

基于平均似然比的鲁棒性突发检测

黄渊凌 路友荣 袁强
(信号盲处理国家重点实验室 成都 610041)

摘要: 突发检测对突发解调起着初始捕获同步的重要作用。该文对未定时随机采样调制信号, 提出一种基于平均似然比的突发检测方法, 该方法利用平均似然比对突发信号做贝叶斯检测, 解决了以往提出的突发检测方法要求最佳定时采样和抗频偏性能差等问题。新算法在取得较佳检测性能的同时, 对频偏和采样时间偏差表现出良好的鲁棒性, 且检测虚警随信噪比变化不大。

关键词: 突发通信; 突发检测; 平均似然比检验; 数据辅助检测

中图分类号: TN911.23

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2010)02-0345-05

DOI: 10.3724/SP.J.1146.2008.01157

Robust Burst Detection Based on the Average Likelihood Ratio Test

Huang Yuan-ling Lu You-rong Yuan Qiang
(National Key Laboratory of Blind Signals Processing, Chengdu 610041, China)

Abstract: Burst detection plays a crucial role for burst-mode demodulation, which helps the acquisition and synchronization of data bursts. Most conventional Data-Aided (DA) burst detection approaches demands timing, and the performance degrades severely in the presence of frequency offset. This paper proposes a burst detection algorithm based on the Average-Likelihood-Ratio-Test (ALRT) for over-sampled modulated signals with timing uncompleted. The proposed algorithm outperforms the previously proposed algorithms and is robust to the frequency offset. Furthermore, the dependence of false alarm rate on SNR is slight.

Key words: Burst-mode transmission; Burst detection; Average Likelihood Ratio Test (ALRT); Data-Aided (DA) detection

1 引言

突发通信技术已经广泛应用于卫星通信、移动通信、点对多点无线接入等共享媒介通信系统。对于突发通信, 接收机每接收到一个新的数据突发, 都必须重新进行各种同步处理, 因此突发检测和同步是突发解调的重要前提。突发检测包括已知前导的数据辅助(DA)突发检测和前导未知的无数据辅助(NDA)突发检测。本文主要讨论 DA 突发检测方法。

以往对于 DA 突发检测的研究主要讨论如何对最佳采样后的信号进行帧(突发)同步。直接相关是最早提出来的帧同步方法。Massey 在 1972 年首次引入最大似然法则来考虑帧同步问题^[1]。此后, 最大似然方法被进一步扩展和简化^[2], 帧同步性能的量度和性能门限的数学推导近年来也有所研究^[3-5], 但这些论述均未考虑频偏。Jerome 等人在最大似然方法中考虑频偏和相偏, 对导出的贝塞尔函数项用二次函数近似, 得到了抗频偏的同步器^[6]。Choi 等人则进一步用贝塞尔四阶展开来推导近似最佳的最大

似然同步器^[7]。此外, Corazza 等人提出了快速积分检测(PDI)方法^[8]。Kim 等人在对比后认为: PDI 方法在复杂度和算法性能有较好的平衡, 而 Choi 最大似然方法具有更好的性能^[9]。在非最大似然检测方面, Tang 等人在最近提出采用分段相关的方法来扩展相关方法的频偏适应范围^[10]。

尽管突发检测不是一个新课题, 相关的研究已经很多, 但目前仍存在一些问题: (1)对突发解调来说, 应先检测突发是否存在, 然后才能进行载波和定时同步处理, 因此处理的信号对象是未精确定时且存在频偏的随机采样信号, 但很多算法却只考虑定时后信号; (2)帧同步方法往往假设前导周期性插入, 而实际突发通信中突发的长度往往是不定的; (3)较好的频偏适应性仍然难以实现。这样, 前述的帧同步算法不完全适用于突发检测同步。研究无需定时、抗频偏的突发检测算法, 仍是实现突发解调的一个重要课题。

本文从条件似然函数入手, 通过对频偏、相偏和随机信息数据求期望得到平均似然函数, 并由此推得基于平均似然比的鲁棒性突发检测方法。本文的论述结构如下: 第 2 节简述信号模型; 第 3 节推

导基于平均似然比的突发检测方法；第4节给出仿真结果；最后进行总结。

2 突发检测信号模型

假定接收的突发信号采用 MPSK 调制，信号每个突发包含 L 个符号的已知前导，表示为 $\mathbf{C} = \{C_0, C_1, \dots, C_{L-1}\}$ 。与很多文献采用最佳定时采样信号模型不同，这里对接收信号进行随机过采样，则在高斯信道中传输的突发信号可表示为

$$r_n = s_n \exp(j(n\omega_0 T_s + \phi_0)) + z_n, \quad n = 1, \dots, PL \quad (1)$$

其中 $s(n) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \exp(j\varphi(k))h(nT_s - kPT_s - \tau)$ 为复基带信号， $h(t)$ 为基带成形函数， $\varphi(k)$ 为信息数据符号的调制相位； ω_0 为频偏； ϕ_0 为相偏； T_s 为采样周期； P 为过采样因子，即 $P = T/T_s$ ， T 为符号周期； z_n 为信号幅度归一化的零均值复高斯白噪声，其方差 $\sigma_z^2 = 1/\gamma = \sigma_n^2/A^2$ ， γ 为载噪比，归一化仅为了推导方便，实际检测并不需要。

对以上信号模型，做以下假定：(1) 信息数据的调制相位 $\varphi(k)$ 在其 M 个调制状态上等概率分布；(2) $\omega_0 T_s$ 在 $[-\pi, \pi]$ 内均匀分布；(3) ϕ_0 在 $[-\pi, \pi]$ 内均匀分布；

突发检测事实上是二元存在性检测。定义二元检测模型为： H_1 ：当前窗口内包含已知前导，即检测到突发起点； H_0 ：当前窗口内数据无突发数据(噪声)或为随机信息数据。

由于突发内信息数据的信号功率大于噪声功率，按照最坏设想，令 H_0 ：当前窗口内数据为随机信息数据。突发检测即对接收信号数据进行窗口滑动的二元检测。

3 基于平均似然比的突发检测

3.1 未定时随机采样信号的条件似然函数

根据式(1)，显然 $s(n)$ 样点间不是相互独立的，但在假定 $s(n)$ 已知的情况下， r_n 样点之间是相互独立的。因此接收信号 $\mathbf{r} = \{r_0, r_1, \dots, r_{PL-1}\}$ 的条件似然函数可表示为

$$\begin{aligned} p(\mathbf{r} | \omega_0, \phi_0, \mathbf{s} = f(\mathbf{S})) &= p(\mathbf{r} | \omega_0, \phi_0, \mathbf{S}) \\ &= \left(\frac{\gamma}{\pi}\right)^{PL} \prod_{k=0}^{PL-1} \exp\left(-\gamma \left|r_k - s_k e^{j(\omega_0 T_s k + \phi_0)}\right|^2\right) \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $\mathbf{S} = \{S_0, S_1, \dots, S_{L-1}\}$ 为窗口内包含的符号序列， $\mathbf{s} = \{s_0, s_1, \dots, s_{PL-1}\}$ 为窗口内包含的信息数据的复基带信号，且 $s_n \approx f(\mathbf{S}) = \sum_{k=0}^{L-1} S_k h(nT_s - kPT_s - \tau)$ 。

依随机相位 ϕ_0 求期望，则^[6]

$$p(\mathbf{r} | \omega_0, \mathbf{S}) = Q(\mathbf{r}, \mathbf{s}) I_0 \left(2\gamma \left| \sum_{k=0}^{PL-1} r_k^* s_k \exp(jk\omega_0 T_s) \right| \right) \quad (3)$$

其中 $Q(\mathbf{r}, \mathbf{s}) = (\gamma/\pi)^{PL} \exp\left(\sum_{k=0}^{PL-1} (|r_k|^2 + |s_k|^2)\gamma\right)$ ， $I_0(x)$ 为零阶修正贝塞尔函数，用 $I_0(x) = 1 + x^2/4 + x^4/64$ 做近似^[7]，得

$$\begin{aligned} p(\mathbf{r} | \omega_0, \mathbf{S}) &= Q(\mathbf{r}, \mathbf{s}) \left(1 + \gamma^2 \sum_{p=0}^{PL-1} \sum_{q=0}^{PL-1} r_p^* s_p r_q^* s_q^* \right. \\ &\quad \cdot \exp(j\omega_0(p-q)T_s) + (\gamma/\sqrt{2})^4 \\ &\quad \cdot \sum_{k=0}^{PL-1} \sum_{l=0}^{PL-1} \sum_{m=0}^{PL-1} \sum_{n=0}^{PL-1} r_k^* r_l^* r_m^* \\ &\quad \cdot r_n s_k s_l^* s_m s_n^* \exp(j\omega_0(k-l+m-n)T_s) \left. \right) \end{aligned} \quad (4)$$

再对频偏 $\omega_0 T_s$ 在 $[-\pi, \pi]$ 内求期望，并注意到 $\int_{-\pi}^{\pi} e^{jk\theta} d\theta = 2\pi\delta(k)$ ，可得

$$\begin{aligned} p(\mathbf{r} | \mathbf{S}) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} p(\mathbf{r} | \omega_0, \mathbf{S}) d(\omega_0 T_s) = Q(\mathbf{r}, \mathbf{s}) \\ &\quad \cdot \left(1 + \gamma^2 \sum_{p=0}^{PL-1} |r_p^* s_p|^2 + \left(\frac{\gamma}{\sqrt{2}}\right)^4 \left(\sum_{k=0}^{PL-1} \sum_{l=0}^{PL-1} |r_k^* s_k|^2 |r_l^* s_l|^2 \right) \right. \\ &\quad \left. + 2 \left(\frac{\gamma}{\sqrt{2}}\right)^4 \left(\sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} \sum_{l=i}^{PL-1} r_k^* s_k r_l^* s_l^* r_{k-i}^* s_{k-i}^* r_{l-i}^* s_{l-i} \right) \right) \\ &= Q(\mathbf{r}, \mathbf{s}) \left(\left(1 + \frac{\gamma^2}{2} \sum_{p=0}^{PL-1} |r_p^* s_p|^2 \right)^2 + 2 \left(\frac{\gamma}{\sqrt{2}}\right)^4 \right. \\ &\quad \left. \cdot \left(\sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} \sum_{l=i}^{PL-1} r_k^* s_k r_l^* s_l^* r_{k-i}^* s_{k-i}^* r_{l-i}^* s_{l-i} \right) \right) \end{aligned} \quad (5)$$

由于 $\sum_{p=0}^{PL-1} |s_p|^2 = \sum_{p=0}^{PL-1} \sum_{k=-\infty}^{\infty} h^2(pT_s - kPT_s - \tau) + \varepsilon = L \sum_{p=0}^{P-1} R_h(p, p) + \varepsilon = LE_h + \varepsilon$ ，其中 $R_h(m, n) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} h(mT_s - kT - \tau)h(nT_s - kT - \tau)^*$ ， $E_h = \sum_{n=mP}^{(m+1)P-1} R_h(n, n) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} h(nT_s - \tau)^2$ ， $\varepsilon = \sum_{n=0}^{PL-1} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \sum_{l=-\infty, l \neq k}^{\infty} e^{j(\varphi(k)-\varphi(l))} h(nT_s - kPT_s - \tau) \cdot h(nT_s - lPT_s - \tau)^*$ ，且 $\varepsilon \ll LE_h$ ，故

$$Q(\mathbf{r}, \mathbf{s}) \approx (\gamma/\pi)^{PL} \exp\left(\gamma LE_h + \gamma \sum_{k=0}^{PL-1} |r_k|^2\right) = Q(\mathbf{r}) \quad (6)$$

因此可认为 $Q(\mathbf{r}, \mathbf{s})$ 与 \mathbf{S} 无关。

现考虑两种假设情况下的似然函数。 H_1 假设下，检测窗内包含已知的前导序列 \mathbf{C} ，则

$$\begin{aligned} p_1(\mathbf{r} | \mathbf{C}) &= Q(\mathbf{r}) \left(\left(1 + \gamma^2 / 2 \sum_{p=0}^{PL-1} |r_p c_p|^2 \right)^2 \right. \\ &\quad \left. + \gamma^4 / 2 \sum_{i=1}^{PL-1} \left| \sum_{k=i}^{PL-1} r_k^* c_k r_{k-i}^* c_{k-i} \right|^2 \right) \end{aligned} \quad (7)$$

其中 c_k 即本地前导形成的复基带信号。在 H_0 假设下，窗内包含未知的信息符号 \mathbf{D} ，则有

$$p_0(\mathbf{r} | \mathbf{D}) = Q(\mathbf{r}) \left(\left(1 + \frac{\gamma^2}{2} \sum_{p=0}^{PL-1} |r_p d_p|^2 \right)^2 + 2 \left(\frac{\gamma}{\sqrt{2}} \right)^4 \cdot \left(\sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} \sum_{l=i}^{PL-1} r_k^* d_k r_l d_l^* r_{k-i}^* d_{k-i}^* r_{l-i}^* d_{l-i}^* \right) \right) \quad (8)$$

3.2 平均似然比检测

对 H_0 假设, 信息符号序列 \mathbf{D} 未知, 于是根据 \mathbf{D} 的可能取值对条件似然函数求统计平均:

$$p_0(\mathbf{r}) = \frac{1}{U} \sum_{\text{all } \mathbf{D}} p_0(\mathbf{r} | \mathbf{D}) = Q(\mathbf{r}) \left(1 + \gamma^2 \frac{1}{U} \sum_{\text{all } \mathbf{D}} \sum_{p=0}^{PL-1} |r_p d_p|^2 + \frac{1}{U} \left(\frac{\gamma}{\sqrt{2}} \right)^4 \sum_{\text{all } \mathbf{D}} \left(\sum_{k=0}^{PL-1} |r_k d_k|^2 \right)^2 + 2 \left(\frac{\gamma}{\sqrt{2}} \right)^4 R_0(\mathbf{r}) \right) \quad (9)$$

其中 $R_0(\mathbf{r}) = \frac{1}{U} \sum_{\text{all } \mathbf{D}} \left(\sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} \sum_{l=i}^{PL-1} r_k^* d_k r_l d_l^* r_{k-i}^* d_{k-i}^* r_{l-i}^* d_{l-i}^* \right)$, $U = M^L$, 为 \mathbf{D} 的可能取值数目。

注意到 $\sum_{m=0}^{M-1} \exp(j2\pi m / M) = 0$ (即所有调制状态和为 0), 则式(9)中的前三项可近似为 $(1 + \gamma^2 P_r L E_h / 2)^2$ (推导略)。同样, 对于第 4 项, 由于(详细推导略)

$$\frac{1}{U} \sum_{\text{all } \mathbf{D}} d_k d_l^* d_{k-i}^* d_{l-i} = R_h(k, l) R_h^*(k-i, l-i) + R_h(k, k-i) R_h^*(l, l-i) - R_h(k, k-i, l, l-i) \quad (10)$$

其中 $R_h(k, l)$ 定义同前, 则

$$R_0(\mathbf{r}) = \sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} \sum_{l=i}^{PL-1} r_k^* r_l r_{k-i}^* r_{l-i}^* \left(R_h(k, l) R_h^*(k-i, l-i) + R_h(k, k-i) R_h^*(l, l-i) - R_h(k, k-i, l, l-i) \right) \quad (11)$$

至此, 可以得到平均似然比为

$$L_0(\mathbf{r}) = p_1(\mathbf{r}) / p_0(\mathbf{r}) = \left\{ \left(1 + \gamma^2 / 2 \sum_{p=0}^{PL-1} |r_p c_p|^2 \right)^2 + \gamma^4 / 2 \sum_{i=1}^{PL-1} \left| \sum_{k=i}^{PL-1} r_k^* c_k r_{k-i}^* c_{k-i}^* \right|^2 \right\} / \left\{ \left(1 + \gamma^2 P_r L E_h / 2 \right)^2 + \gamma^4 R_0(\mathbf{r}) / 2 \right\} \quad (12)$$

由于分子和分母的第一项对于平稳信号而言, 近似为常量, 为了计算简单, 可仅取第 2 项的比值。即

$$L_0(\mathbf{r}) = \sum_{i=1}^{PL-1} \left| \sum_{k=i}^{PL-1} r_k^* c_k r_{k-i}^* c_{k-i}^* \right|^2 / R_0(\mathbf{r}) \quad (13)$$

3.3 平均似然比检测的简化检测公式

式(11)中 $R_0(\mathbf{r})$ 的计算过于复杂, 为此需要考虑对该式做近似处理。以下所作的近似处理虽然粗糙,

但仿真却证明是有效的。

首先注意到, 在 $|k-l| > P$ 时, $R_h(k, l)$ 取值相对较小, 且有正有负, 其对和式的加权效果可以近似为 0, 而 $R_h(k, k-i, l, l-i)$ 的峰值要远小于 $R_h(k, l)$ 的峰值。故有

$$R_0(\mathbf{r}) \approx \sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{\substack{PL-1 \geq k \geq i, \\ PL-1 \geq l \geq i, \\ |k-l| \leq P-1}} [r_k^* r_l r_{k-i}^* r_{l-i}^* R_h(k, l) R_h^*(k-i, l-i)] + \sum_{i=1}^{P-1} \sum_{\substack{PL-1 \geq k \geq i, \\ PL-1 \geq l \geq i}} [r_k^* r_l r_{k-i}^* r_{l-i}^* R_h(k, k-i) R_h^*(l, l-i)] \quad (14)$$

再注意到上式中第 1 项和第 2 项的关系, $R_0(\mathbf{r}, \mu)$ 可以进一步表示为

$$R_0(\mathbf{r}) = \sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} |r_k r_{k-i}|^2 R_h(k, k) R_h^*(k-i, k-i) + \sum_{i=1}^{P-1} \left(2 \left| \sum_{k=i}^{PL-1} r_k^* r_{k-i} R_h(k, k-i) \right|^2 - \sum_{k=i}^{PL-1} |r_k r_{k-i}|^2 |R_h(k, k-i)|^2 \right) \quad (15)$$

式(15)中第 1 项为 $k=l$ 的项。由于第 2 项中求和项为相关和模平方减去一个相关模平方和, 其值较小, 且求和项数目只有第 1 项的 $1/L$, 故认为第 2 项的影响较小可舍去, 于是得

$$R_0(\mathbf{r}) \approx \sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} |r_k r_{k-i}|^2 R_h(k, k) R_h^*(k-i, k-i) \quad (16)$$

这样检测量可以简化为

$$L_1(\mathbf{r}, \mu) = \sum_{i=1}^{PL-1} \left| \sum_{k=i}^{PL-1} r_k^* c_k r_{k-i}^* c_{k-i}^* \right|^2 / \left(\sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} |r_k r_{k-i}|^2 R_h(k, k) R_h^*(k-i, k-i) \right) \quad (17)$$

如果考虑到 $R_h(k, k) R_h^*(k-i, k-i)$ 在整个求和范围内为峰谷交替的蛋盒状分布, 则可进一步对其在求和中的加权效果用常数近似。舍去该常数, 可得到新的检测量

$$L_2(\mathbf{r}, \mu) = \sum_{i=1}^{PL-1} \left| \sum_{k=i}^{PL-1} r_k^* c_k r_{k-i}^* c_{k-i}^* \right|^2 / \left(\sum_{i=1}^{PL-1} \sum_{k=i}^{PL-1} |r_k r_{k-i}|^2 \right) \quad (18)$$

注意到将 r_k 用 $A r_k$ 代替不会改变检测量, 这意味着信号模型中假设的归一化并不必要。

从直观上看, 该检测量的分子包含一个相关模和运算, 因而频偏的影响可以得到消除, 同时由于对不同延迟量 i 的相关结果求和, 减轻了噪声和随机信息数据的不良影响。

在实际实施时,该检测量的实现仍然稍显复杂,可以进一步考虑以下的简化检测量。

(1)对相关延迟 i , 可以取 $i = UP, U = 1, 2, \dots, L - 1$ 。这样运算量为原来的 $1/P$ 。进一步,还可以对 U 做限制,例如只取 $U=1$ 或 $U < L/4$, 运算量可以进一步减小。

(2)在本地产生 c_k 时,由于成形脉冲未知,不妨设为滚降系数为 0.3 的根升余弦滚降函数。但为了减小运算量,可以假设成形脉冲为方波。这样 c_k 总在 M 个特定元素的集合中取值,例如对 BPSK 只取 +1 或 -1,则乘法运算可以转化为加法运算,这将大大提高算法的计算速度,当然这将使检测性能有所下降。

4 仿真结果

下面将对平均似然比方法的检测性能进行仿真,并将其性能与 Choi 检测器^[7]和分段相关方法进行比较^[10]。Choi 检测器是此前认为性能最好的帧同步方法:

$$L_J = \sum_{i=1}^{L-1} \left(\left| \sum_{k=i}^{L-1} r_k^* c_k r_{k-i}^* c_{k-i} \right| - \sum_{k=i}^{L-1} |r_k r_{k-i}| \right) \quad (19)$$

分段相关则实现简单,且在一定程度上可以克服频偏(仿真中 $A=4, B=8$):

$$L_{\text{corr}}(\mathbf{r}) = \sum_{a=0}^A \left| \sum_{b=0}^{B-1} r_{B^*a+b}^* v_{B^*a+b} \right| \quad (20)$$

仿真信号对象为 QPSK 突发信号,采用滚降系数为 0.3 的升余弦脉冲成形。本地 c_k 信号由本地已知的 32 个前导符号经滚降系数为 0.5 的根升余弦脉冲成形产生。注意对似然比方法采用随机过采样,即每符号内采 2 个样点,距离最佳采样点的采样偏差为 $T/4$ (即 2 倍采样最大可能采样偏差);而对后两种检测器以符号周期为采样周期进行最佳采样。

图 1 给出了 Choi 检测量和似然比检测量的检测结果。该信号段由噪声段接带噪突发构成。由图可见,当只有噪声时,Choi 检测量反倒很大,故 Choi 方法只适用于前导周期性插入情况,不适用于突发

通信;似然比检测量则对白噪声和随机数据信号都有较好的抑制作用。

图 2 给出了载噪比(E_s/N_0)为 3 dB 时各种检测方法的性能。尽管似然比方法针对随机采样(未定时)信号,但其检测性能却比最佳采样的分段相关方法要好一个量级左右,无论是否存在频偏。另外, $L1$ 和 $L2$ 性能曲线接近也说明式(18)的近似,对检测性能影响很小。

接下来给出似然比方法和分段相关方法在不同频偏情况下的检测性能(固定门限),如图 3。载噪比为 3 dB。从图可见新方法对频偏具备极好的鲁棒性,这是包括分段相关在内的相关方法所不具备的。

最后给出新方法的各种近似检测量在不同载噪比情况下的性能(门限固定): LRT1—— $i=UP$; LRT2—— $i=UP$, 且 $U < L/4$; LRT3—— $i=P$; LRT4——方波成形; LCor——分段相关,如图 4。可见似然比方法的各种近似简化形式仍然具有较好的检测性能,且其检测虚警随载噪比变化不大。特别需要指出的是,方波成形的似然比方法(LRT4)的检测性能接近分段相关方法,考虑到分段相关方法针对零频偏最佳采样信号,而 LRT4 却是针对未定时随机采样且存在 20% 频偏的信号, LRT4 的性能仍可称良好,而其运算复杂度也较低。

需要说明的是,对信号进行大于 2 倍的随机采样将提高平均似然比方法的性能。这里为了减小运算量,只采用 2 倍采样,然而该方法对于存在频偏的随机过采样信号仍然表现出良好的性能,因此认为该方法对于频偏和采样时间偏差具有良好的鲁棒性。

5 总结

本文针对未定时随机采样信号,基于平均似然比推导了一种具备较好检测性能的突发检测方法。该方法无需采样定时,对频偏和采样时间偏差具备良好的鲁棒性,而且该方法的虚警不受频偏影响,

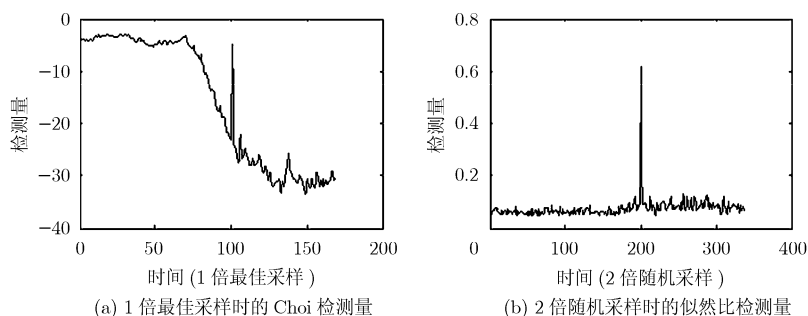


图 1

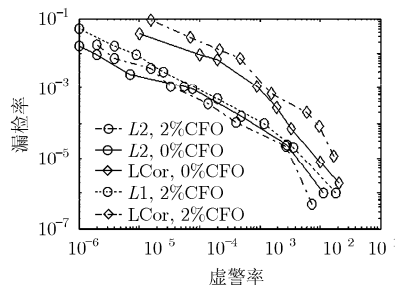


图 2 最佳采样分段相关方法(LCor)和随机过采样似然比方法($L1, L2$)的检测性能对比

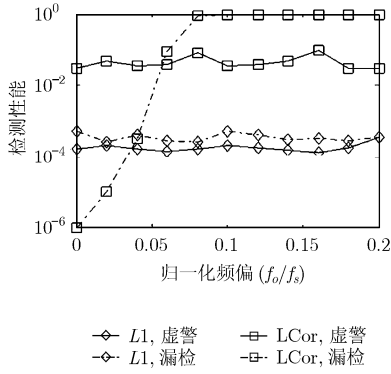
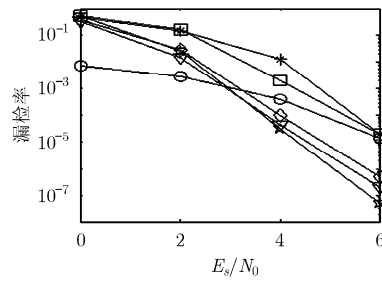
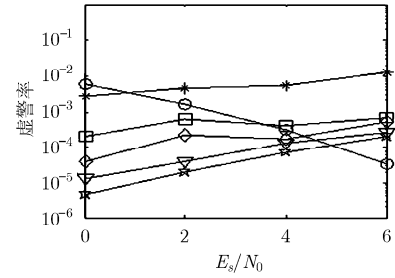


图 3 似然比方法与分段相关方法的检测性能与归一化频偏的关系



(a) 漏检率与载噪比的关系



(b) 虚警率与载噪比的关系

图 4

对信噪比的依赖也较小, 这意味着对于突发传输功率变化的检测场合, 对检测门限设置的动态性要求不高。另外, 从同步的角度看, 该方法的同步位置误差保持在一个符号以内。这些特性都有利于提高突发解调的性能。

参 考 文 献

[1] Massey J L. Optimum frame synchronization [J]. *IEEE Transactions on Communications*, 1972, 20(1): 115-119.
 [2] Marco C and Maria G M. On sequential frame synchronization in AWGN channels [J]. *IEEE Transactions on Communications*, 2006, 54(2): 339-348.
 [3] Marco C and Maria G M. Analysis of optimum frame synchronization based on periodically embedded sync words [J]. *IEEE Transactions on Communications*, 2007, 55(11): 2056-2060.
 [4] Watcharapan S, Marco C, and Moe Z W. Frame synchronization for variable-length packets [J]. *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, 2008, 26(1): 52-69.
 [5] Venkat C, Aslan T, and Gregory W. Optimal sequential frame synchronization [J]. *IEEE Transactions on Information Theory*, 2008, 54(8): 3725-3728.
 [6] Jerome A G, Michael P F, and James V K. Optimum and

suboptimum frame synchronization for pilot-symbol-assisted modulation [J]. *IEEE Transactions on Communications*, 1997, 45(10): 1327-1337.

[7] Choi Z Y and Lee Y H. Frame synchronization in the presence of frequency offset [J]. *IEEE Transactions on Communications*, 2002, 50(7): 1062-1065.
 [8] Corazza G E and Pedone R. Maximum likelihood post detection integration methods for spread spectrum systems [C]. *IEEE WCNC 2003, IEEE Wireless Communications and Networking Conference*, New Orleans, LA, USA, 16-20 March 2003: 227-232.
 [9] Kim P, Corazza G E, and Pedone R. Enhanced frame synchronization for DVB-S2 system under a large off frequency offset [C]. *WCNC 2007 Proceedings*, Hong Kong, China, March, 2007: 1184-1188.
 [10] Gang S, Peng K, and Gong K, et al. Robust frame synchronization for chinese DTTB system [J]. *IEEE Transactions on Broadcasting*, 2008, 54(1): 152-158.

黄渊凌: 男, 1982 年生, 博士生, 研究方向为通信信号处理。
 路友荣: 男, 1957 年生, 高级工程师, 研究方向为移动通信、软件无线电等。
 袁 强: 男, 1983 年生, 助理工程师, 研究方向为数字信号处理。