

基于柯西分布的跳频信号参数最大似然估计方法

金 艳 李曙光* 姬红兵

(西安电子科技大学电子工程学院 西安 710071)

摘 要: 该文针对传统的跳频信号参数估计方法在 α 稳定分布噪声下性能严重退化的问题, 引入基于柯西分布的最大似然估计方法。将跳频信号分解到由信号包络参数和频率参数构成的 2 维平面, 基于柯西分布建立最大似然函数, 在抑制 α 稳定分布噪声的同时, 直接对信号的频率参数进行估计。在构建的最大似然函数基础上, 该方法依据跳频信号的短时平稳性, 对信号进行加窗, 有效获得信号的跳频频率及其跳变次序, 进而实现对信号的跳变时刻和跳频周期等参数的估计。仿真结果表明, 在 α 稳定分布噪声环境中, 相比基于分数低阶统计量及基于 Myriad 滤波的时频分析方法, 该文所提方法提高了跳频信号参数估计精度, 具有良好的稳健性。

关键词: α 稳定分布噪声; 最大似然估计; 跳频信号; 参数估计; 2 维平面

中图分类号: TN911.7

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2016)07-1696-07

DOI: 10.11999/JEIT151029

Maximum-likelihood Estimation for Frequency-hopping Parameters by Cauchy Distribution

JIN Yan LI Shuguang JI Hongbing

(School of Electronic Engineering, Xidian University, Xi'an 710071, China)

Abstract: In view that conventional methods for Frequency Hopping (FH) signal parameter estimation suffer from performance degradation in α stable noise environment, the Cauchy based maximum likelihood estimation method is introduced in this paper. The FH signal is decomposed into the two-dimensional envelope versus frequency plane, and then a maximum-likelihood function based on Cauchy distribution is established to extract the frequency parameter directly. For the short-time stationarity of FH signals, the maximum-likelihood function is windowed in order to estimate the specific values and sequence of frequency-hopping, after that the hopping timing and the duration can be estimated. Simulation results show that compared with the fractional lower order statistics as well as the Myriad filter based time frequency analysis methods, the proposed method improves the estimation accuracy of FH signal parameters and is robust to the α stable distribution noise.

Key words: α -stable distribution; Maximum-likelihood estimator; Frequency Hopping (FH) signals; Parameter estimation; Two-dimensional plane

1 引言

跳频(Frequency Hopping, FH)是扩频通信的重要方式, 具备良好的抗干扰、低截获及多址组网能力, 在军事和民用通信等系统中得到了广泛应用^[1]。非协作情况下, 对 FH 信号进行参数估计是保证信息准确传输的先决条件, 因此 FH 信号的盲估计成为近年来扩频通信研究的热点。在传统的 FH 信号参数估计中, 一般将背景噪声建模为高斯噪声。然

而, 在实际噪声和杂波环境中, 大气雷暴噪声、多用户干扰和海杂波等均具有很强的脉冲特性^[2], 研究表明, 这种脉冲噪声可用比高斯分布有更长拖尾的 α 稳定分布模型精确描述^[3,4]。

基于高斯模型的传统信号处理方法无法有效地抑制 α 稳定分布噪声, 针对这种情况, 近年来国内外学者提出了基于分数低阶统计量(Fractional Lower Order statistics, FLO)^[5]、稳健理论^[6]和 Myriad 滤波器^[7,8]等方法。这些方法均对 α 稳定分布噪声具有一定的抑制作用, 结合传统时频分析方法, 可实现 α 稳定分布噪声中的 FH 信号参数估计。其中, 基于 Myriad 滤波器的时频分析^[7]参数估计精度较高。Myriad 滤波器是基于柯西分布的位置参数最大似然估计建立的非线性滤波器^[9,10]。

收稿日期: 2015-09-10; 改回日期: 2016-01-29; 网络出版: 2016-03-30

*通信作者: 李曙光 lsg0419@163.com

基金项目: 国家自然科学基金(61201286), 陕西省自然科学基金(2014JM8304), 中央高校基本科研业务费专项资金(K5051202013)
Foundation Items: The National Natural Science Foundation of China (61201286), The Natural Science Foundation of Shaanxi Province of China (2014JM8304), The Fundamental Research Funds for the Central Universities (K5051202013)

这种基于稳定分布模型建立的非线性滤波算法，主要通过 α 稳定分布噪声中 FH 信号幅值的优化，达到降噪效果，但在强脉冲噪声中性能退化。

本文针对 α 稳定分布噪声环境中 FH 信号参数估计，提出了基于柯西分布的跳频信号参数最大似然估计方法 (Cauchy based Maximum Likelihood for FH parameters, CMLFH)。不同于基于柯西分布的位置参数最大似然估计建立非线性滤波器的方法，该方法将 FH 信号分解到由其包络参数和频率参数构成的 2 维平面，建立了基于柯西分布的包络与频率参数最大似然的目标函数。通过对信号加窗，该方法可直接提取 FH 信号的跳频频率，获得频率跳变次序的信息，并进而实现对 FH 信号跳变时刻和跳频周期等参数的估计。

2 信号和噪声模型

设信号观测时间为 T , FH 信号可建模^[11]为 $x(t) = s(t) + n(t)$

$$= A \sum \text{rect}_{T_h}(t - iT_h - t_i) e^{j2\pi f_i(t - iT_h - t_i)} + n(t) \quad (1)$$

式中, $0 < t \leq T$; $s(t)$ 为 FH 信号, 其中 $\text{rect}_{T_h}(t) = \begin{cases} 1, & t \in (-T_h/2, T_h/2] \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$; T_h 为 FH 周期; t_i 为跳变

时刻; f_i 为 FH 频率; $n(t)$ 是加性噪声。

α 稳定分布没有统一的概率密度函数表达式, 只有统一的特征函数表达式^[12,13]:

$$\varphi(t) = \exp\{jat - \gamma|t|^\alpha [1 + j\beta \text{sgn}(t)w(t, \alpha)]\} \quad (2)$$

式中, $w(t, \alpha) = \begin{cases} (2/\pi) \lg|t|, & \alpha = 1 \\ \tan(\alpha\pi/2), & \alpha \neq 1 \end{cases}$, $\text{sgn}(t) = \begin{cases} 1, & t > 0 \\ 0, & t = 0 \\ -1, & t < 0 \end{cases}$ 是符号函数。可见, α 稳定分布

的特征函数由 4 个参数 α, β, γ, a 确定, 各个参数分别如下: α 为特征指数, 取值区间为 $(0, 2]$, 用于度

量分布函数拖尾的厚度。 α 值越小, 表明所对应的概率密度函数曲线越尖锐, 拖尾越厚; α 值越大, 表明所对应概率密度函数曲线越平缓, 拖尾越薄。 β 为对称参数, 取值区间为 $[-1, 1]$, 用于表示分布的斜度, $\beta = 0$ 表示分布为对称 α 稳定 (Symmetric α Stable, S α S) 分布。 $\gamma > 0$ 为分散系数, 用于度量样本的分散程度。 γ 意义与高斯分布中的方差类似, 在高斯分布 ($\alpha = 2$) 的情况下等于方差的一半。 $-\infty < a < +\infty$ 为位置参数, 对于 S α S 分布, $0 < \alpha < 1$ 时, 则 a 表示中值, $1 < \alpha \leq 2$ 时, 则 a 表示均值。由于 α 稳定分布没有有限的二阶矩, 因此基于二阶统计量的方法在 α 稳定分布噪声背景下会出现性能退化甚至失效。若满足 $a = 0$ 且 $\gamma = 1$, 则 α 稳定分布称为标准 α 稳定分布。图 1 与图 2 分别表示不同 α 值下标准 S α S 的概率密度函数曲线和时域波形, 由图可知, α 值越小, 概率密度函数曲线越尖锐且拖尾越厚重, 时域表现为大脉冲出现的概率越大。另外, 当 $\alpha = 1$ 时对应于标准柯西分布, 其概率密度函数曲线尖锐, 拖尾较为厚重, 时域冲激特性明显。

3 FH 信号参数最大似然估计算法

3.1 基于柯西分布的最大似然函数

标准柯西 (Cauchy) 分布是标准 S α S 分布在 $\alpha = 1$ 时的特例, 具有封闭形式的概率密度函数, 且其概率密度函数曲线拖尾厚重, 冲激特性明显。服从该分布的随机过程 X , 记为 $X \sim \text{Cauchy}(0, 1)$, 其概率密度函数为

$$f(x) = \left(1/\pi\right) \left[1/(1+x^2)\right] \quad (3)$$

若随机变量 X 满足位置参数为 θ , 尺度参数为 K 的广义柯西分布, 则记为 $X \sim \text{Cauchy}(\theta, K)$, 其概率密度函数表达式为

$$f(x; \theta, K) = \frac{K}{\pi} \frac{1}{K^2 + (x - \theta)^2} = \frac{1}{K} f\left(\frac{x - \theta}{K}\right) \quad (4)$$

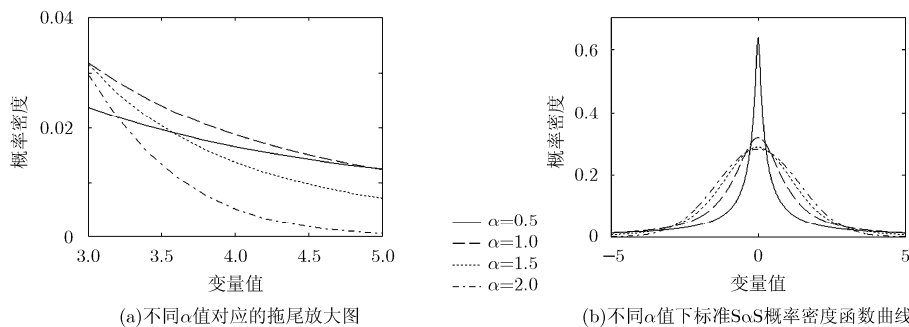


图 1 标准 S α S 概率密度函数曲线

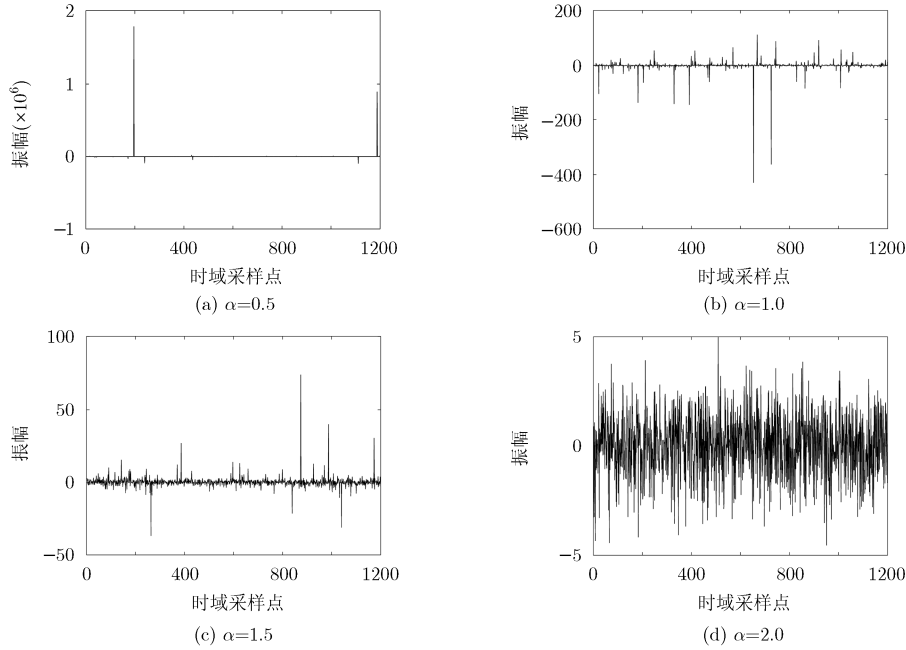


图 2 不同 α 值下标准 SoS 的时域分布

其中，位置参数 θ 为柯西分布的中值，由标准柯西分布和 SoS 分布的关系可知，其相当于 alpha 稳定分布的参数 a 。设 N 个独立同分布变量 $\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ 满足柯西分布，基于位置参数的最大似然函数^[8]为 $L(x_1, x_2, \dots, x_N; \theta, K)$

$$= \prod_{i=1}^N f(x_i, \theta, K) = \left(\frac{K}{\pi}\right)^N \prod_{i=1}^N \frac{1}{K^2 + (x_i - \theta)^2} \quad (5)$$

3.2 FH 信号的频率估计

设脉冲噪声中，观测信号为 $X = \{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ 。 $x(i) = s(i) + n(i)$ ，设第 r 个跳频周期内信号为 $s_r = \{Ae^{j(2\pi f_r i + \phi_r)}\}$, $(r-1) \cdot M \leq i \leq r \cdot M - 1$, $r \geq 1$ ；其中 $M = T_h / T_s$, T_s 为采样周期， f_r 为第 r 个跳频周期内的频率； ϕ_r 为第 r 个跳频的初始相位。结合式(1)，FH 信号可分解为

$$s(i) = \{s_1, s_2, \dots, s_j, \dots\} = Ae^{j(2\pi f_i + \phi)} \quad (6)$$

其中， f 为频率参数，由 FH 信号的跳频图案决定。令 $B = Ae^{j\phi}$ ，则式(6)可简化为

$$s(i) = Be^{j2\pi f i} \quad (7)$$

基于式(5)位置参数的估计，可在时域内实现对 alpha 稳定分布噪声的抑制^[9]。本文通过式(7)，将信号分解到包络参数和频率参数构成的 2 维平面，建立最大似然函数，在抑制 alpha 稳定分布噪声的同时可直接对 FH 信号的频率参数进行估计。将式(7)代入式(5)得：

$$L(x_1, x_2, \dots, x_N; B, f, K) = \prod_{i=1}^N f(x_i, A, f, K) = \left(\frac{K}{\pi}\right)^N \prod_{i=1}^N \frac{1}{K^2 + |x_i - s(i)|^2} \quad (8)$$

$$\ln L(x_1, x_2, \dots, x_N; B, f, K) = N \ln \left(\frac{K}{\pi}\right) - \sum_{i=1}^N \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f i}|^2\right) \quad (9)$$

即目标函数为

$$\varphi(B, f) = \sum_{i=1}^N \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f i}|^2\right) \quad (10)$$

当式(10)目标函数取最小值时，即可获得信号的频率参数。FH 信号作为典型的非平稳信号，频率 f 随跳频图案跳变，因此通过式(10)并不能直接提取 FH 信号的频率参数。但 FH 信号具有的短时平稳性，使得可对 FH 信号加窗处理，进而提取 FH 信号的频率信息。

对信号加窗之后的目标函数为

$$ST\varphi(k, B, f) = \sum_{i=1}^N \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f i}|^2\right) \cdot h(i - k) \quad (11)$$

$$f(k) = \arg \min_{B, f} \left\{ \sum_{i=1}^N \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f i}|^2\right) \cdot h(i - k) \right\} \quad (12)$$

在窗内对由频率参数 f 和包络参数 B 构成的 2 维平面 (B, f) 进行峰值搜索，得到峰值所对应的 2 维坐标 (B_k, f_k) ，即可得到跳频曲线 $f(k)$ ，提取跳频频率 $\{f_1, f_2, \dots, f_n\}$ 。通过 $B = Ae^{j\phi}$ ，将跳频信号由幅值 A 、频率 f_i 和相位 ϕ_i 构成的 3 维参数空间，转化到包络参数 B 和频率参数 f_i 构成的 2 维参数平面，降低了计算复杂度，并减少了频率估计时非频率参数带来的影响。

假设观测信号为 $X = \{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ ，采样频率为 f_s ， $h(i)$ 为长为 W 的矩形窗。跳频频率的估计算

法步骤如下：

(1)通过式(12)将观测信号分解到 2 维平面 (B, f) ，在 2 维平面 (B, f) 进行峰值搜索，得到极小值点的频率曲线 $f(k)$ 。

(2)记第 1 个跳频频率为 $f_1 = f(W)$ ，令 $\Delta f = f_1/20$ ， $\Delta = \lg|f(k+W) - f(k)|/\Delta f$ ，若 $\Delta > 0$ ，记取 $k+W/2$ 时刻的频点 f_j 。

(3)若 $k+W < N$ ，令 $k = k+W$ ，重复步骤(2)；否则停止，即得到 $\{f_1, f_2, \dots, f_n\}$ 。

3.3 FH 信号的跳时与周期估计

由 3.2 节可获得 FH 信号的跳频频率 $\{f_1, f_2, \dots, f_n\}$ ，并不能获得准确的跳变时刻。但在此基础上，可对每相邻的两个频率间的跳变点进行估计。

假设窗长为 W ，第 j 次跳变即由 f_j 跳变到 f_{j+1} 的时刻为 k_j ， $j \in \{1, 2, \dots, n\}$ 。为获得 k_j ，由式(5)可得下面两个目标函数：

$$\varphi_j(k_j) = \sum_{i=1}^{k_j-1} \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f_i}|^2 \right) \quad (13)$$

$$\varphi_{j+1}(M - k_j) = \sum_{i=k_j}^W \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f_{j+1}i}|^2 \right) \quad (14)$$

则

$$[k_j, B] = \arg \min_{k_j, B} \left\{ \sum_{i=1}^{k_j-1} \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f_i}|^2 \right) + \sum_{i=k_j}^W \left(K^2 + |x_i - Be^{j2\pi f_{j+1}i}|^2 \right) \right\} \quad (15)$$

对由频率参数 k 和包络参数 B 形成的 2 维平面 (k, B) 进行峰值搜索，得到峰值所对应的 2 维坐标 (B_j, k_j) ，即可依次得到跳变时刻 k_j ；求出跳变时刻的时间间隔均值，该值即为 FH 信号的跳频周期 T_h 。

在 3.2 节提取跳频频率 $\{f_1, f_2, \dots, f_n\}$ 的基础上，跳变时刻与跳频周期的估计算法步骤如下：

(1)分别将 $\{f_1, f_2, \dots, f_n\}$ 中相邻的两个频率代入式(16)。

(2)在 2 维平面 (k, B) 进行峰值搜索，得到极小值点的频率值 k_j ， $(1 \leq k_j \leq n)$ ， $t_i = k_j / f_s$ ，其中 f_s 为采样频率。

(3)采用逐差法求出跳频周期，

$$T_h = \begin{cases} 4 \sum_{i=1}^{n/2} (t_{n/2+i} - t_i) / n^2, & n \text{ 为偶数} \\ 4 \sum_{i=1}^{(n-1)/2} (t_{(n+1)/2+i} - t_i) / (n-1)^2, & n \text{ 为奇数} \end{cases}$$

4 仿真实验及分析

设 FH 信号的参数为：观测时间 $T = 400$ ms，采样频率 $f_s = 4$ kHz，FH 频率集 $f_i = \{1.1, 1.3, 1.6, 1.0,$

$1.7, 1.5, 1.2, 1.4\}$ kHz，FH 周期 $T_h = 50$ ms，采样点数 $N = 1600$ ，观测时间为 8 个 FH 周期，背景噪声为加性 S α S 分布噪声。

α 稳定分布没有有限的二阶矩，常规信噪比定义 $\text{SNR} = 10 \lg(\sigma_s^2 / \sigma_v^2)$ 下的噪声方差 σ_v^2 在此失去意义，因此重新定义为广义信噪比 (General Signal-Noise Ratio, GSNR)^[13]：

$$\text{GSNR} = 10 \lg(\sigma_s^2 / \gamma_v) \quad (16)$$

式中， σ_s^2 表示信号能量； γ_v 代表 α 稳定分布的分散系数。

在实验过程中，本文在 FH 信号频率参数估计时采用的窗长为 $W_1 = 100$ ，提取跳变时刻采用的窗长为 $W_2 = 400$ 。原则上 $2W_1 \leq W_2$ ， W_1 长度不大于跳频周期的采样点数， W_2 的长度在一个跳频周期至两个跳频周期的采样点数之间。在实现时，为保证 W_1 的长度不超过一个跳频周期的采样点，可相对取短。 $f(k)$ 曲线能够在一定程度反映跳频周期的长度，因此可根据曲线 $f(k)$ 选择 W_2 的长度。在 α 稳定分布噪声处理过程中， K 值选择与特征指数 α 及尺度参数 γ 相关，可用经验公式 $K(\alpha, \gamma) = \gamma^{1/\alpha} \sqrt{\alpha / (2 - \alpha)}$ 来确定^[14, 15]。

在 $\text{GSNR} = 3$ dB 时，采用本文方法得到图 3 所示的 FH 频率分布即曲线 $f(k)$ ，可知 FH 信号的跳变频率以及频率次序。在对跳变时刻参数进行估计时，以 k_2 为例，目标函数切片如图 4 所示。

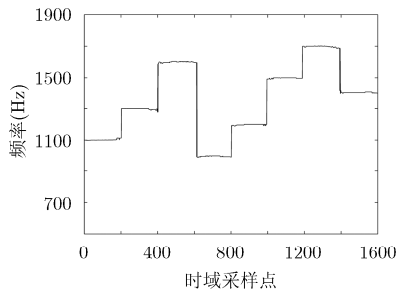
将本文方法 (CMLFH) 的参数估计性能与基于 Myriad 滤波器的 STFT (Short Time Fourier Transform based on MYriad filter, MYRSTFT)，基于分数低阶的 STFT (Fractional Lower Order Short Time Fourier Transform, FLOSTFT)^[5] 及基于分数低阶的径向高斯核 (Radially Gaussian Kernel, RGK)^[16] 时频分析方法 (FLOR GK) 作对比。

在 FH 信号跳频周期方面，以 200 次蒙特卡罗实验获得的跳频周期估计均方差作为评价指标，从图 5 可知，在 $\alpha = 1.5$ 条件下，当 $\text{GSNR} > 0$ dB 时，采用 FLOR GK 和本文 CMLFH 的方法均能准确地提取 FH 信号的跳频周期，在小于 0 dB 时，两者的性能退化；而 MYRSTFT 在 $\text{GSNR} > 1$ dB 时可准确提取 FH 信号的跳频周期；FLOSTFT 的参数估计方法在 $\text{GSNR} > 3$ dB 时可准确提取 FH 信号的跳频周期。同时本文 CMLFH 的方法在 $\text{GSNR} < 0$ dB 时，在跳频周期估计方面依然具备较高精度，表现出了良好的稳健性。在 $\alpha = 0.8$ 的条件下，当 $\text{GSNR} > 3$ dB 时，采用本文 CMLFH 的方法可准确提取 FH 信号的跳频周期，在小于 3 dB，性能退化；而当 $\text{GSNR} > 5$ dB 时，MYRSTFT 可准确提取 FH 信号的跳频周期；当 $\text{GSNR} > 10$ dB 时，

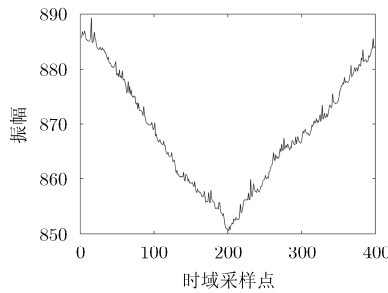
FLOSTFT 和 FLORGK 的方法才可以准确提取 FH 信号的跳频周期; 而本文提出的 CMLFH 方法, 当 GSNR > 3 dB 时即可有效提取 FH 信号的跳频周期, 且在小于 3 dB 时可一直保持较高的参数估计精度, 表现出了良好的稳健性。

在跳频频率和跳变时刻估计性能方面, 本文在广义信噪比 GSNR = 3 dB 和 $\alpha = 1.5$ 时, 做 200 次蒙特卡罗实验, 所得的统计结果如表 1 和表 2。从表 1 可知, 在提取跳变时刻时, 采用本文 CMLFH 的方法相对误差最大值为 2.24%, 即对跳变时刻的

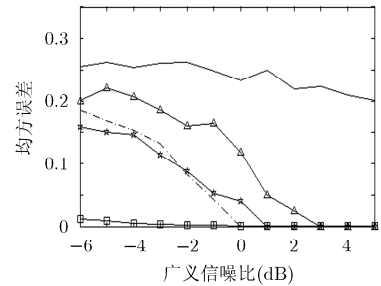
估计误差不超过 1.12 ms; 而采用 FLOSTFT, FLORGK 和 MRYSTFT 的方法, 相对误差最大值分别为 6.50%, 2.54% 和 2.44%, 即对跳变时刻的估计误差不超过 2.25 ms, 1.27 ms 和 1.22 ms。从表 2 可知, 在跳频频率估计方面, 采用本文 CMLFH 的方法标准差最大不超过 0.68, 而采用 FLOSTFT, FLORGK 和 MRYSTFT, 标准差最大值依次为 6.78, 6.47 和 6.32。表 1 和表 2 表明, 本文 CMLFH 的方法在跳变时刻和跳频频率估计方面较以上其他方法具有更高的参数估计精度。



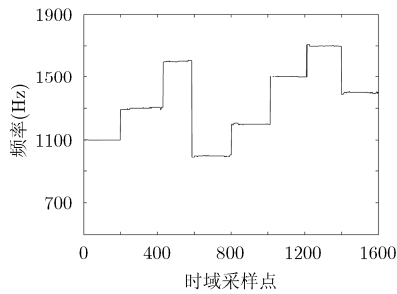
(a) $\alpha=1.5$



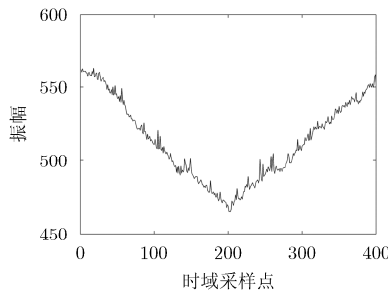
(a) $\alpha=1.5$



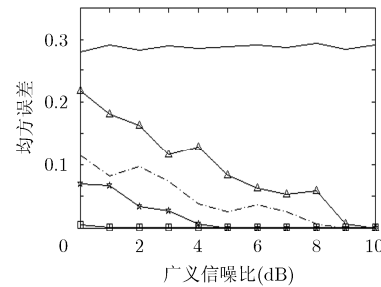
(a) SoS分布噪声, $\alpha=1.5$



(b) $\alpha=0.8$



(b) $\alpha=0.8$



(b) SoS分布噪声, $\alpha=0.8$

--- FLORGK -△- FLOSTFT
 -●- MRYSTFT -□- CMLFH
 — STFT

图3 SoS 噪声下 FH 的频率分布

图4 提取跳变时刻的目标函数切片

图5 FH 周期均方误差

表 1 经过 200 次蒙特卡罗实验的跳变时刻误差统计

方法名称	跳时	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7	t_8
	真值(ms)	0.00	50.00	100.00	150.00	200.00	250.00	300.00	350.00
FLOSTFT	均值(ms)	0.25	52.61	997.97	146.75	202.51	251.99	297.54	353.04
	相对误差(%)	0.50	5.21	4.06	6.50	5.02	3.98	4.92	6.08
FLORGK	均值(ms)	0.25	49.51	101.27	151.01	199.23	248.84	300.89	350.51
	相对误差(%)	0.50	0.98	2.54	2.02	1.54	2.32	1.78	1.02
MRYSTFT	均值(ms)	0.25	51.01	100.87	149.56	201.22	249.01	301.05	348.87
	相对误差(%)	0.50	2.02	1.74	0.88	2.44	1.98	2.10	2.26
CMLFH	均值(ms)	0.25	51.08	100.80	149.48	201.12	250.54	299.76	350.11
	相对误差(%)	0.50	2.16	1.60	1.04	2.24	1.08	0.48	0.22

表 2 经过 200 次蒙特卡罗实验的跳频频率误差统计

方法名称	跳频	f_1	f_2	f_3	f_4	f_5	f_6	f_7	f_8
	真实频率(Hz)	1100.0	1300.0	1600.0	1000.0	1200.0	1500.0	1700.0	1400.0
FLOSTFT	均值(Hz)	1100.3	1300.9	1599.4	1001.2	1199.1	1501.2	1699.4	1400.8
	均方误差	6.15	5.37	5.48	6.78	7.04	6.23	6.12	5.43
FLORGK	均值(Hz)	1099.6	1299.3	1600.9	999.7	1201.5	1500.4	1701.0	1399.4
	均方误差	6.13	5.45	6.47	5.44	5.98	5.71	6.14	5.32
MYRSTFT	均值(Hz)	1100.8	1299.4	1599.7	1000.6	1201.6	1499.3	1701.4	1399.6
	均方误差	5.72	4.98	5.74	6.32	6.18	5.98	5.04	5.73
CMLFH	均值(Hz)	1100.0	1300.0	1600.1	1000.0	1200.1	1500.0	1700.0	1400.0
	均方误差	0.42	0.42	0.57	0.63	0.68	0.60	0.59	0.56

5 结论

针对 α 稳定分布噪声中 FH 信号的参数估计, 本文提出了基于柯西分布的 FH 信号参数最大似然估计方法。该方法将信号分解到由信号包络参数和频率参数构成的 2 维参数空间, 建立了基于柯西分布的包络及频率参数最大似然的目标函数, 对信号的频率进行估计。FH 信号具有的短时平稳性, 使得通过窗函数可有效提取 FH 信号的不同时间段内的频率参数, 得出频率跳变次序, 进而实现跳变时刻和跳频周期的估计。通过仿真实验证明, 该方法较基于分数低阶统计量的时频分析参数方法和 Myriad 滤波器的参数方法, 具备更高的参数估计精度, 在低信噪比条件下, 表现出了更强的稳健性。

参考文献

- [1] ZHAO Lifan, WANG Lu, BI Guoan, *et al.* Robust frequency-hopping spectrum estimation based on sparse bayesian method[J]. *IEEE Transactions on Wireless Communications*, 2014, 14(2): 781-793.
- [2] ZHONG X, PREMKUMAR A B, and MADHUKUMAR A S. Particle filtering for acoustic source tracking in impulsive noise with α -stable process[J]. *IEEE Sensors Journal*, 2013, 13(2): 589-600.
- [3] CHAVALI V G and DA Silva C R C M. Detection of digital amplitude-phase modulated signals in symmetric α -stable noise[J]. *IEEE Transactions on Communications*, 2012, 60(11): 3365-3375.
- [4] PELEKANAKIS K and CHITRE M. Adaptive sparse channel estimation under symmetric α -stable noise[J]. *IEEE Transactions on Wireless Communications*, 2014, 13(6): 3183-3195.
- [5] TANG Yong, XIONG Xingzhong, and ZHONG Lili. Time-delay estimation based on fractional lower order statistics[C]. *Wireless Communication and Sensor Network (WCSN)*, Wuhan, 2014: 50-55.
- [6] KATKOVNIK V. Robust M -periodogram[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 1998, 46(11): 3104-3109.
- [7] CHAVALI V G and DA Silva C R C M. Comparison analysis of myriad estimator calculation algorithms[C]. *Conference on Embedded Computing*, Budva, 2014: 240-243.
- [8] YUE B B, PENG Z M, HE Y M, *et al.* Impulsive noise suppression using fast myriad filter in seismic signal processing[C]. *Proceedings of the the 5th International Conference on Computational and Information Sciences*, Shiyuan, 2013, 6: 1001-1004.
- [9] 赵新明, 金艳, 姬红兵. α 稳定分布噪声下基于 Merid 滤波的跳频信号参数估计[J]. *电子与信息学报*, 2014, 36(8): 1878-1883. doi: 10.3724/SP.J.1146.2014.01436.
ZHAO Xinming, JIN Yan, and JI Hongbing. Parameter estimation of frequency-hopping signals based on Merid filter in α stable noise environment[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2014, 36(8): 1878-1883. doi: 10.3724/SP.J.1146.2014.01436.
- [10] KURKIN D, ROENKO A, LUKIN V, *et al.* An adaptive meridian estimator[C]. *IEEE Microwaves, Radar and Remote Sensing Symposium*, Kiev, 2011: 301-304.
- [11] AALO V A, PEPPAS K P, EFTHYMOGLOU G, *et al.* Evaluation of average bit error rate for wireless networks with α -stable interference[J]. *Electronics Letters*, 2014, 50(1): 47-49.

- [12] 金艳, 朱敏, 姬红兵. Alpha 稳定分布噪声下基于柯西分布的相位键控信号码速率最大似然估计[J]. 电子与信息学报, 2015, 37(6): 1323-1329. doi: 10.11999/JEIT141180.
JIN Yan, ZHU Min, and JI Hongbing. Cauchy distribution based maximum-likelihood estimator for symbol rate of phase shift keying signals in alpha stable noise environment[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2015, 37(6): 1323-1329. doi: 10.11999/JEIT141180.
- [13] 郭莹. 稳定分布环境下的时延估计新方法研究[D]. [博士学位论文], 大连理工大学, 2009.
GUO Ying. The study on novel time delay estimation methods based on stable distribution[D]. [Ph.D. dissertation], Dalian University of Technology, 2009.
- [14] GONZALEZ J G and ARCE G R. Optimality of the Myriad filter in practical impulsive noise environments[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2001, 49(2): 438-441.
- [15] LIM H S, CHUAH T C, and CHUAH H T. On the optimal alpha- k curve of the sample Myriad[J]. *IEEE Signal Processing Letters*, 2007, 14(8): 545-548.
- [16] BARANIUK R G and JONES D L. A signal-dependent time-frequency representation: optimal kernel design[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 1993, 41(4): 1589-1602.
- 金 艳: 女, 1978 年生, 博士, 副教授, 硕士生导师, 研究方向为现代信号处理、统计信号处理、信号参数估计、通信信号侦测等.
- 李曙光: 男, 1990 年生, 硕士生, 研究方向为信号参数估计、脉冲噪声处理.
- 姬红兵: 男, 1963 年生, 博士, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为光电信息处理、微弱信号参数估计与识别、医学影像处理等.