



现代GNSS信号捕获性能评估理论与应用

杨再秀^{1*}, 杨俊武², 郑晓冬^{1,3}, 刘明宇¹, 张磊¹

1. 中国电子科技集团公司第五十四研究所, 石家庄 050081;
2. 中国西安卫星测控中心, 西安 710043;
3. 卫星导航装备与系统技术国家重点实验室, 石家庄 050081

*联系人, E-mail: yangzaixiu_cxy@126.com

收稿日期: 2020-06-21; 接受日期: 2020-10-21; 网络出版日期: 2020-12-15
国家重点研发计划(编号: 2016YFB0502402)资助项目

摘要 全球卫星导航系统(Global Navigation Satellite System, GNSS)的应用越来越广泛, 几乎涉及国民经济和社会发展的各个领域. 作为导航系统设计的重要环节, GNSS信号性能评估工作受到了广泛关注. 本文以单点检测为基础, 建立GNSS信号统计检测的理论模型, 提出了综合调制方式、搜索步长和捕获算法的捕获性能评估方法. 针对BOC (Binary Offset Carrier), MBOC (Multiplexed Binary Offset Carrier)和AltBOC (Alternative BOC)等的匹配捕获、无模糊捕获算法的整体检测性能和主峰、边峰检测性能进行评估, 给出定量分析结果. 搜索步长固定时, BOC, MBOC和AltBOC调制信号的自相关函数多峰特性会导致捕获性能下降, 而且副载波速率越高性能下降越明显. 虽然BPSK-like和SCPC (Sub Carrier Phase Cancellation)等无模糊捕获算法会带来一定程度的信号功率损耗, 但却能有效提高BOC信号的捕获性能.

关键词 GNSS, 捕获性能, 码搜索步长, 调制方式, BOC

PACS: 93.85.Pq, 92.60.hv, 92.60.jk, 94.20.Fg

1 引言

作为全球卫星导航系统(Global Navigation Satellite System, GNSS)接收机工作过程中的第一步, 捕获处理对卫星信号的基本参数进行粗略估计, 如信号延迟和多普勒频率. 捕获过程被看作是对GNSS信号的初始同步处理, 信号参数的精确估计由后续的跟踪处理实现^[1].

现代化的GNSS系统中普遍采用BOC (Binary Offset

Carrier)调制技术及其扩展形式(如MBOC (Multiplexed Binary Offset Carrier), AltBOC (Alternative BOC)等). 目前还缺乏调制方式对捕获性能影响的深入分析. 与传统的BPSK信号相比, BOC信号的自相关函数存在多个相关峰, 这一点对导航信号捕获处理算法和性能分析提出了新的挑战. 近年来有多种BOC信号的无模糊捕获技术被提出^[2-9]. 根据捕获成功后同步范围的差异, 可以将已有的BOC信号无模糊捕获技术分为两大类^[6]. 第一类是确保捕获成功后伪码相位同步到正负

引用格式: 杨再秀, 杨俊武, 郑晓冬, 等. 现代GNSS信号捕获性能评估理论与应用. 中国科学: 物理学 力学 天文学, 2021, 51: 019520
Yang Z X, Yang J W, Zheng X D, et al. Theoretical assessment and application of modern GNSS signals acquisition performance (in Chinese). Sci Sin-Phys Mech Astron, 2021, 51: 019520, doi: 10.1360/SSPMA-2020-0228

一个伪码码片内, 该类技术算法简单, 便于实现, 适应性强, 但不能保证捕获到自相关函数的主峰范围内^[2-4,10]. 第二类是确保捕获成功后伪码相位同步到自相关函数的主峰范围内, 该类技术能够自动避免BOC信号的跟踪模糊问题, 其缺点是捕获时间较长、实现复杂以及适应性差^[5,8,9]. 考虑到第二类算法实现较为复杂, 且针对性较强, 本文主要考虑第一类算法. 一般只要码相位误差在 $[-1, +1]$ 码片范围内就可认为是捕获到了信号.

传统的GNSS信号检测性能分析中较少考虑搜索步长的影响, 而是建立在本地信号与接收信号的码相位误差为固定值的基础上. 例如, 分析BPSK信号检测概率时通常假设码相位误差为0, 而分析BOC信号的边锋检测概率时码相位延迟则是边锋到主峰的距离. 这种分析方法有利于简化分析过程, 但却不符合捕获处理的实际情况. 特别是不利于分析调制方式(如BPSK和BOC)对捕获性能的影响以及对比不同处理算法(如BOC的直接捕获和无模糊捕获算法)的性能.

本文首先介绍GNSS信号模型、基本检测理论和传统性能分析方法. 然后给出了考虑搜索步长时GNSS信号检测性能的分析方法. 接着详细讨论了调制方式、搜索步长和捕获算法对信号检测性能以及BOC等信号主峰、边锋检测性能的影响. 最后, 给出了针对不同调制方式的推荐搜索步长.

2 GNSS信号检测理论

一般情况下接收的中频GNSS信号可表示为^[11]

$$s_{\text{IF}}(t) = \sqrt{2P}d(t-\tau)c_{\text{in}}(t-\tau)\cos(2\pi(f_{\text{IF}}+f_{\text{d}})t+\phi) + n(t), \quad (1)$$

其中, P 是中频信号功率, $d(t)$ 表示电文信息, $c_{\text{in}}(t)$ 是输入扩频信号(包括扩频码和副载波), τ 是传输延迟, $n(t)$ 为高斯白噪声, 功率谱密度(Power Spectral Density, PSD)为 $N_0/2$, f_{IF} 为中频载波, f_{d} 为多普勒, ϕ 是载波相位.

中频信号 $s_{\text{IF}}(t)$ 与调制后的本地扩频信号(即 $c(t)$)进行相关处理, 获得复随机变量 $Y(\tau, f_{\text{d}})$. 考虑到积分时间 T_1 一般都是扩频码周期的整数倍, 可得^[12]

$$Y(\tau, f_{\text{d}}) = I(\tau, f_{\text{d}}) + jQ(\tau, f_{\text{d}}) \\ = \sqrt{\frac{P}{2}} R_{c/c_{\text{in}}}(\tau) \frac{\sin(\pi f_{\text{d}} T_1)}{\pi f_{\text{d}} T_1} \exp(j\phi) + n_Y(\tau, f_{\text{d}}), \quad (2)$$

其中, $R_{c/c_{\text{in}}}(\tau)$ 是本地扩频信号 $c(t)$ 与 $c_{\text{in}}(t)$ 的互相关函数, $n_Y(\tau, f_{\text{d}}) = n_1(\tau, f_{\text{d}}) + jn_Q(\tau, f_{\text{d}})$ 是复高斯随机变量. $n_Y(\tau, f_{\text{d}})$ 的实部 $n_1(\tau, f_{\text{d}})$ 和虚部 $n_Q(\tau, f_{\text{d}})$ 是相互独立的, 且服从均值为0, 方差为 σ^2 的高斯分布.

由式(2)可知相关器输出结果包含载波相位误差, 因此一般情况下要进行非相干累加处理. 最终的检测变量为^[13-15]

$$X(\tau) = \sum_{k=1}^K |Y_k(\tau)|^2, \quad (3)$$

式中, $Y_k(\tau)$ 是相关器输出的第 k 个结果, K 是非相干累加次数.

信号检测基于二元假设检验: H_0 假设, 有用信号不存在; H_1 假设, 有用信号存在. 对于二元信号检测过程来说, 最有意义的两个统计量是单次试验的信号检测概率 P_{Dr} 和虚警概率 P_{FAIr} ^[16]

$$P_{\text{Dr}} = P(X(\tau) > \gamma | H_1), \\ P_{\text{FAIr}} = P(X(\tau) > \gamma | H_0), \quad (4)$$

式中, γ 代表检测门限.

综合考虑式(2)和(3)的统计特性, H_0 和 H_1 假设条件下 $X(\tau)$ 将分别服从中心卡方分布和非中心卡方分布^[16], 即

$$f_X(x | H_0) = \frac{1}{2^K \sigma^{2K} \Gamma(K)} x^{K-1} \exp\left(-\frac{x}{2\sigma^2}\right), \\ f_X(x | H_1) = \frac{1}{2\sigma^2} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\frac{K-1}{2}} \exp\left(-\frac{\lambda+x}{2\sigma^2}\right) I_{K-1}\left(\frac{\sqrt{\lambda x}}{\sigma^2}\right),$$

其中, $\Gamma(p) = \int_0^{\infty} t^{p-1} \exp(-t) dt$, ($p > 0$), λ 是各随机变量的均值平方之和, $I_a(x)$ 是第一类 a 阶修正贝塞尔函数.

平均捕获时间是衡量捕获性能的另一个重要指标, 该指标综合考虑了捕获灵敏度和运算复杂度. 单次驻留搜索的平均捕获时间定义为

$$T_{\text{MAT}} = \frac{2 + (2 - P_{\text{D}})(N_{\text{s}} - 1)(1 + k_{\text{FA}} P_{\text{FA}})}{2P_{\text{D}}} \tau_{\text{D}},$$

其中, N_{s} 是搜索区间的大小, k_{FA} 是虚警的代价系数, τ_{D} 是检测的驻留时间.

3 搜索步长对捕获性能影响分析理论

3.1 基本假设前提

实际的信号捕获过程中, 不论是码相位串行还是并行捕获都是以一定的搜索步长进行的. 下面开始综合考虑调制方式和搜索步长对捕获性能的影响. 主要基于以下前提.

前提I: 虚警概率和检测概率的讨论主要针对码相位误差 $\tau \in [-T_c, T_c]$ 的情况, 其中 T_c 代表扩频码宽度. 此时, 在H1假设下, 有用信号是存在的. 但当 $\tau \notin [-T_c, T_c]$ 时, 考虑到GNSS信号的相关性, 即使是在H1假设条件下, 也认为信号是不存在的.

前提II: 本文将区分广义信号捕获和狭义信号捕获. 只要码相位误差 $\tau \in [-T_c, T_c]$, 且此时的检测变量超过检测门限就认为捕获到信号, 这就是广义信号捕获. 而狭义信号捕获则是要求检测变量超过检测门限时的码相位误差在特定范围内, 该范围要小于 $[-T_c, T_c]$. 狭义信号捕获的典型情况就是BOC信号的主峰、边峰检测.

前提III: 本文考虑的搜索步长范围是 $0 < \mu \leq 2T_c$. 这一点实际上与码相位误差 $\tau \in [-T_c, T_c]$ 是对应的. 当 $\mu < 2T_c$ 时, 在码相位误差 $\tau \in [-T_c, T_c]$ 的范围内可能出现多个检测变量. 此时, 选取其中的最大值者作为最终的检测变量.

前提IV: 当搜索步长为 μ 时, 假设第一个检测变量的码相位误差在 $[-T_c, \mu - T_c]$ 上服从均匀分布, 这也是符合实际情况的.

为简化分析, 假设 $M = 2T_c/\mu$ 是正整数, 也就是假设在 $[-T_c, T_c]$ 内出现整数个检测变量. 图1以BPSK信号

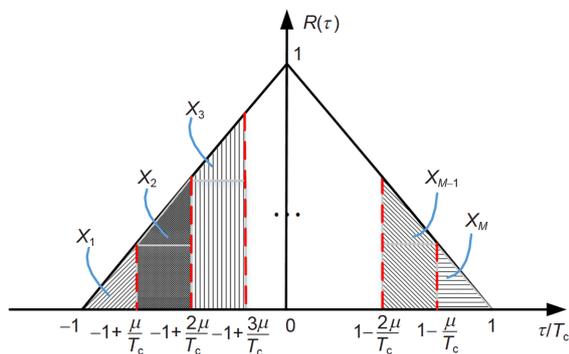


图1 (网络版彩图) BPSK信号的检测变量示意图
Figure 1 (Color online) Detection variables of BPSK signals.

为例进行了说明. 由图可见, 在 $[-T_c, T_c]$ 内将出现 M 个检测变量 $X_m (m = 1, 2, \dots, M)$. 另外, X_m 与式(3)所给出的 $X(\tau)$ 的关系为

$$X_m = X(\tau + (m-1)\mu), m = 1, 2, \dots, M, \quad (5)$$

其中, $\tau \in [-T_c, \mu - T_c]$. 考虑到BOC等信号自相关函数主瓣内存在0值, 这里的检测变量的取值在一定概率条件下为0, 这正是本文后续要重点分析的问题. 根据前提IV, τ 的概率密度函数为

$$f(\tau | \mu) = \begin{cases} \frac{1}{\mu}, & \tau \in [-T_c, \mu - T_c], \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (6)$$

根据前提III, 搜索步长为 μ 时的最终检测变量为

$$Z = \max\{X_m, m = 1, 2, \dots, M\}. \quad (7)$$

令检测变量 Z 在H0和H1假设下的条件概率分别为 $f_Z(z | \tau, \mu, H0)$ 和 $f_Z(z | \tau, \mu, H1)$. 应用全概率公式, 可得搜索步长为 μ 条件下的虚警概率和广义检测概率分别为

$$\begin{aligned} P_{FA|\mu} &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_Z(z | \tau, \mu, H0) f(\tau | \mu) dz d\tau \\ &= \frac{1}{\mu} \int_{-T_c}^{\mu - T_c} \int_{\gamma}^{+\infty} f_Z(z | \tau, \mu, H0) dz d\tau, \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} P_{D|\mu} &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_Z(z | \tau, \mu, H1) f(\tau | \mu) dz d\tau \\ &= \frac{1}{\mu} \int_{-T_c}^{\mu - T_c} \int_{\gamma}^{+\infty} f_Z(z | \tau, \mu, H1) dz d\tau. \end{aligned} \quad (9)$$

狭义信号捕获要求最终的码相位误差范围小于 $[-T_c, T_c]$, 即 $\tau \in [\tau_L, \tau_U] \subset [-T_c, T_c]$, GNSS信号的狭义检测概率定义为

$$P_{D|[\tau_L, \tau_U], \mu} = P\{Z > \gamma, \tau_Z \in [\tau_L, \tau_U] | \mu\}, \quad (10)$$

其中, τ_Z 是 Z 对应的码相位误差, τ_L, τ_U 分别是边峰检测时的码相位误差上界和下界. 由于 Z 是随机变量, 故 τ_Z 也是随机变量.

一般情况下, $X_m (m = 1, 2, \dots, M)$ 可能不再是相互独立的随机变量. 因此, 很难得到 $f_Z(z | \tau, \mu, H0)$ 和 $f_Z(z | \tau, \mu, H1)$ 的一般表达式. 后续将对 $\mu=2T_c$, $\mu=T_c$ 和 $\mu < T_c$ 的情况分别进行讨论.

3.2 $\mu=2T_c$ 的情况

当搜索步长 $\mu=2T_c$ 时, 每个搜索过程中, 在 $\tau \in [-T_c, T_c]$ 范围内仅会出现一个检测变量. 此时, 检测变量 $Z = X(\tau)$, 其中 τ 在 $[-T_c, T_c]$ 上服从均匀分布, 即

$$f(\tau | \mu = 2T_c) = \begin{cases} 1 / (2T_c), & \tau \in [-T_c, T_c], \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (11)$$

此时, GNSS信号检测的虚警概率可表示为

$$\begin{aligned} P_{FA|\mu=2T_c} &= \frac{1}{2T_c} \int_{-T_c}^{T_c} \int_{-\infty}^{\infty} f_Z(z | \tau, \mu, H_0) dz d\tau \\ &= \frac{1}{2T_c} \int_{-T_c}^{T_c} P_{FA|\tau}(\gamma) d\tau. \end{aligned} \quad (12)$$

(1) 广义检测概率

将式(11)代入式(9), 可得广义检测概率为

$$P_{D|\mu=2T_c} = \frac{1}{2T_c} \int_{-T_c}^{T_c} P_{D|\tau}(\gamma) d\tau. \quad (13)$$

当 $\mu = 2T_c$ 时, $P_{D|\tau}(\gamma)$ 可看作是互相关函数 $R_{c/c_m}(\tau)$ 的函数, 即^[17]

$$\begin{aligned} P_{D|\tau}(\gamma) &= \int_{\gamma}^{\infty} f_X(x | \tau, H_1) dx \\ &= \int_{\gamma}^{\infty} \frac{1}{2\sigma^2} \left(\frac{x}{\lambda} \right)^{\frac{k-1}{2}} \exp\left(-\frac{\lambda+x}{2\sigma^2}\right) I_{K-1}\left(\frac{\sqrt{x\lambda}}{\sigma^2}\right) dx \\ &= Q_{v/2}\left(\sqrt{\frac{\lambda}{\sigma^2}}, \sqrt{\frac{\gamma}{\sigma^2}}\right), \end{aligned} \quad (14)$$

其中,

$$Q_k(a, b) = \frac{1}{a^{k-1}} \int_b^{\infty} x^k \exp\left(-\frac{x^2+a^2}{2}\right) I_{k-1}(ax) dx$$

是广义Marcum Q 函数, $I_k(x)$ 是第一类 k 阶修正贝塞尔函数^[17].

由概率论知识可知, 由码相位误差 τ 的概率密度函数可得到 $R_{c/c_m}(\tau)$ 的概率密度函数. 于是^[17]

$$\begin{aligned} P_{D|\mu=2T_c} &= \int_{-\infty}^{+\infty} P_{D|\tau}(\gamma) f_R(r) dr \\ &= \int_{-1}^1 Q_{v/2}\left(\frac{\sqrt{Pv}}{2\sigma}, \sqrt{\frac{\gamma}{\sigma^2}}\right) f_R(r) dr, \end{aligned} \quad (15)$$

其中, $f_R(r)$ 是 $\mu = 2T_c$ 时 $R_{c/c_m}(\tau)$ 的概率密度函数. 显然, 式(15)能够更加直观地反映信号自相关函数对捕获性能的影响.

下面分析不同调制方式下的 $f_R(r)$ 特点. 对于BPSK信号直接捕获方式来说,

$$f_R(r) = \begin{cases} 1, & r \in [0, 1], \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (16)$$

对于BOCs(m, n)调制信号来说, 当 $2p=2m/n$ 为偶数时

$$f_R(r) = \begin{cases} \sum_{i=1}^{k+1} |\beta_i T_c|^{-1}, & -\left(1 - \frac{k}{2p}\right) \leq r < -\left(1 - \frac{k+2}{2p}\right), \\ k = 1, 3, \dots, 2p-3, \\ \sum_{i=1}^{k+1} |\beta_i T_c|^{-1}, & -\left(1 - \frac{k}{2p}\right) \leq r < 0, \quad k = 2p-1, \\ \sum_{i=1}^{2(p-k)-1} |\beta_i T_c|^{-1}, & 0 \leq r < \frac{k+1}{p}, \quad k = 0, \\ \sum_{i=1}^{2(p-k)-1} |\beta_i T_c|^{-1}, & \frac{k}{p} \leq r < \frac{k+1}{p}, \quad k = 1, 2, \dots, p-1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (17)$$

当 $2p = 2m/n$ 为奇数时,

$$f_R(r) = \begin{cases} \sum_{i=1}^{k+1} |\beta_i T_c|^{-1}, & -\left(1 - \frac{k}{2p}\right) \leq r < -\left(1 - \frac{k+2}{2p}\right), \\ k = 1, 3, \dots, 2p-4, \\ \sum_{i=1}^{k+1} |\beta_i T_c|^{-1}, & -\left(1 - \frac{k}{2p}\right) \leq r < 0, \quad k = 2p-2, \\ \sum_{i=1}^{2p-k} |\beta_i T_c|^{-1}, & 0 \leq r < \frac{k+1}{2p}, \quad k = 0, \\ \sum_{i=1}^{2p-k-1} |\beta_i T_c|^{-1}, & \frac{k}{2p} \leq r < \frac{k+2}{2p}, \quad k = 1, 3, \dots, 2p-2, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases} \quad (18)$$

其中, $\beta_i = (-1)^i(4p-2i+1)/T_c$, $i = 1, 2, \dots, 2p$.

类似地, 还可以计算出BOCc(m, n), MBOC和Alt-BOC信号自相关值的概率密度解析表达式. 当 $\mu=2T_c$ 时, 部分BOC(m, n), MBOC和AltBOC信号的自相值的概率密度函数分别如图2-4所示. 很显然, $\mu=2T_c$ 时BOCs(m, n)和BOCc(m, n)信号自相关值的概率密度都

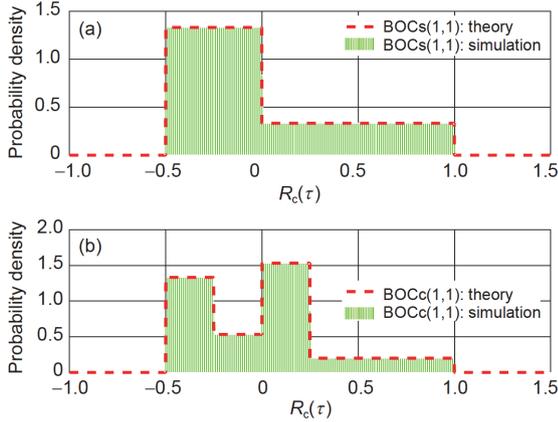


图2 (网络版彩图) BOC(1, 1)的自相关值的概率密度: $\mu=2T_c$. (a) BOCs(1, 1); (b) BOCc(1, 1)

Figure 2 (Color online) Probability density function of auto-correlation function for BOC(1, 1) with $\mu=2T_c$. (a) BOCs(1, 1); (b) BOCc(1, 1).

服从分段均匀分布, 但BOCc(m, n)比BOCs(m, n)的分段区间更多. 与BPSK相比, BOCc(1, 1)和BOCs(1, 1)的自相关值出现在1附近的概率明显减小, 而出现在0值附近的概率明显增加了. 这预示着考虑搜索步长时BOC信号的捕获概率可能比BPSK信号低. 进一步的分析可知, 随着副载波速率的增加, 概率密度函数的分段区间也逐渐增加, 同时伴随自相关值在1(或-1)附近出现概率的减小以及在0附近概率的增加. 这一点是由BOC信号自相关函数的多峰特性决定的.

由于 $R_{c/c_m}(\tau)$ 是本地扩频信号 $c(t)$ 与 $c_m(t)$ 的互相关函数, 因此式(13)同样可以分析针对BOC信号的BPSK-like^[3]和SCPC^[4]捕获算法的性能. 图5给出了

BPSK-like和SCPC方法重构互相关值的概率密度函数对比情况. 由图可见, 与SCPC的结果相比, BPSK-like重构互相关值的概率密度函数抖动较小, 而且较大的归一化相关值(即1附近)出现的概率也较高.

(2) 主峰检测概率

对于BOC信号来说, 主峰的检测概率非常重要, 它属于狭义检测的范畴. BOC检测到主峰实际上就是要求最终的码相位误差在主峰范围内, 即 $\tau_Z \in [-\tau_r, \tau_r]$, $\tau_r \leq \tau_{r, \max}$, 其中 $\tau_{r, \max}$ 是BOC信号主峰的最大码相位延迟. 显然, BOC信号自相关函数在主峰范围内是线性的, 即

$$\tau_{r, \max} = \begin{cases} T_c / (4p - 1), & \text{BOCs}(m, n), \\ T_c / (4p + 1), & \text{BOCc}(m, n). \end{cases} \quad (19)$$

考虑BOC信号自相关函数的特点, BOC信号的主峰检测概率为

$$P_{D|[-\tau_r, \tau_r]} = P(\tau \in [-\tau_r, \tau_r] | \mu = 2T_c) = \int_{-\infty}^{+\infty} P_{D|\gamma}(\gamma) f_{R|[-\tau_r, \tau_r]}(r) dr, \quad (20)$$

其中, $P_{D|\gamma}(\gamma)$ 由式(14)给出, $f_{R|[-\tau_r, \tau_r]}(r)$ 是 $\tau_Z \in [-\tau_r, \tau_r]$ 条件下随机变量 $R_c(\tau)$ 的概率密度函数. 考虑到 $\mu = 2T_c$ 时, τ 在 $[-T_c, T_c]$ 上服从均匀分布, 则

$$P(\tau \in [-\tau_r, \tau_r] | \mu = 2T_c) = \tau_r / T_c.$$

再利用BOC信号自相关函数主峰为线性的特点, 可以证明 $f_{R|[-\tau_r, \tau_r]}(r)$ 也服从均匀分布, 且

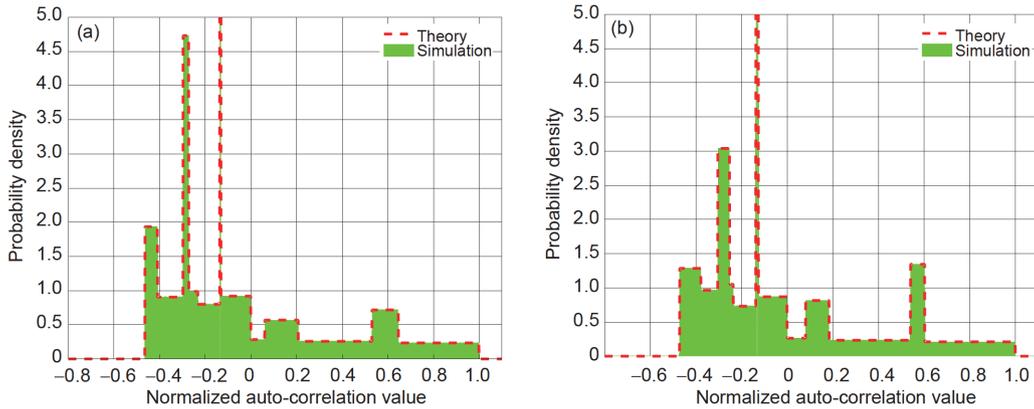


图3 (网络版彩图) MBOC的自相关值的概率密度: $\mu=2T_c$. (a) CBOC(6, 1, 1/11, +); (b) TMBOC(6, 1, 4/33)

Figure 3 (Color online) Probability density function of auto-correlation function for MBOC signals with $\mu=2T_c$. (a) CBOC(6, 1, 1/11, +); (b) TMBOC(6, 1, 4/33).

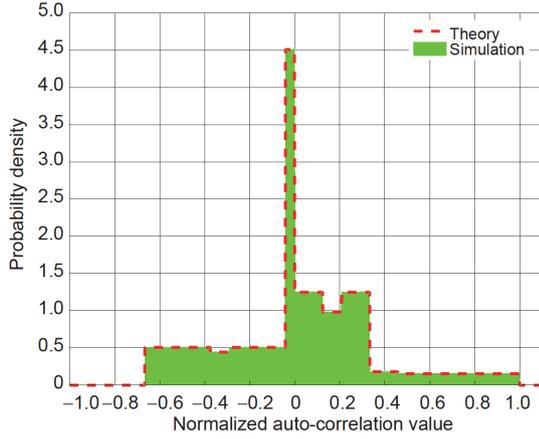


图4 (网络版彩图) AltBOC的自相关值的概率密度: $\mu=2T_c$
 Figure 4 (Color online) Probability density function of auto-correlation function for AltBOC signal with $\mu=2T_c$.

$$f_{R[-\tau_r, \tau_r]}(r) = \begin{cases} \frac{\tau_r}{\tau_r}, r \in \left[1 - \frac{\tau_r}{\tau_r}, 1\right], & \tau_r \leq \tau_{r, \max} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (21)$$

于是, BOC信号主峰范围内的检测概率可进一步改写为

$$P_{D[-\tau_r, \tau_r]} = \frac{\tau_r}{T_c} \cdot \int_{1-\tau_r/\tau_r}^{\tau_r/\tau_r} P_{D_r}(\gamma) \frac{\tau_r}{\tau_r} dr = \frac{\tau_r}{T_c} \cdot \int_{1-\tau_r/\tau_r}^{\tau_r/\tau_r} Q_{v/2} \left(\frac{\sqrt{P_v}}{2\sigma} r, \sqrt{\frac{\gamma}{\sigma^2}} \right) dr. \quad (22)$$

特别地, 当 $\tau_r = \tau_{r, \max}$ 时

$$P_{D[-\tau_{r, \max}, \tau_{r, \max}]} = \frac{\tau_{r, \max}}{T_c} \cdot \int_0^1 Q_{v/2} \left(\frac{\sqrt{P_v}}{2\sigma} r, \sqrt{\frac{\gamma}{\sigma^2}} \right) dr. \quad (23)$$

由式(19), (22)和(23)可知, 对于不同的BOC(m, n)信号, 主峰检测概率的差别仅受到 p 值($p=m/n$)的影响. 特别地, 式(23)的 $P_{D[-\tau_{r, \max}, \tau_{r, \max}]}$ 与BPSK信号的广义检测概率仅相差系数 $\tau_{r, \max}/T_c$, 这是因为BOC信号的主峰与BPSK信号的自相关函数形状完全相同. 那么, 在 $\mu=2T_c$ 的条件下它们的检测概率差异就由主峰的相对宽度决定.

MBOC与AltBOC信号的主峰检测概率分析方法与BOC信号的一致. 需要指出的是, MBOC信号的主峰宽度 $\tau_{r, \max}$ 为

$$\tau_{r, \max} = \begin{cases} \frac{3+14w \mp 2\sqrt{vw}}{3(3v+15w \mp 2\sqrt{vw})}, & \text{CBOC}(6, 1, 1/11, \pm), \\ \frac{3+14w-2\sqrt{vw}}{3(3v+15w-2\sqrt{vw})}, & \text{TBOC}(6, 1, 4/33). \end{cases} \quad (24)$$

AltBOC(15, 10)信号的主峰宽度为 $\tau_{r, \max} = T_c/6$. 另外, 当 $0 < \tau_r \leq T_c/12$ 时 $f_{R[-\tau_r, \tau_r]}(r)$ 可表示为

$$f_{R[-\tau_r, \tau_r]}(r) = \begin{cases} \frac{2T_c}{13\tau_r}, & r \in \left[1 - \frac{13\tau_r}{2T_c}, 1\right], \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (25)$$

当 $T_c/12 < \tau_r \leq \tau_{r, \max}$ 时

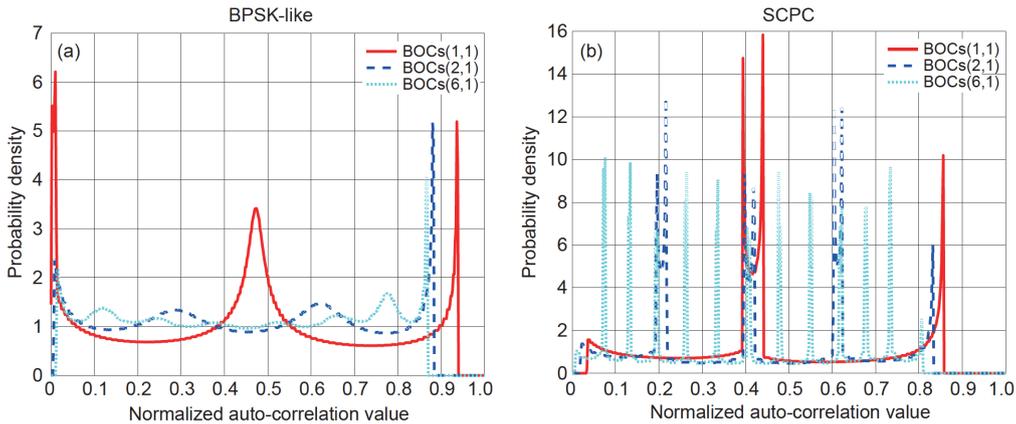


图5 (网络版彩图) BPSK-like和SCPC重构BOC信号互相关值的概率密度. (a) BPSK-like; (b) SCPC
 Figure 5 (Color online) Probability density function of BPSK-like and SCPC cross-correlation function for BOC signals. (a) BPSK-like; (b) SCPC.

$$f_{R|[-\tau_r, \tau_r]}(r) = \begin{cases} \frac{2T_c}{13\tau_r}, & r \in \left[\frac{11}{24}, 1\right], \\ \frac{2T_c}{11\tau_r}, & r \in \left[\frac{11}{12} - \frac{11}{2}\tau_r, \frac{11}{24}\right], \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (26)$$

BOC信号的主峰检测概率和边峰检测概率之和就是广义检测概率. 因此, 只需计算BOC信号的广义检测概率和主峰检测概率, 就很容易得到边峰检测概率.

3.3 $\mu = T_c$ 的情况

当搜索步长 $\mu = T_c$ 时, 每个搜索过程中, 在 $\tau \in [-T_c, T_c]$ 范围内会出现两个检测变量, 即 X_1 和 X_2 . 此时, 最终的检测变量

$$Z = \max\{X_1, X_2\}. \quad (27)$$

(1) 虚警概率

在H0条件下 X_1 和 X_2 是相互独立的随机变量(仅考虑高斯噪声). 此时, 虚警概率为

$$\begin{aligned} P_{FA|\mu} &= P(Z > \gamma | H0) \\ &= 1 - P(\max\{X_1, X_2\} < \gamma | H0) \\ &= 1 - (1 - P(X(\tau) > \gamma | H0))^2 \\ &= 1 - (1 - P_{FA|\tau}(\gamma))^2. \end{aligned} \quad (28)$$

(2) 广义检测概率

在H1条件下, 由于 X_1 和 X_2 的噪声项是相互独立的, 则 X_1 和 X_2 也是相互独立的^[18]. 假设 X_1 对应的码相位误差为 τ , 且 $\tau \in [-T_c, 0]$, 则 X_2 对应的码相位误差为 $\tau + T_c$. 根据前提IV, τ 在 $[-T_c, 0]$ 上服从均匀分布, 即

$$f(\tau | \mu = T_c) = \begin{cases} 1/T_c, & \tau \in [-T_c, 0], \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (29)$$

于是, 条件检测概率可以表示为

$$\begin{aligned} P_{D|\tau, \mu = T_c} &= P(\max\{X_1, X_2\} > \gamma | H1) \\ &= 1 - P(\max\{X_1, X_2\} < \gamma | H1) \\ &= 1 - (1 - P_{D|\tau})(1 - P_{D|\tau+T_c}), \end{aligned} \quad (30)$$

其中, $P_{D|\tau} = P(X_1 > \gamma | H1)$ 和 $P_{D|\tau+T_c} = P(X_2 > \gamma | H1)$ 是码相位误差分别为 τ 和 $\tau + T_c$ 下的检测概率.

应用全概率公式, 可得 $\mu = T_c$ 条件下的广义检测概

率为

$$\begin{aligned} P_{D|\mu = T_c} &= \int_{-\infty}^{+\infty} P_{D|\tau, \mu = T_c} f(\tau | \mu = T_c) d\tau \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} (1 - (1 - P_{D|\tau})(1 - P_{D|\tau+T_c})) f(\tau | \mu = T_c) d\tau \\ &= \frac{1}{T_c} \int_0^{T_c} (P_{D|\tau} + P_{D|\tau+T_c} - P_{D|\tau} P_{D|\tau+T_c}) d\tau. \end{aligned} \quad (31)$$

(3) 主峰检测概率

对于 $\mu = T_c$ 的情况, 最终捕获码相位误差 $\tau_Z \in [-\tau_r, \tau_r]$ 的检测概率可以表示为

$$\begin{aligned} P_{D|[-\tau_r, \tau_r]} &= P(X_1 < X_2, X_2 > \gamma | H1, \tau \in [-1, -(1 - \tau_r)]) \\ &\quad + P(X_1 > X_2, X_1 > \gamma | H1, \tau \in [-\tau_r, 0]). \end{aligned} \quad (32)$$

对上式重复应用全概率公式, 可得

$$\begin{aligned} P_{D|[-\tau_r, \tau_r]} &= \int_{-1}^{-(1-\tau_r)+\gamma} \int_{\gamma}^{+\infty} (P(X(\tau) < X(\tau+T_c) | H1, X(\tau+T_c) = x) \\ &\quad \cdot f_X(x | \tau+T_c, H1) f(\tau | \mu = T_c) dx d\tau \\ &\quad + \int_{-\tau_r}^0 \int_{\gamma}^{+\infty} (P(X(\tau) > X(\tau+T_c) | H1, X(\tau) = x) \\ &\quad \cdot f_X(x | \tau, H1) f(\tau | \mu = T_c) dx d\tau), \end{aligned} \quad (33)$$

其中, $f_X(x | \tau, H1)$ 是检测变量 x 在H1假设下关于 τ 的条件概率密度.

由式(4)可知

$$\begin{aligned} P(X(\tau) < X(\tau+T_c) | H1, X(\tau+T_c) = x) \\ &= 1 - P(X(\tau) > x | H1) = 1 - P_{D|\tau}(x). \end{aligned} \quad (34)$$

同理

$$P(X(\tau) > X(\tau+T_c) | H1, X(\tau) = x) = 1 - P_{D|\tau+T_c}. \quad (35)$$

将式(29), (34)和(35)代入式(33), 可得

$$\begin{aligned} P_{D|[-\tau_r, \tau_r]} &= \frac{1}{T_c} \int_{-1}^{-(1-\tau_r)+\gamma} \int_{\gamma}^{+\infty} (1 - P_{D|\tau}(x)) f_X(x | \tau+T_c, H1) dx d\tau \\ &\quad + \frac{1}{T_c} \int_{-\tau_r}^0 \int_{\gamma}^{+\infty} (1 - P_{D|\tau+T_c}(x)) f_X(x | \tau, H1) f(\tau | \mu = T_c) dx d\tau. \end{aligned} \quad (36)$$

通过计算上式的二重积分, 可得 $\mu = T_c$ 时最终码相位误差 $\tau_Z \in [-\tau_r, \tau_r]$ 时的狭义检测概率. 至于BOC等信

号的主峰检测概率是上面的特殊情况, 即 $\tau_r = \tau_{r, \max}$, $\tau_{r, \max}$ 是主峰的最大码相位延迟.

3.4 $\mu < T_c$ 的情况

为了简化分析过程假设扩频码周期 T_c 是搜索步长 μ 的整数倍, 即 $M = T_c / \mu$. 当搜索步长 $\mu < T_c$ 时, 每个搜索过程中, 在 $\tau \in [-T_c, T_c]$ 范围内会出现 M 个检测变量, 即 $X_m, m = 1, 2, \dots, M$. X_m 与 $X(\tau)$ 的关系见式(5). 最终的检测变量

$$Z = \max\{X_1, X_2, \dots, X_M\}. \quad (37)$$

$$\mathbf{C}_n = E \left(\begin{bmatrix} n_{1,1} \\ n_{1,2} \\ \vdots \\ n_{1,M} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_{1,1} & n_{1,2} & \dots & n_{1,M} \end{bmatrix} \right) = \frac{N_0}{4T_1} \begin{bmatrix} 1 & R_c(\mu) & R_c(2\mu) & \dots & R_c((M-1)\mu) \\ R_c(\mu) & 1 & R_c(\mu) & \dots & R_c((M-2)\mu) \\ R_c(2\mu) & R_c(\mu) & 1 & \dots & R_c((M-3)\mu) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ R_c((M-1)\mu) & R_c((M-2)\mu) & R_c((M-3)\mu) & \dots & 1 \end{bmatrix}. \quad (38)$$

通常情况下, 生成相互独立的噪声信号是比较简单的. 参考文献[15]给出了一种利用独立噪声生成相关噪声的方法. 对 \mathbf{C}_n 进行Cholesky分解, 即

$$\mathbf{C}_n = (N_0 / (4T_1)) \mathbf{A}_n \mathbf{A}_n^T. \quad (39)$$

那么噪声 $n_{1,1}, n_{1,2}, \dots, n_{1,M}$ 可表示为^[16,19]

$$\begin{bmatrix} n_{1,1} \\ n_{1,2} \\ \vdots \\ n_{1,M} \end{bmatrix} = \sqrt{\frac{N_0}{4T_1}} \mathbf{A}_n \begin{bmatrix} n_1 \\ n_2 \\ \vdots \\ n_M \end{bmatrix}, \quad (40)$$

其中, n_1, n_2, \dots, n_M 是功率为1相互独立的高斯白噪声.

4 仿真与测试结果分析

本节给出GNSS信号捕获性能的仿真分析和实测结果. 理论分析基本条件: 积分时间 $T_1=1$ ms, 非相干累加次数 $K=1$, 无特殊说明时虚警概率为 $P_{FA}=10^{-3}$. 除了仿真结果外, 下面还将给出部分实测数据的分析结果. 实测数据处理的部分参数见表1.

图6对比了BOC($m, 1$)信号的ROC (Receiver Operating Characteristic)曲线的理论和实测结果. 由图可见, 随着副载波速率的提高, BOC信号的检测性能逐渐下

由概率论的知识可知, $\mu < T_c$ 时难以保证 X_1, X_2, \dots, X_m 之间是相互独立的. 因此, 很难给出 Z 的概率密度函数的解析表达式. 对于 $\mu < T_c$ 时GNSS信号的捕获性能将利用Monte Carlo仿真进行分析^[13].

仿真分析 $\mu < T_c$ 条件下GNSS信号的捕获性能时, 需要特别注意噪声的互相关性. 假设对应于 X_1, X_2, \dots, X_m 相关器输出的噪声分量为 $n_{1,k}(\tau)$ 和 $n_{Q,k}(\tau), k=1, 2, \dots, M$. 根据统计信号处理理论, 可得 $n_{1,k}(\tau)$ 的互相关矩阵^[14].

降, 但性能下降的程度是递减的. 另外, 副载波速率相同时BOCc信号的检测性能不及BOCs信号. 这些结论与前面信号自相关值的概率密度函数特点是对应的.

图7给出了BOCs(m, n)相对于BOCc(m, n)信号的主峰、边峰检测概率增益, 其中 $\mu=2T_c, K=1$. 显然, BOCs(m, n)主峰的检测性能(即 $\tau_r = \tau_{r, \max}$)要优于BOCc(m, n)信号. 但是, 随着 m/n 值的增加主峰检测概率的差异逐渐减小, 而且不受载噪比(C/N_0)影响. 实际上, 由式(19)和(22)可知, 它们的主峰检测概率之比应为

$$\tau_{r, \max, \text{BOCs}(m, n)} / \tau_{r, \max, \text{BOCc}(m, n)} = (4p + 1) / (4p - 1).$$

另外, BOCs(m, n)边峰的检测概率相对于BOCc(m, n)信号的优势并不明显. 这说明BOCs(m, n)的捕获性能优势主要体现在了主峰检测上.

图8给出了BOCs(1, 1)无模糊和匹配捕获的广义

表1 实测处理参数

Table 1 Test parameters

参数	取值
接收带宽 (MHz)	20
采样率 (MHz)	75
量化	16-bit
调制方式	BPSK(1), BOCs(1, 1), TMBOC(6, 1, 4/33)

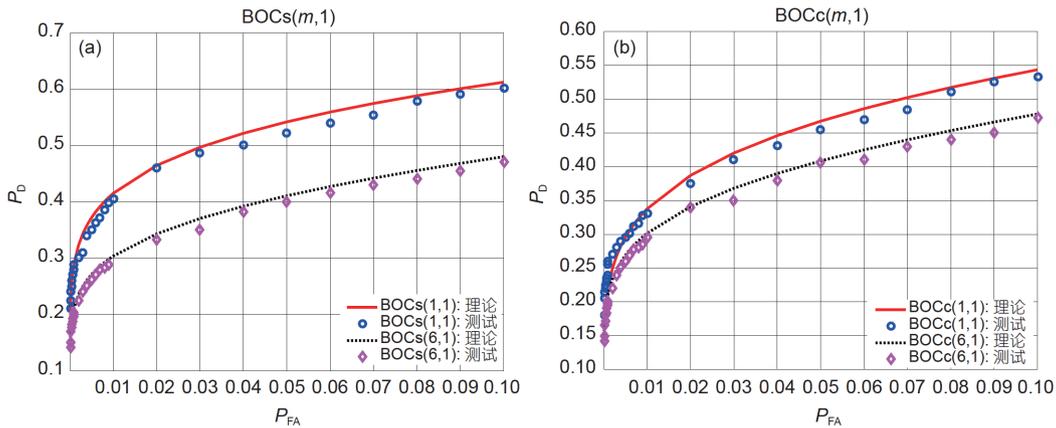


图 6 (网络版彩图) BOC($m, 1$)在 $\mu=2T_c$ 条件下的ROC曲线. (a) BOCs($m, 1$); (b) BOCc($m, 1$)

Figure 6 (Color online) ROC curves for BOC($m, 1$) signals with $\mu=2T_c$. (a) BOCs($m, 1$); (b) BOCc($m, 1$).

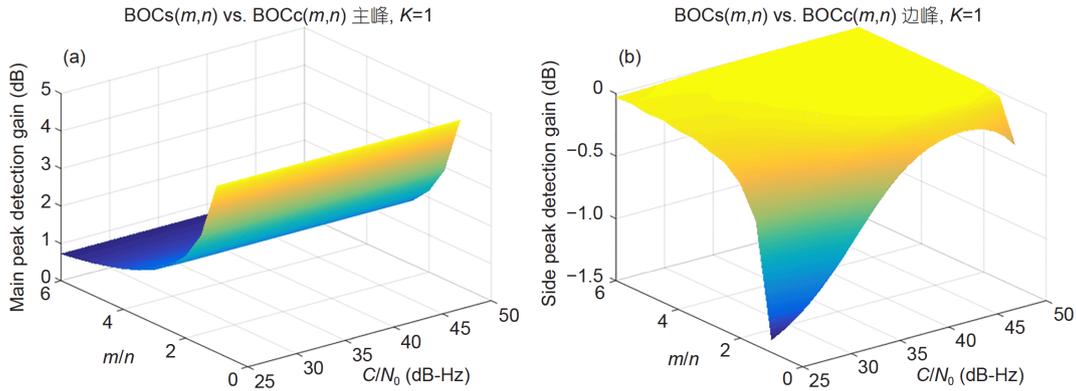


图 7 (网络版彩图) BOC信号的主峰、边峰检测概率对比: $\mu=2T_c$. (a) 主峰检测增益; (b) 边峰检测增益

Figure 7 (Color online) Main peak vs. side peak detection probability of BOC signals with $\mu=2T_c$. (a) Main peak detection gain; (b) side peak detection gain.

检测概率的实测结果对比, 其中 $K=1$. 由图可见, BPSK-like和SCPC的广义检测概率高于直接捕获方法. $\mu=2T_c$ 条件下, BPSK-like和SCPC相对直接捕获的广义检测和主峰检测概率增益的理论分析结果见图9, 其中 $\mu=2T_c$. 检测概率增益的最大值出现在载噪比范围为40–45 dB-Hz. 由图可知, 随着BOC(m, n)的 m/n 值增加, BPSK-like和SCPC方法的广义检测和主峰检测概率的增益也逐渐增加. 对于BOCs(1, 1)来说, 最大检测概率增益约为4 dB, 而BOCs(6, 1)的最大增益约为8 dB. 与BPSK-like相比, SCPC方法带来的检测概率增益略小. 这说明采用无模糊捕获算法能有效提高BOC信号的检测性能. 特别是对于副载波速率较高的信号, 无模糊捕获算法的性能优势更明显.

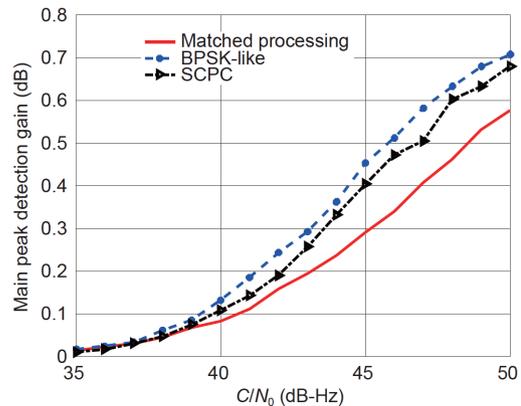


图 8 (网络版彩图) 无模糊和匹配捕获的广义检测概率对比: BOCs(1, 1)

Figure 8 (Color online) Generalized detection probability of unambiguous and matched acquisition for BOCs(1, 1).

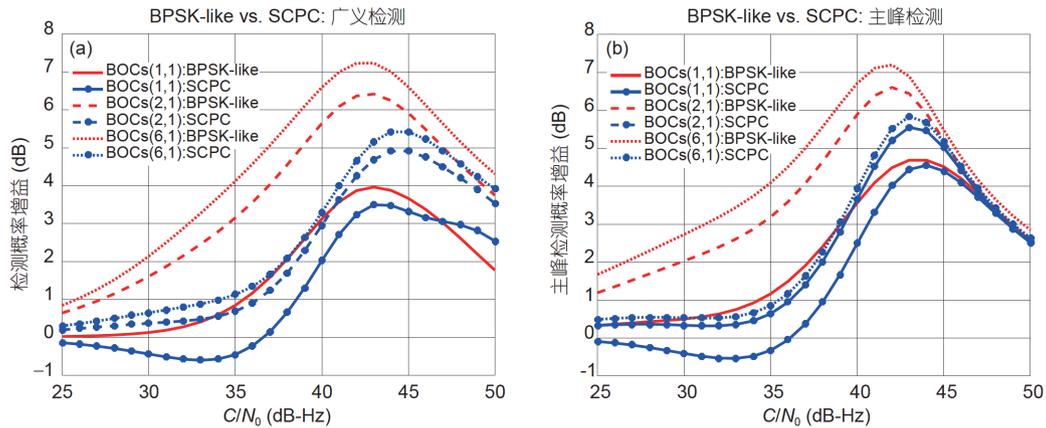


图 9 (网络版彩图) BPSK-like和SCPC相对于直接捕获的检测概率增益: $\mu=2T_c$. (a) 广义检测; (b) 主峰检测

Figure 9 (Color online) Detection gain of BPSK-like and SCPC compared to matched acquisition with $\mu=2T_c$. (a) Generalized detection; (b) main peak detection.

图10给出了 $\mu=T_c$ 条件下部分GNSS信号的检测概率理论和测试结果, 其中非相干累加次数 $K=1$. 显然, 理论和仿真结果符合得很好, 验证了前面的理论分析过程. 图11给出了 $\mu=T_c$ 相对于 $\mu=2T_c$ 的检测概率增益理论分析结果. 由图可见搜索步长减小到1码片能带来最大5 dB左右的检测概率增益. 虽然这里仅给出了部分信号的分析结果, 但对于其他的BOC和MBOC信号也能得到类似的结论.

图12给出了 $\mu < T_c$ 时直接捕获BPSK和BOC信号的广义检测概率, 其中非相干累加次数 $K=1$. 由图可见, BPSK信号的检测概率随搜索步长的减小逐渐增加, 但是BOC信号对搜索步长却比较敏感. 例如, BOCs(1, 1)在 $\mu=0.66T_c$ 时的检测概率比 $\mu=T_c$ 时还要低. 另外, 从

捕获时间的角度来看, 对于BPSK信号, 搜索步长应大于 $0.3T_c$; 对于BOCs(1, 1)来说, 搜索步长较小时会显著增加低信噪比时信号的捕获时间; 对于BOCs(2, 1)来说, 搜索步长不宜取在 $0.25T_c$ 附近; 而对于BOCs(6, 1)来说, 搜索步长应避免 $0.25T_c$ 和 $0.5T_c$. 综合考虑检测概率和平均捕获时间, 表2给出了直接捕获BPSK和BOC信号的推荐搜索步长.

图13给出了 $\mu < T_c$ 时直接捕获BOCs信号的主峰检测概率. 总体来说, 减小搜索步长有利于提高BOC信号的主峰检测概率. 但对具体信号来说, 还是存在能明显提升主峰检测性能搜索步长. 对于BOCs(2, 1), 这个搜索步长为 $0.25T_c$, 而对于BOCs(6, 1)来说是 $0.33T_c$ 和 $0.25T_c$. 需要注意的是, 这些搜索步长对于广义捕获却

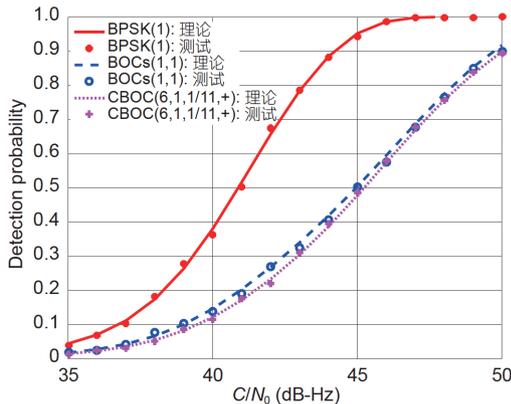


图 10 (网络版彩图) $\mu=T_c$ 时的检测概率

Figure 10 (Color online) Detection probability with $\mu=T_c$.

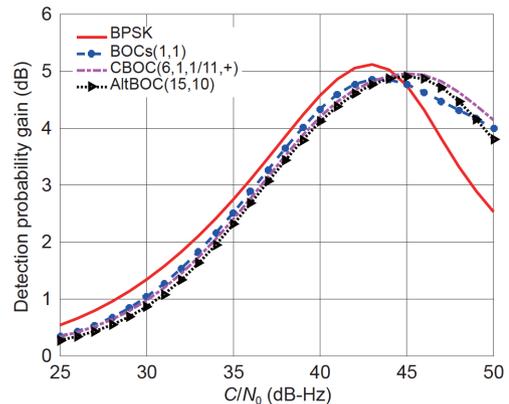


图 11 (网络版彩图)检测概率增益: $\mu=T_c$ vs. $\mu=2T_c$.

Figure 11 (Color online) Detection probability: $\mu=T_c$ vs. $\mu=2T_c$.

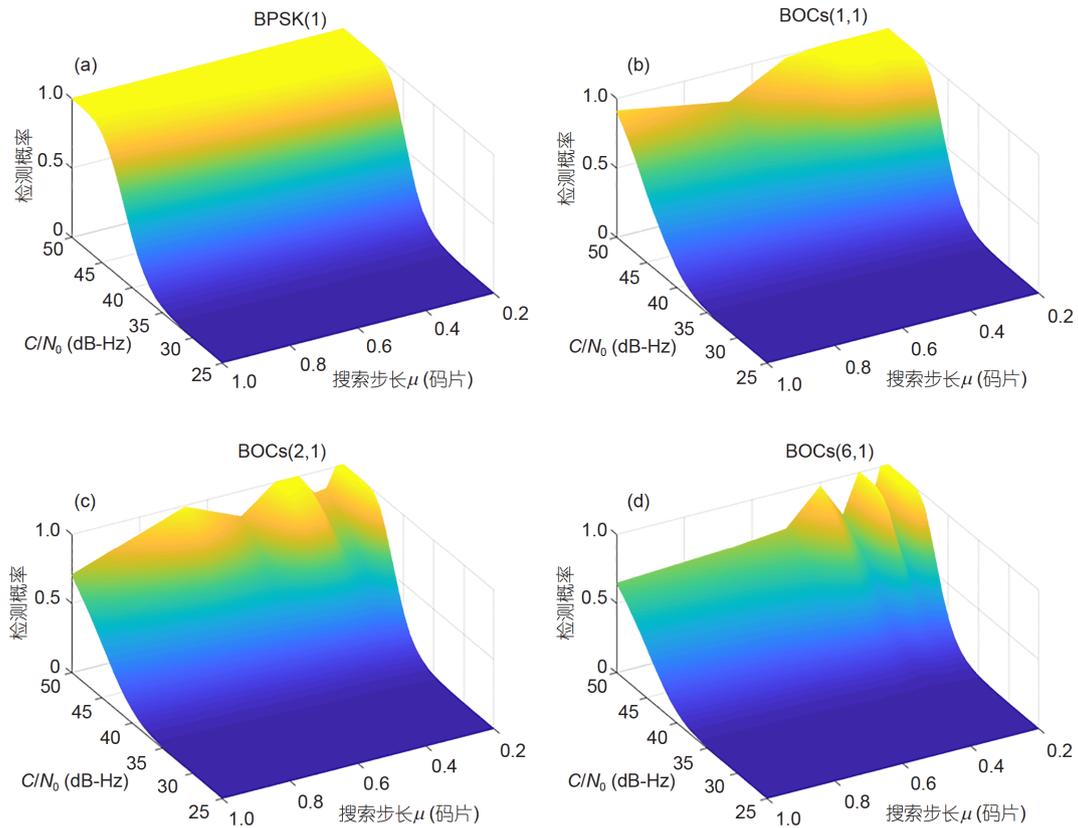


图 12 (网络版彩图)直接捕获BPSK和BOCs信号的检测概率 $\mu < T_c$ 。(a) BPSK(1); (b) BOCs(1, 1); (c) BOCs(2, 1); (d) BOCs(6, 1)
 Figure 12 (Color online) Direct detection probability of BPSK and BOC signals with $\mu < T_c$. (a) BPSK(1); (b) BOCs(1, 1); (c) BOCs(2, 1); (d) BOCs(6, 1).

表 2 BPSK和BOC直接捕获推荐搜索步长

Table 2 Recommended search steps for BPSK and BOC signals direct acquisition

信号类型	推荐搜索步长 μ
BPSK	$0.3T_c < \mu < T_c$
BOC(1, 1)	$\mu < 0.66T_c$
BOC(2, 1)	$\mu = 0.66T_c, 0.4T_c, 0.33T_c, 0.2T_c$
BOC(6, 1)	$\mu = 0.45T_c, 0.3T_c, 0.2T_c$

应该是避免选取的(见表2)。综上, 搜索步长的选取不仅要考虑调制方式, 还需要考虑具体的检测要求(如广义检测和主峰检测)。

类似的分析可知, 在 $\mu < T_c$ 条件下, MBOC信号的捕获性能与BOC(1, 1)相近, AltBOC(15, 10)的捕获性能与BOC(1.5, 1)接近, 针对它们的性能分析结果不再具体给出, SCPC虽然整体性能不及BPSK-like, 但关于

BPSK-like算法的一些结论对于SCPC算法也是适用的。

图14给出不同搜索步长情况下BOCs(1, 1)信号的平均捕获时间, 其中 $P_{FA} = 10^{-3}$, 扩频码周期为1 ms。显然, 在载噪比较低的情况下, 搜索步长越大捕获时间越长, 这主要是因为载噪比越低信号的捕获成功率越低。随着载噪比的增加, 搜索步长越大可能导致平均捕获时间的减少, 这与搜索步长和驻留时间的关系是一致的。一般情况下, 搜索步长越大在捕获阶段的实现复杂度越低。但是, 捕获成功后在进入跟踪之前一般还要进行码相位和多普勒的细捕处理, 此时搜索步长越大需要的细捕时间也会略有增加。因此, 就实现复杂度来说, 搜索步长的选取需要综合权衡多方面因素。

5 讨论和结论

本文给出了GNSS信号与系统模型以及基本检测

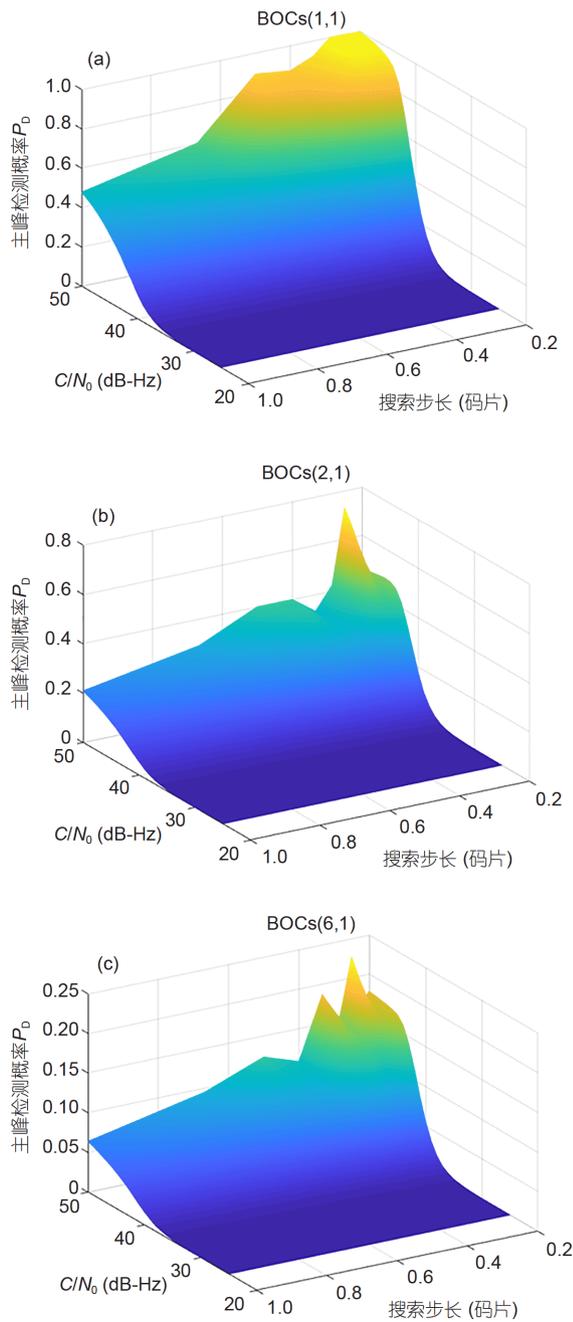


图 13 (网络版彩图)直接捕获BOCs信号的主峰检测概率: $\mu < T_c$. (a) BOCs(1, 1); (b) BOCs(2, 1); (c) BOCs(6, 1)
 Figure 13 (Color online) Direct main peak detection probability of BOC signals with $\mu < T_c$. (a) BOCs(1, 1); (b) BOCs(2, 1); (c) BOCs(6, 1).

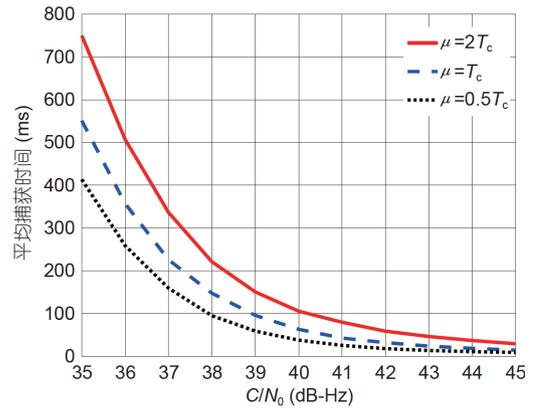


图 14 (网络版彩图) BOCs(1, 1)信号的平均捕获时间
 Figure 14 (Color online) Mean acquisition time of BOCs(1, 1).

理论, 深入分析了GNSS信号调制方式、搜索步长和捕获处理算法对捕获性能的影响, 对比了理论仿真和测试结果, 得到的结论如下。

(1) 一定搜索步长条件下, 由于自相关函数多峰特性的影响, BOC, MBOC和AltBOC调制信号的捕获性能不及BPSK信号. 例如, $\mu = 2T_c$ 时BOCs(1, 1)要获得与BPSK相同的捕获概率, 载噪比需要提高4 dB以上. 而且, 副载波速率的提升会导致BOC信号捕获性能的进一步下降, 特别是主峰检测概率。

(2) 总体来说, 减小搜索步长能够提高GNSS信号的捕获性能. 但是自相关函数的多峰特性导致BOC信号对搜索步长比较敏感. 在选取搜索步长时, 不仅要考虑信号调制方式, 还要考虑具体的检测要求(即广义检测和主峰检测). 例如BOCs(2, 1), 希望提高信号广义检测概率时, 搜索步长不宜取 $0.25T_c$, 但是要提高主峰检测概率, $0.25T_c$ 的搜索步长确是很好的选择。

(3) 虽然BPSK-like和SCPC算法会带来一定程度的信号功率损耗, 但却能有效提高BOC信号的捕获性能. 对于副载波速率较高的情况, 性能提升更加明显. 对于BOC(1, 1), BPSK-like带来的最大检测概率增益约为4 dB, 而对于BOC(6, 1)则是8 dB左右. 与BPSK-like相比, SCPC方法带来的检测概率增益略小。

参考文献

1 Kaplan E D, Hegarty C J. Understanding GPS Principles and Applications (in Chinese). 2nd ed. Translated by Kou Y H. Beijing: Publishing House of Electronics Industry, 2007 [Kaplan E D, Hegarty C J. GPS原理与应用. 第2版. 寇艳红, 译. 北京: 电子工业出版社, 2007]

- 2 Betz J. The offset carrier modulation for GPS modernization. In: Proceedings of the Institute of Navigation National Technical Meeting. San Diego: Institute of Navigation, 1999. 639–648
- 3 Martin N, Leblond V, Guillotel G, et al. BOC(x, y) signal acquisition techniques and performances. In: Proceedings the of Institute of Navigation GPS/GNSS 2003. Portland: Institute of Navigation, 2003. 188–198
- 4 Ward P W. A design technique to remove the correlation ambiguity in binary offset carrier (BOC) spread spectrum signals. In: Proceedings of the Institute of Navigation 59th Annual Meeting/CIGTF 22nd Guidance Test Symposium. Albuquerque: Institute of Navigation, 2003. 146–155
- 5 Yao Z, Guo F, Ma J, et al. Orthogonality-based generalized multicarrier constant envelope multiplexing for DSSS signals. *IEEE Trans Aerosp Electron Syst*, 2017, 53: 1685–1698
- 6 Ke T. Research on Performance Evaluation Technique for Non-Commensurate Sampling Rate and Unambiguous Acquisition Technique for Binary Offset Carrier Signal (in Chinese). Dissertation for Doctoral Degree. Wuhan: Huazhong University of Science and Technology, 2011. 40–60 [柯颀. NCS性能评估及BOC无模糊捕获技术研究. 博士学位论文. 武汉: 华中科技大学, 2011. 40–60]
- 7 Shivaramaiah N, Dempster A. An analysis of Galileo E5 signal acquisition strategies. In: Proceedings of the ENC-GNSS 2008. Toulouse: European Group of Institute of Navigation, 2008. 144
- 8 Julien O, Macabiau C, Cannon M, et al. ASPECT: Unambiguous sine-BOC(n, n) acquisition/tracking technique for navigation applications. *IEEE Trans Aerosp Electron Syst*, 2007, 43: 150–162
- 9 Yao Z, Lu M, Feng Z. Unambiguous sine-phased binary offset carrier modulated signal acquisition technique. *IEEE Trans Wireless Commun*, 2010, 9: 577–580
- 10 Margaria D. Galileo AltBOC Receivers: Analysis of Receiver Architectures, Acquisition Strategies and Multipath Mitigation techniques for the E5 AltBOC signal. Dissertation for Doctoral Degree. Milano: Politecnico Di Torino, 2007. 59–90
- 11 Margaria D, Dovis F, Mulassano P. Galileo AltBOC signal multiresolution acquisition strategy. *IEEE Aerosp Electron Syst Mag*, 2008, 23: 4–10
- 12 Borio D, O’Driscoll C, Lachapelle G. Coherent, noncoherent, and differentially coherent combining techniques for acquisition of new composite GNSS signals. *IEEE Trans Aerosp Electron Syst*, 2009, 45: 1227–1240
- 13 Ta T H, Dovis F, Margaria D, et al. Comparative study on joint data/pilot strategies for high sensitivity Galileo E1 open service signal acquisition. *IET Radar Sonar Navig*, 2010, 4: 764–779
- 14 Borio D, O’Driscoll C, Lachapelle G. Composite GNSS signal acquisition over multiple code periods. *IEEE Trans Aerosp Electron Syst*, 2010, 46: 193–206
- 15 Geist J M. Computer generation of correlated gaussian random variables. *Proc IEEE*, 1979, 67: 862–863
- 16 Zhou Z H. Constant Envelope Multiplexing for Multiple GNSS Signals at Multiple Frequencies (in Chinese). Dissertation for Doctoral Degree. Wuhan: Huazhong University of Science and Technology, 2018 [周志辉. 多频多分量GNSS信号恒包络复用技术研究. 博士学位论文. 武汉: 华中科技大学, 2018]
- 17 Borio D. A Statistical Theory for GNSS Signal Acquisition. Dissertation for Doctoral Degree. Milan: Polytechnic University of Milan, 2008
- 18 Yang Z X. Research on Key Techniques of GNSS Signals Performance Assessment (in Chinese). Dissertation for Doctoral Degree. Beijing: Beihang University, 2013 [杨再秀. GNSS信号性能评估关键技术研究. 博士学位论文. 北京: 北京航空航天大学, 2013]
- 19 Feng K, Li J, Zhang X, et al. An improved strong tracking cubature Kalman filter for GPS/INS integrated navigation systems. *Sensors*, 2018, 18: 1919–1922

Theoretical assessment and application of modern GNSS signals acquisition performance

YANG ZaiXiu^{1*}, YANG JunWu², ZHENG XiaoDong^{1,3}, LIU MingYu¹ & ZHANG Lei¹

¹ *The 54th Research Institute of China Electronics Technology Group Corporation, Shijiazhuang 050081, China;*

² *Xi'an Satellite Control Center, Xi'an 710043, China;*

³ *State Key Laboratory of Satellite Navigation System and Equipment Technology, Shijiazhuang 050081, China*

The application of the Global Navigation Satellite System (GNSS) is extensive and has widely infiltrated the national economy and social development in various fields. As critical part of the satellite navigation system design process, GNSS signals performance assessment has received tremendous attention for a long period of time. The mathematical model of GNSS signal detection is built based on single point detection test. An improved acquisition performance assessment method that considers the modulation type, code search step-size, and acquisition algorithms is proposed herein. This study investigates the performance of the overall detection and main/side peak detection for Binary Offset Carrier (BOC), Multiplexed Binary Offset Carrier (MBOC), and Alternative BOC (AltBOC) signals using matched and unambiguous acquisition methods, and obtains quantitative results. With a fixed code search step-size, the multi-peaks of the autocorrelation functions of BOC, MBOC, and AltBOC signals will degrade the acquisition performance. The higher the sub-carrier rate, the more serious is the degradation. Although signal-power loss occurs to some extent, Binary Phase-Shift Keying-like (BPSK-like) and Sub Carrier Phase Cancelation (SCPC) methods significantly improve the acquisition performance.

GNSS, acquisition performance, code search step size, modulation type, BOC

PACS: 93.85.Pq, 92.60.hv, 92.60.jk, 94.20.Fg

doi: [10.1360/SSPMA-2020-0228](https://doi.org/10.1360/SSPMA-2020-0228)