^{-1} \frac{\text{Im}[z_0(n)]}{\text{Re}[z_0(n)]}, n = 0, \dots, N-1.$$

上式可以看成是式(6)所定义的正弦波加高斯白噪声信号相位 φ 的 N 个独立同分布样本, 即 $\varphi = \{\varphi_n\}, n = 0, \dots, N-1$. 易知, 在 H_0 假设下, 当 $\Delta\theta \rightarrow 0$, 相位 φ 的概率密度函数为^[5]:

$$p(\varphi | H_0) \approx \frac{e^{-\gamma}}{2\pi} + \sqrt{\frac{\gamma}{\pi}} \cos\varphi e^{-\gamma \sin^2\varphi} Q(-\sqrt{2\gamma} \cos\varphi) \quad (8)$$

其中 $|\varphi| < \pi$ 且 $Q(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^\infty e^{-\frac{1}{2}y^2} dy$.

在 H_1 假设下, 可能存在两种情况:

(1) H_{1A} : 调制方式识别正确, 但其它参数估计误差较大, 导致解码错误. 在这种情形下, 同样先对 BPSK 信号的参数集进行估计, 分别得到载频、码字、码长、码元宽度及初相位的估计值 $\hat{f}_0, \hat{c}_k, \hat{N}_c, \hat{T}_c, \hat{\theta}$, 并按式(3)的模型构造参考信号

$$y_1(n) = e^{-j\hat{\theta}} e^{-j2\pi\hat{f}_0 n \Delta t} \sum_{k=1}^{\hat{N}_c} e^{-j\pi\hat{c}_k} \Pi_{\hat{T}_c}(n\Delta t - k\hat{T}_c), 0 \leq n \leq N-1$$

并计算

$$z_1(n) = x(n)y_1(n) = s_1(n) + w_1(n), 0 \leq n \leq N-1$$

式中 $s_1(n), w_1(n)$ 分别为 $z_1(n)$ 的信号与噪声分量. 此时, 由于存在至少一位解码错误, 相关序列的相位在错误解码区间内, 存在相位跳变. 因此 z_1 不能看作正弦波加高斯白噪声序列, 其相位 $\{\varphi_n\}$ 不完全满足式(8)定义的概率分布.

(2) H_{1B} : 调制方式识别错误. 以误识为常规信号 NS(Normal Signal) 为例, 按照 NS 的模型, 估计信号的载频, 并构造参考信号

$$y_1(n) = e^{-j(2\pi\hat{f}_0 n \Delta t)}, 0 \leq n \leq N-1$$

将观测信号 $x(n)$ 与之作相关, 得到

$$z_1(n) = x(n)y_1(n) = s_1(n) + w_1(n), 0 \leq n \leq N-1$$

其中信号部分 $s_1(n) = Ae^{j[2\pi\Delta f n \Delta t + \Delta\varphi(n) + \Delta\theta]}$, 而 $w_1(n)$ 为噪声项, $\Delta\varphi(n)$ 为相位误差函数. 显然, 由于信号模型失配及相位误差函数的存在, $z_1(n)$ 不能等效成正弦波加高斯白噪声, 其相位 $\{\varphi_n\}$ 也不满足式(8)的概率分布.

3.2 检验算法

定理 式(8)的概率分布函数近似为

$$F_0(\varphi) \approx \frac{1}{2\pi}(\varphi + \pi) + \frac{\exp(-\gamma/2)\sqrt{\gamma}}{\pi} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{a_m}{m} \sin(m\varphi), |\varphi| < \pi$$

证明 当 $\Delta\theta \rightarrow 0$ 时, $p(\varphi | H_0)$ 可近似为^[6,7]

$$p(\varphi | H_0) \approx \frac{1}{2\pi} + \frac{\exp(-\gamma/2)\sqrt{\gamma}}{\pi} \sum_{m=1}^{\infty} a_m \cos(m\varphi), |\varphi| < \pi$$

式中系数项

$$a_m = \frac{\Gamma[(m+1)/2]\Gamma(m/2+1)\gamma^{m/2}}{\Gamma(m+1)} [I_{(m-1)/2}(\gamma/2) + I_{(m+1)/2}(\gamma/2)]$$

其中 $I_n(x)$ 是 n 阶第一类修正贝塞尔函数, $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} e^{-t} dt$ 是 Gamma 函数. 于是, 有

$$\begin{aligned}
 F_0(\varphi) &= \int_{-\pi}^{\varphi} p(\varphi | H_0) d\varphi \\
 &\approx \int_{-\pi}^{\varphi} \left[\frac{1}{2\pi} + \frac{\exp(-\gamma/2)\sqrt{\gamma}}{\pi} \sum_{m=1}^{\infty} a_m \cos[m\varphi] \right] d\varphi \\
 &= \frac{1}{2\pi}(\varphi + \pi) + \frac{\exp(-\gamma/2)\sqrt{\gamma}}{\pi} \sum_{m=1}^{\infty} \frac{a_m}{m} \sin(m\varphi), |\varphi| < \pi
 \end{aligned} \tag{11}$$

下面具体讨论如何利用分布拟合检验对 BPSK 信号盲处理结果进行可信性分析.

(1) 区分 H_0 与 H_{1B} : 若假设观测信号与参考信号作相关运算后提取的相位序列样本集 $\{\varphi_n\}, n = 0, \dots, N-1$ 的经验累积分布函数为 $\hat{F}_1(\varphi)$, 则区分 H_0 与 H_{1B} 的假设检验问题, 可转化为如下概率分布拟合检验:

$$\begin{aligned}
 H_0: \hat{F}_1 &= F_0 \\
 H_{1B}: \hat{F}_1 &\neq F_0
 \end{aligned}$$

此处采用 K-S 方法进行分布拟合检验^[8,9], 具体如下:

(1) 利用相位序列样本 $\{\varphi_n\}, n = 0, \dots, N-1$, 构造经验分布函数

$$\hat{F}_1(\varphi) = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} I(\varphi_n \leq \varphi) \tag{12}$$

式中 $I(\cdot)$ 为示性函数, 当输入条件满足时, 取 1, 否则为 0;

(2) 将 \hat{F}_1 与 F_0 之间差异的最大值作为分布拟合检验的统计量, 即

$$D \triangleq \sup_{\varphi \in [-\pi, \pi]} |\hat{F}_1(\varphi) - F_0(\varphi)| \tag{13}$$

实际中, 可由下式对 D 进行估计,

$$\hat{D} \triangleq \max_{0 \leq n \leq N-1} |\hat{F}_1(\varphi_n) - F_0(\varphi_n)| \tag{14}$$

\hat{D} 的显著性水平 $\hat{\alpha}$ 为^[9]

$$\hat{\alpha} = P(D > \hat{D}) = Q_1\left([\sqrt{N} + 0.12 + \frac{0.11}{\sqrt{N}}] \hat{D}\right) \tag{15}$$

式中 $Q_1(x) = 2 \sum_{m=1}^{\infty} (-1)^{m-1} e^{-2m^2 x^2}$.

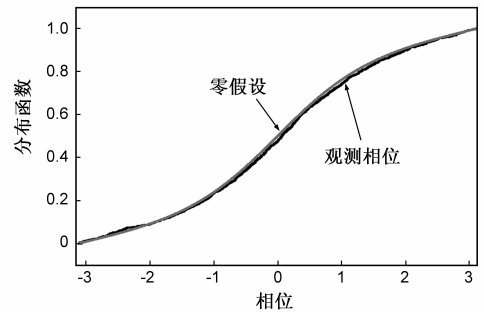
(3) 给定显著性水平 α , 若 $\hat{\alpha} > \alpha$, 则 H_0 假设成立, 否则 H_0 不成立.

为了便于表达, 定义特征量

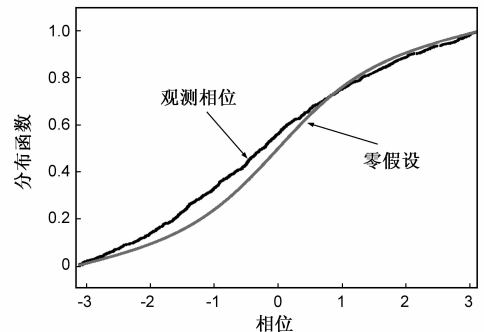
$$C_1 = \begin{cases} 1, & H_0 \text{ 成立} \\ 0, & H_{1B} \text{ 成立} \end{cases} \tag{16}$$

图 1 所示为不同假设下, 由参考信号与观测信号相关后相位序列的观测值计算得到的经验分布 \hat{F}_1 与 H_0 假设下的理论分布 F_0 之间的差异示意图. 由图可见: 当信号调制识别结果正确且解码无误时, \hat{F}_1 与 F_0 差别较小; 当调制识别正确, 但存在 1 位解码错误时, 两者的

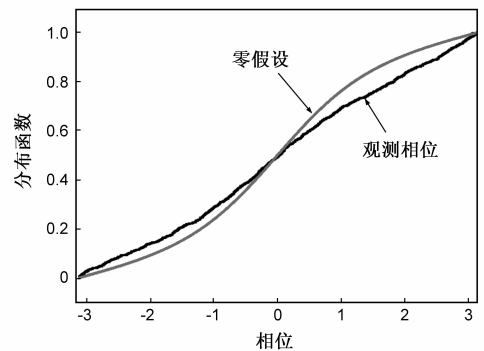
差异增加但不明显; 当 BPSK 信号调制识别错误时, 两者的差别显著.



(a) 识别正确, 解码无误



(b) 识别正确, 有一位错误解码



(c) 误识为 NS

图 1 不同情形下相关序列相位的分布函数 (13 位巴克码, 信噪比 0dB)

(2) 区分 H_0 与 H_{1A} : 为了有效区分 H_0 与 H_{1A} , 此处将相位序列 $\{\varphi_n\}, n = 0, \dots, N-1$, 进行前后分段, 前半及后半分别为 $\{\varphi_{ai}\}, \{\varphi_{bi}\}, i = 0, 1, \dots, [N/2-1]$. 在 H_0 假设下, 两序列 $\{\varphi_{ai}\}, \{\varphi_{bi}\}$ 均服从式 (8) 给出的概率分布; 而在 H_{1A} 假设下, 因存在解码错误, 故 $\{\varphi_{ai}\}, \{\varphi_{bi}\}$ 中至少有一个不服从式 (8) 给出的概率分布. 于是, 定义区分 H_0 与 H_{1A} 的特征量

$$C_2 = \begin{cases} 1, & \hat{F}_{10} = F_0 \text{ 且 } \hat{F}_{11} = F_0 \\ 0, & \hat{F}_{10} \neq F_0 \text{ 或 } \hat{F}_{11} \neq F_0 \end{cases} \tag{17}$$

式中:

$$\hat{F}_{10}(\varphi) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{[N/2-1]} I(\varphi_{ai} \leq \varphi), \hat{F}_{11}(\varphi) = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{[N/2-1]} I(\varphi_{bi} \leq \varphi)$$

分别为前半相位及后半相位序列的经验分布函数.

综上,本算法可小结如下:

(1)参考信号建立:先进行调制方式识别,根据识别结果对应的模型,估计相应参数并构建参考信号 $y_i(n)$, $i = 0, 1$.

(2)特征提取:计算参考信号与观测信号相关序列 $z_i(n)$ 并取其相位,得相位序列 $\{\varphi_n\}$,按式(16)及(17)提取特征 C_1 及 C_2 .

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

4 性能仿真与分析

仿真中采用文献[10]提出的调制识别方法,参数估计采用文献[11]提出的一套算法.仿真次数 $N_s = 1000$ 次,采样频率 100MHz.后续各表中: n_{ij} 表示实际假设为 H_i ,利用检验算法判为 H_j 的次数,故两类错误概率 $P_e = (n_{10} + n_{01})/N_s$.

表 1 所示为载频 19.8MHz,码元宽度 $1\mu s$,码序列为 13 位巴克码,初相位为 $\pi/4$,样本长度为 1300 点,显著性水平 α 分别取 0.001 及 0.0001 时本算法的统计性能.可见: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 BPSK 信号盲处理结果的可信性检验.信噪比相同时,算法性能受显著性水平 α 取值的影响, α 减小,第一类错误概率变小,第二类错误概率变大;反之, α 增大,第一类错误概率变大,但第二类错误概率变小.因此,实际中根据需要选择显著性水平 α 的大小.

表 1 不同显著性水平时本算法的统计性能

SNR(dB)	α	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_e
-3	0.001	981	3	15	1	0.004
	0.0001	984	0	15	1	0.001
-4	0.001	909	10	76	5	0.015
	0.0001	917	2	76	5	0.007
-5	0.001	706	19	257	18	0.037
	0.0001	720	5	255	20	0.025
-6	0.001	393	11	574	22	0.033
	0.0001	402	2	568	28	0.03

表 2 所示为保持码元宽度、初相位及码序列与表 1 相同,载频分别取 19.8MHz, 20.8MHz,显著性水平 α 取 0.0001 时,本文算法的统计性能.由表可见,信噪比适度时,本文算法的性能受载波频率变化的影响较小,具有一定的韧性.

表 3 所示为码元宽度、初相位、码序列及载频与表 1 保持相同,显著性水平 α 取 0.0001,初相位分别取 $\pi/4, \pi/6$ 时,本文方法的统计性能.由表可见:信噪比适度

时(信噪比大于 -6dB),本文算法的性能基本不受初相位变化的影响.

表 2 不同载频时本算法的统计性能

SNR(dB)	f_0 (MHz)	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_e
-3	19.8	981	3	14	2	0.005
	20.8	974	1	19	6	0.007
-4	19.8	931	1	59	9	0.010
	20.8	922	1	69	8	0.009
-5	19.8	719	4	253	24	0.028
	20.8	726	6	249	19	0.025
-6	19.8	399	1	567	33	0.034
	20.8	414	3	550	33	0.036

表 3 不同初相位时本算法的统计性能

SNR(dB)	θ	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_e
-3	$\pi/4$	976	0	19	5	0.005
	$\pi/6$	983	2	13	2	0.004
-4	$\pi/4$	908	1	78	13	0.014
	$\pi/6$	913	2	76	9	0.011
-5	$\pi/4$	743	2	237	18	0.02
	$\pi/6$	740	3	238	19	0.022
-6	$\pi/4$	389	2	567	42	0.044
	$\pi/6$	379	1	593	27	0.028

表 4 所示为其它信号参数条件与表 1 保持一致时,分别选择两种码型 $C_1 = [1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 1, 0, 1]$ 及 $C_2 = [1, 0, 1, 0, 1, 1, 1, 0, 1, 1, 1, 1, 1]$, α 取 0.0001 时,本文算法的检验性能.可见,信噪比适度时(信噪比大于 -6dB),算法的性能受码结构变化影响较小.

表 4 不同码结构时本算法的统计性能

SNR(dB)	码型	n_{00}	n_{01}	n_{11}	n_{10}	P_e
-3	C_1	968	1	29	2	0.003
	C_2	473	0	523	4	0.004
-4	C_1	914	1	80	5	0.006
	C_2	411	0	582	7	0.007
-5	C_1	724	4	254	18	0.022
	C_2	282	3	693	22	0.025
-6	C_1	400	2	568	30	0.032
	C_2	158	1	801	40	0.041

5 结束语

针对 BPSK 信号的盲处理结果可信性评估问题,本文提出了一种基于 K-S 相位分布拟合检验的处理方法,可在较低信噪比及缺乏信号先验信息条件下完成对

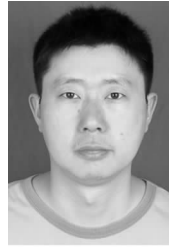
BPSK 信号盲处理结果的可信性检验. 算法对于提高非协作信号处理的性能具有一定的理论意义及实践价值.

致谢:感谢南京航空航天大学刘渝教授的指导

参考文献

- [1] W Su J A K, Y Ming. Dual-use of modulation recognition techniques for digital communication signals[A]. Systems, Applications and Technology Conference[C]. Long Island, NY: IEEE Press, 2006. 1 – 6.
- [2] Fehske A, Gaedert J, Reed J H. A new approach to signal classification using spectral correlation and neural networks [A]. First IEEE International Symposium on New Frontiers in Dynamic Spectrum Access Networks [C]. Baltimore, MD: IEEE, 2005. 144 – 150.
- [3] Lin W S, Liu K J R. Modulation forensics for wireless digital communications[A]. IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing [C]. Las Vegas, NV: IEEE Press, 2008. 1789 – 1792.
- [4] 胡国兵, 徐立中, 金明. 基于 NP 准则的 LFM 信号盲处理结果可靠性检验[J]. 电子学报, 2013, 41(4): 739 – 743.
HU Guo-bing, XU Li-zhong, JIN Ming. Reliability testing for blind processing results of LFM signals based on NP criterion [J]. Acta Electronica Sinica, 2013, 41(4): 739 – 743. (in Chinese)
- [5] Whalen A D. Detection of Signals in Noise [M]. Academic Press, 1995.
- [6] Blachman N. The effect of phase error on DPSK error probability [J]. IEEE Transactions on Communications, 1981, 29(3): 364 – 365.
- [7] Nicholson G. Probability of error for optical heterodyne DPSK system with quantum phase noise [J]. Electronics Letters, 1984, 20(24): 1005 – 1007.
- [8] F Massey. The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit [J]. J Amer Stat Asso, 1951, 46(256): 68 – 78.
- [9] Wang F, Wang X. Fast and robust modulation classification via Kolmogorov-Smirnov test [J]. IEEE Transactions on Communications, 2010, 58(8): 2324 – 2332.
- [10] 胡国兵, 徐立中, 等. 基于能量效率检验的信号脉内调制识别 [J]. 通信学报, 2013, 34(6): 136 – 145.
Hu G-B, Xu L-Z, et al. Intrapulse modulation recognition of signals based on statistical test of energy focusing efficiency [J]. Journal on Communications, 34(6): 136 – 145. (in Chinese).
- [11] 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: 南京航空航天大学信息科学与技术学院博士学位论文, 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. (in Chinese).

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. 现为河海大学计算机与信息学院博士后、南京信息职业技术学院副教授, 主要从事智能信号处理等方面的研究.
E-mail: hugb@njcit.cn



徐立中 男, 1958 年生, 山东东营人, 博士, 教授, 博导, 现任河海大学信息与通信工程一级博士点学科主任. 主要从事多传感器系统与信息融合、遥感和遥测信号处理等方面的研究.
E-mail: lzhu@hhu.edu.cn