

多卫星导航信号联合捕获算法的检测性能分析

仝海波* 朱祥维 张国柱 欧钢

(国防科学技术大学电子科学与工程学院 长沙 410073)

摘要: 针对多卫星联合捕获算法缺乏检测性能分析与评估的问题, 该文采用处理增益来衡量联合捕获相对于传统捕获的灵敏度提高程度。分别给出了处理增益在匹配接收和不完全匹配接收条件下的表达式, 详细推导了多卫星信号的时延和多普勒误差引起的检测损耗, 比较了联合捕获与传统捕获在时延和多普勒误差下的检测损耗。采用数值仿真方法验证了理论分析的正确性, 仿真结果表明联合捕获的检测损耗总体上小于传统捕获的检测损耗。

关键词: 全球卫星导航系统; 累积检测; 联合捕获; 检测损耗; 处理增益

中图分类号: TN967.1

文献标识码: A

文章编号: 1009-5896(2014)05-1069-06

DOI: 10.3724/SP.J.1146.2013.01097

Detection Performance Analysis of Joint Acquisition for Multi-satellite Signals

Tong Hai-bo Zhu Xiang-wei Zhang Guo-zhu Ou Gang

(College of Electronic Science and Engineering, National University of Defense Technology, Changsha 410073, China)

Abstract: The joint acquisition algorithm is used for collection detection of the multi-satellite signals, given the lack of analysis and assessment on its detection performance. To make the case, the processing gain is adopted to measure the improved the level of sensitivity of the joint acquisition as opposed to the traditional acquisition; the analytic expressions of the processing gains are given respectively with the ideal assumption and the errors of the signal synchronization parameters; the detection losses caused by the delay and Doppler errors are analyzed in detail; the detection losses of the joint acquisition are compared with those of the traditional acquisition. Furthermore, some simulations are performed to verify the analytic results, which show that most of the detection loss in the joint acquisition is less than those in the traditional one.

Key words: Global Navigation Satellite Systems (GNSS); Collective detection; Joint acquisition; Detection loss; Processing gain

1 引言

随着我国北斗系统和欧洲 Galileo 系统等新导航星座的出现, 卫星导航信号的接收和处理面临着更多的机遇和挑战。一方面, 有更多公开的导航信号资源、实时性更强的辅助信息可供接收机利用; 另一方面, 导航芯片在智能终端上的广泛集成使得弱信号环境下的应用更加迫切, 如建筑物内、城市峡谷、树木遮挡等环境。

多卫星联合捕获算法是近年来提出的一种充分利用辅助信息和多星信号来提高捕获灵敏度的伪码检测方法^[1-4]。与传统单星信号的捕获算法相比, 联合捕获算法可在定位域进行搜索, 并且结合先验信息完成对信号同步参数的估计。多星联合捕获通

过非相干地组合各个卫星的信号不仅极大地提高了处理增益^[1], 而且在抗多径干扰性能上优于传统捕获算法^[5,6]。联合捕获适用于温启动、热启动以及辅助型全球卫星导航系统(Assisted Global Navigation Satellite System, AGNSS)等有先验信息辅助的场合^[2]。目前, 联合捕获算法的研究主要集中在实现结构^[3]、搜索实现策略^[7]和定位精度理论极限^[8]的探讨。对于检测性能的分析 and 评估, 尚处在部分场景的数值仿真和局部实测数据的演示验证阶段^[9-11]。

传统单星信号捕获算法的工程实现中, 由于多普勒等误差对检测性能的影响存在着成熟的解析计算方法, 所以在不同动态范围约束条件下的最优参数设计能够准确、快速地完成^[12]。对于多星联合捕获算法, 由于不同卫星信号之间的时延和多普勒误差存在差异性, 传统单星捕获所使用检测损耗分析方法不能直接应用在联合捕获算法中。此外, 已有的数值仿真分析方法需要平衡精度和计算量的问

2013-07-25 收到, 2014-01-17 改回

新世纪优秀人才支持计划(NCET-08-0144)资助课题

*通信作者: 仝海波 lhb.tong@gmail.com

题。随着可见卫星的增多，仿真计算量也显著增加。

针对多星联合捕获算法的检测性能评估问题，本文提出一种适用于不同时延和多普勒误差情况下的检测性能评估方法。基于传统捕获算法检测损耗的研究基础，用处理增益来表示联合捕获相对于传统捕获的性能改进程度。分别给出了处理增益在完全匹配接收和不完全匹配接收的两种情况下的计算式，详细推导了检测损耗随不同卫星信号时延和多普勒误差变化的表达式。最后采用蒙特卡洛法对理论分析结果进行了仿真验证。

2 多卫星信号联合捕获算法

以 GPS L1 民用信号为例，接收的射频信号经下变频和采样后得到的数字中频信号可表示为

$$x[n] = \sum_{m=0}^{M-1} A_m g_m(n, \tau_m, f_{d_m}) \cdot \cos(2\pi(f_{IF} + f_{d_m})nT_s + \phi_m) + w[n] \quad (1)$$

其中 T_s 是采样时间间隔； f_{IF} 为数字中频频率；可见卫星的总数为 M ； A_m ， f_{d_m} ， ϕ_m 和 τ_m 分别表示来自第 m 颗卫星信号的幅度、多普勒频移、载波相位和信号时延； $g_m(\cdot)$ 为第 m 颗卫星信号的伪码信号； $w[n]$ 表示信号中的噪声分量，通常为高斯白噪声，且均值为 0，方差为 σ^2 。在该信号模型中， τ_m 和 f_{d_m} 也称为信号同步参数。这两个同步参数分别与伪距和伪距变化率相对应，是接收机进行位置、速度和钟差(Position, Velocity and Timing, PVT)解算的关键输入参数。

传统的捕获算法是分别针对每颗卫星信号进行伪码相位和载波多普勒的 2 维搜索和检测，而联合捕获算法是基于 PVT 域进行多维的搜索，通过 PVT

到信号同步参数的映射实现所有可见卫星信号的联合检测。图 1 给出了一种联合捕获算法的实现结构。每颗可用卫星的信号同步参数可通过 PVT 映射得到，根据同步参数生成本地信号。图 1 中的本地信号以复数形式表示，其中， $G_m = g_m(n, \tau_m, f_{d_m}) \cdot e^{j(2\pi(f_{IF} + f_{d_m})nT_s)}$ ， $m = 0, 1, \dots, M-1$ ，式中实部为同相分量，虚数部分为正交分量。不同卫星对应的本地信号分别与接收信号进行相关和相干积分，然后非相干地联合各路信号的积分结果。通过在 PVT 的 8 维空间搜索到最大的统计量 $T'(\mathbf{x})$ 以及对应的 PVT 值，将最大的 $T'(\mathbf{x})$ 与门限值比较，可判定信号是否成功捕获，相应的 PVT 值可作为定位解算的估计值，伪码相位和载波多普勒的估计值可由 PVT 的估计值映射得到。

统计量 $T'(\mathbf{x})$ 的数学表达式为

$$T'(\mathbf{x}) = \sum_{m=0}^{M-1} T_m(\mathbf{x}) = \frac{1}{N} \sum_{m=0}^{M-1} \left| \sum_{n=0}^{N-1} x[n] g_m(n, \hat{\tau}_m, \hat{f}_{d_m}) e^{j(2\pi(f_{IF} + \hat{f}_{d_m})nT_s)} \right|^2 \quad (2)$$

其中 $T_m(\mathbf{x})$ 为第 m 颗卫星信号的相干积分结果，与传统单星捕获中的平方律检波器等效； $\hat{\tau}_m$ 和 \hat{f}_{d_m} 为估计的信号同步参数，由 PVT 映射得到。通过 PVT 域的搜索可实现信号同步参数的搜索，该搜索算法的核心是从 PVT 域到信号时延和多普勒参数的映射，具体计算公式为

$$\tau_m = \frac{\|\mathbf{p}^{(m)} - \mathbf{p}\|}{c} + \delta t - \delta t^{(m)} + \tau_I^{(m)} + \tau_T^{(m)} \quad (3)$$

$$f_{d_m} = \frac{\mathbf{p}^{(m)} - \mathbf{p}}{\|\mathbf{p}^{(m)} - \mathbf{p}\|} \cdot \frac{\mathbf{v}^{(m)} - \mathbf{v}}{c} + \delta \dot{t} - \delta \dot{t}^{(m)} \quad (4)$$

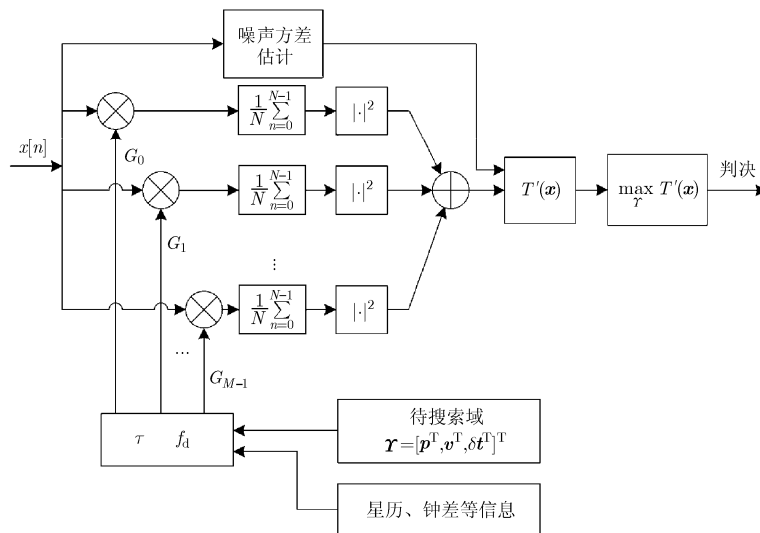


图 1 多星联合捕获实现结构

其中，上标 (m) 表示与第 m 颗卫星对应的参数， c 表示光速，为常量； $\tau_I^{(m)}$ 和 $\tau_T^{(m)}$ 表示与第 m 颗卫星信号对应的电离层和对流层延迟； $\delta t^{(m)}$ 和 δt 分别表示卫星钟差和接收机钟差； $\delta i^{(m)}$ 和 δi 分别表示卫星钟差和接收机钟差的一阶导数； $\mathbf{p}^{(m)}$ 和 $\mathbf{v}^{(m)}$ 为第 m 颗卫星的位置和速度，可由接收时刻反推得到； \mathbf{p} 和 \mathbf{v} 为待搜索的接收机位置和速度。

考虑到 GPS C/A 码互相关函数的峰值电平相对于最大自相关函数有 -24 dB 左右^[13]，所以伪码互相关的影响在此处忽略不计。因此，不同卫星之间的 $T_m(\mathbf{x})$ 可近似为相互独立的。结合文献[13]知，在卫星信号存在和不存在的条件下， $T_m(\mathbf{x})$ 的平方根分别呈瑞利(Rayleigh)分布和莱斯(Ricean)分布。由瑞利分布与卡方分布的对应关系^[14]，可知当卫星信号不存在时， $T_m(\mathbf{x})$ 呈自由度为 2 的广义卡方分布；类似地在卫星信号存在时， $T_m(\mathbf{x})$ 呈自由度为 2 的广义非中心卡方分布。利用卡方分布可加性的特点，可知联合捕获的统计量 $T'(\mathbf{x})$ 服从自由度为 $2M$ 的广义中心或非中心卡方分布。结合相应的概率密度函数^[14]，可得虚警概率和检测概率分别为

$$P_{fa} = \int_{\gamma}^{\infty} \frac{2t^{2M-1}}{(2\sigma^2)^M (m-1)!} e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}} dt$$

$$= e^{-\frac{\gamma^2}{2\sigma^2}} \sum_{i=0}^{M-1} \frac{1}{i!} \left(\frac{\gamma^2}{2\sigma^2} \right)^i \quad (5)$$

$$P_d = \int_{\gamma}^{\infty} \frac{t^M}{\sigma^2 \alpha^{M-1}} e^{-\frac{t^2 + \alpha^2}{2\sigma^2}} I_{M-1} \left(\frac{\alpha t}{\sigma^2} \right) dt$$

$$= Q_M \left(\frac{\alpha}{\sigma}, \frac{\gamma}{\sigma} \right) \quad (6)$$

其中 $I_{M-1}(\cdot)$ 为 $M-1$ 阶第 1 类修正贝塞尔(Bessel)函数； $Q_M(\cdot, \cdot)$ 为 M 阶广义 Marcum Q 函数^[14]；两者分别定义为

$$I_\nu(z) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n! \Gamma(\nu + n + 1)} \left(\frac{z}{2} \right)^{2n+\nu}$$

$$Q_m(\alpha, \beta) = \frac{1}{\alpha^{m-1}} \int_{\beta}^{\infty} x^m \exp \left(-\frac{x^2 + \alpha^2}{2} \right) I_m(\alpha x) dx$$

σ^2 为信号噪声 $w[n]$ 的方差，可由多种成熟的方法估计得到^[15]； α 对应非中心参数，在同步参数准确估计的理想条件下，非中心参数满足

$$\alpha = N \sum_{m=0}^{M-1} \frac{A_m^2}{2} \quad (7)$$

由检测概率计算式可知，联合捕获使得非中心参数与可见卫星数成正比。随着可见卫星数的增大，非中心参数增大，为检测性能的增强提供必要条件。

3 处理增益分析

3.1 理想条件下的处理增益

为了定量分析多星联合捕获算法相对于传统单星信号捕获的优势，我们采用处理增益来衡量信号捕获灵敏度的提高程度。同时处理增益便于不同可见卫星数下联合捕获性能的对比和性能优化。假设在理想条件下各卫星信号的载噪比相等(也可通过加权预处理实现)且信号同步参数能够准确估计。此时，多星联合捕获算法相对于传统相干积累捕获的理想处理增益为

$$G_{J0} = \frac{A_J^2}{A_{coh}^2} = \frac{Q_M^{-1}(\gamma_M, P_d)/M}{Q_1^{-1}(\gamma_1, P_d)} \quad (8)$$

其中 A_J 是指采用联合捕获算法时满足指定的虚警概率 P_{fa} 和检测概率 P_d 所需的信号幅度； A_{coh} 是指采用传统相干积累捕获时满足指定的 P_{fa} 和 P_d 所需的信号幅度； γ_M 为联合捕获算法的检测门限，可由式(5)求得； γ_1 为传统相干积累捕获算法的检测门限，令 $M=1$ 并代入式(5)可求得。

为直观显示联合捕获算法的理想处理增益与可见星之间的关系，图 2 给出了不同检测概率条件下理想处理增益 G_{J0} 随可见卫星数的变化趋势，其中虚警概率为 $P_{fa} = 10^{-3}$ ，中频相干积累时间为 1 ms。从图 2 中可以看出，理想处理增益随着可见卫星数的增加而明显增大；在恒虚警条件下，理想处理增益随着检测概率的增大而略微增大。此外，由于非相干积累的平方损耗影响，理想处理增益的增大趋势随着可见卫星的增多而变得缓慢。当检测概率为 99% 时，16 颗卫星信号的联合捕获相对于传统捕获能够获得 9 dB 的理想处理增益，即正常信号在降低 9 dB 后仍能被有效捕获。因此，联合捕获算法在不增加相干积累时间的前提下极大地提高了捕获灵敏度。

3.2 时延和多普勒误差影响下的处理增益

在用户 PVT 向信号同步参数的映射过程中，由于信号传播环境的复杂性和搜索分辨率的限制，信

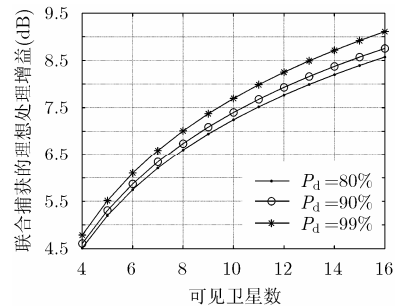


图2 联合捕获的理想处理增益随可见卫星数变化情况

号同步参数的估计值存在着误差,文中将这些误差简称为时延和多普勒误差。这些误差的存在使得联合捕获算法难以达到理想的处理增益性能。为定量分析时延和多普勒误差对联合捕获算法的检测性能的影响,引入理想检测能力因子和检测损耗等概念^[12]。下面给出联合捕获算法检测损耗解析式的推导过程。

在时延和多普勒估计无误差的理想条件下,联合捕获算法的理想检测能力因子为

$$D_c = N \sum_{m=0}^{M-1} \frac{A_m^2}{2\sigma^2} \quad (9)$$

在多普勒和时延误差的影响下,第 m 颗卫星信号经相关和相干积累后的等效信噪比为

$$\text{SNR}_m = N \frac{A_m^2}{2\sigma^2} \text{sinc}^2(\pi \Delta f_{d_m} T_{\text{coh}}) R^2(\Delta \tau_m) \quad (10)$$

其中 Δf_{d_m} 表示多普勒误差, $\Delta \tau_m$ 表示时延误差, T_{coh} 为中频相干积累时间, $R(\cdot)$ 是伪码自相关函数。考虑到不同卫星信号的多普勒和时延误差呈随机分布且相互独立,本文在计算联合捕获算法的等效理想检测能力因子时取等效信噪比的期望值,即

$$D_0 = N \sum_{m=0}^{M-1} E \left[\frac{A_m^2}{2\sigma^2} \text{sinc}^2(\pi \Delta f_{d_m} T_{\text{coh}}) R^2(\Delta \tau_m) \right] \quad (11)$$

那么,联合捕获算法相对于理想相干接收机的检测损耗为

$$L_c = \frac{D_c}{D_0} = \frac{\sum_{m=0}^{M-1} A_m^2}{\sum_{m=0}^{M-1} A_m^2 E \left[\text{sinc}^2(\pi \Delta f_{d_m} T_{\text{coh}}) R^2(\Delta \tau_m) \right]} \quad (12)$$

由式(12)可知,在评估联合捕获算法的检测损耗时需要计算期望值,简单直接的方法是通过蒙特卡洛仿真计算得到。但是,这种数值仿真的方法给最优参数设计(如最优的中频积累时间、搜索分辨率等)带来了巨大的计算量。通常情况下,导航信号的时延和多普勒中无法估计的部分为随机变量,所以时延和多普勒误差为高斯白噪声。结合传统最小二乘定位解算的前提假设可知,各卫星信号的时延误差为独立同分布的随机过程。类似地,由传统测速原理知各卫星信号的多普勒时延误差也为独立同分布随机过程。因此,检测损耗可以简化为

$$L_c = \frac{1}{E[\text{sinc}^2(\pi \Delta f_d T_{\text{coh}})]} \cdot \frac{1}{E[R^2(\Delta \tau)]} = L_{f_d} \cdot L_{\tau} \quad (13)$$

其中 L_{f_d} 为多普勒误差引起的损耗, L_{τ} 为时延误差引起的损耗。

结合式(8)和式(13),多星联合捕获在考虑上述误差引起的检测损耗时,处理增益可表示为

$$G_J = G_{J0} / (L_{f_d} \cdot L_{\tau}) \quad (14)$$

为进一步降低处理增益评估的计算量,接下来分别推导时延和多普勒误差引起的检测损耗解析式。首先,考虑时延误差引起的检测损耗,忽略多卫星信号中伪码序列互相关的影响,那么伪码自相关函数可近似为

$$R(\tau) = \begin{cases} 1 - |\tau|/T_c, & |\tau| \leq T_c \\ 0, & |\tau| > T_c \end{cases} \quad (15)$$

其中 T_c 为每个扩频码片持续时间。

将式(15)代入式(13),则时延误差引起的检测损耗满足

$$\begin{aligned} \frac{1}{L_{\tau}} &= E[R^2(\Delta \tau)] \\ &= \int_{-T_c}^{T_c} \left(1 - \frac{|t|}{T_c}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\tau}} e^{-t^2/(2\sigma_{\tau}^2)} dt \\ &= 1 + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \frac{\sigma_{\tau}}{T_c} \left(e^{-T_c^2/(2\sigma_{\tau}^2)} - 2 \right) + \frac{\sigma_{\tau}^2}{T_c^2} \text{Erf} \left(\frac{T_c}{\sqrt{2}\sigma_{\tau}} \right) \end{aligned} \quad (16)$$

其中 σ_{τ}^2 为时延误差的方差; $\text{Erf}(\cdot)$ 为误差函数,定义为

$$\text{Erf}(z) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-t^2} dt$$

其次,考虑多普勒误差引起的检测损耗。由式(13)可知,问题的关键是求 $\text{sinc}^2(x)$ 期望的解析式。将 $\text{sinc}^2(x)$ 在 $x=0$ 处泰勒展开,得

$$\begin{aligned} \text{sinc}^2(x) &= \frac{\sin^2(x)}{x^2} = \frac{1 - \cos 2x}{2x^2} \\ &= -2 \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^n}{(2n)!} (2x)^{2(n-1)} \end{aligned} \quad (17)$$

设 $2x \sim N(0, \sigma^2)$, 则随机变量 $2x$ 的 $2k$ 阶距为^[14]

$$E[x^{2k}] = \frac{(2k)!}{k!} \left(\frac{1}{2} \sigma^2 \right)^k \quad (18)$$

其中 k 为正整数。

结合式(18)并对式(17)两边求期望,可得

$$\begin{aligned} E[\text{sinc}^2(x)] &= -2 \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^n}{(2n)!} E[(2x)^{2(n-1)}] \\ &= -2 \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^n}{(2n)!} \frac{(2(n-1))!}{(n-1)!} \left(\frac{1}{2} \sigma^2 \right)^{(n-1)} \\ &= \frac{2}{\sigma^2} \left(e^{-\sigma^2/2} - 1 \right) + \frac{\sqrt{2\pi}}{\sigma} \text{Erf} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{2}} \right) \end{aligned} \quad (19)$$

令 $x = \pi f_d T_{\text{coh}}$, 则 $2x \sim N(0, 4\pi^2 T_{\text{coh}}^2 \sigma_{f_d}^2)$, 结合式(13)和式(19)得

$$\frac{1}{L_{f_d}} = \frac{e^{-2(\pi T_{\text{coh}} \sigma_{f_d})^2} - 1}{2(\pi T_{\text{coh}} \sigma_{f_d})^2} + \frac{\text{Erf}(\sqrt{2}\pi T_{\text{coh}} \sigma_{f_d})}{\sqrt{2\pi} T_{\text{coh}} \sigma_{f_d}} \quad (20)$$

其中 $\sigma_{f_d}^2$ 为多普勒误差的方差。

4 仿真结果

为验证理论分析的正确性,通过蒙特卡洛仿真得到联合捕获的检测损耗以及处理增益,同时给出联合捕获检测损耗和处理增益的理论分析值进行对比。由于传统捕获损耗已有成熟的理论分析^[12],在仿真结果中我们选择它与联合捕获检测损耗进行比较。信号模型由式(1)给出,其中噪声的均值为0,方差为1,可见卫星数为12,信号载噪比为40 dB-Hz,通过调整有用信号幅度可仿真不同载噪比的卫星信号^[16]。

首先,对时延误差引起的检测损耗进行仿真验证,并与传统捕获的损耗进行对比。假定多普勒误差为0,不同卫星信号的时延误差服从均值为0,方差相同的高斯分布。由于时延误差的值通常为纳秒量级,不便于直观理解,结果显示中将时延转换为相应的测距值(即单位为m)。时延误差的标准差变化范围为0~200 m,即标准差的最大值小于1个码片宽度;相干积分时间为10 ms。通过 1×10^6 次蒙特卡洛仿真所得检测损耗求均值作为最后的仿真结果。图3给出了检测损耗与时延误差变化关系的仿真结果和理论分析结果。对于多星联合捕获,由于各卫星信号时延不相等,图3中横轴的时延误差值是指各个卫星信号随机时延误差的标准差;对于传统单星捕获,横轴中的时延误差是指单个卫星信号确定的时延偏差。从图3中可以看出:理论分析得到的时延误差检测损耗与仿真结果一致;随着时延误差的增大,联合捕获算法的检测损耗小于传统捕获算法的检测损耗。

其次,对多普勒误差引起的检测损耗进行仿真验证,并与传统捕获的多普勒误差损耗进行对比。在分析多普勒影响时,假定时延误差为0且不同的卫星信号的多普勒误差相互独立的高斯随机过程。多普勒误差的均值为0,标准差的变化范围为0~500 Hz。相干积分时间为10 ms,蒙特卡洛仿真次数为 1×10^6 ,仿真结果如图4所示。从图4可以看出:

多普勒误差损耗的理论分析结果与仿真结果一致。随着多普勒误差的增大,联合捕获的检测损耗呈缓慢增大的趋势,而传统捕获算法的检测损耗呈周期性的增大。当多普勒误差大于25 Hz时,传统捕获算法的检测损耗大于联合捕获的检测损耗。随着多普勒误差的进一步增大,传统捕获算法的检测性能会迅速恶化。

最后,进一步对检测损耗影响下的处理增益进行仿真验证,并考虑3种不同的相干积分时间。由式(14)可知,时延误差的检测损耗不受相干积分时间的影响,所以在处理增益的仿真试验中将时延损耗设置为常数。联合捕获算法中的相干积分时间分别选取1 ms,10 ms和100 ms。在计算处理增益时,传统捕获的相干积分时间固定为1 ms。

如图5所示,通过式(12)的理论计算和蒙特卡洛仿真分别给出了联合捕获增益随多普勒误差变化的情况。联合捕获算法处理增益的理论分析值与仿真值在不同的相干积分时间下均表现出较好的一致性。在不延长相干积分时间的条件下,即相干积分时间均为1 ms,联合捕获算法相对于传统捕获算法有7.5 dB左右的处理增益,这与图2中的理论分析结果一致;随着多普勒误差的增大,联合捕获的处理增益逐渐减小。当联合捕获采用延长相干积分时间的方法来提高处理增益时,多普勒对处理增益的影响明显增强。从图5中也可以看出:当多普勒误差小于50 Hz时,选取更长的相干积分时间可以获得显著增大的处理增益;当多普勒误差大于等于50 Hz时,相干积分时间为10 ms和100 ms的处理增益相差不大。

5 结论

对多星联合捕获算法的检测性能进行了分析,提出采用处理增益的方法衡量联合捕获相对于传统捕获的灵敏度变化,详细推导了处理增益在理想条件和误差影响下的解析表达式。数值仿真结果进一步对理论分析进行了验证,表明了联合捕获相对于

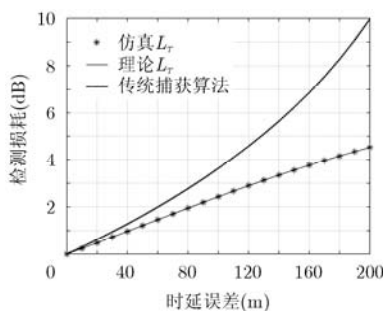


图3 时延误差的损耗分析

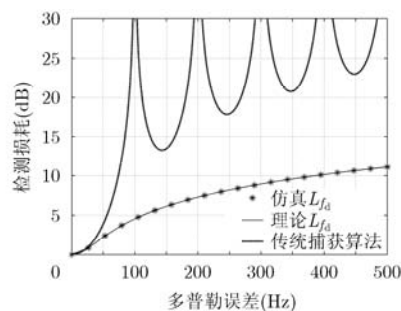


图4 多普勒误差的损耗分析

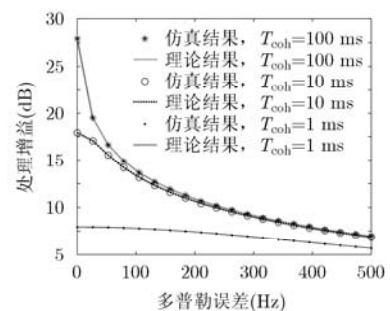


图5 联合捕获的处理增益验证

传统捕获算法的优越性。所提出的检测性能量化分析方法可为联合捕获中频积累时间的优化、搜索空间分辨率选取等提供理论参考。今后将对非相干和差分相干积累在联合捕获中的性能优化进行研究,进一步减小多普勒等误差对处理增益的影响。

参 考 文 献

- [1] Axelrad P and Bradley B K. Collective detection and direct positioning using multiple GNSS satellites[J]. *Navigation: Journal of the Institute of Navigation*, 2012, 58(4): 305-321.
 - [2] Progi I and Bromberg M. Maximum-likelihood GPS parameter estimation[J]. *Navigation: Journal of the Institute of Navigation*, 2005, 52(4): 229-238.
 - [3] Closas P, Fernández-Prades C, and Fernández-Rubio J A. Maximum likelihood estimation of position in GNSS[J]. *IEEE Signal Processing Letters*, 2007, 14(5): 359-362.
 - [4] Tahir M and Presti L L. Two sequential acquisition techniques for weak GNSS signals[C]. First IEEE AESS European Conference on Satellite Telecommunications (ESTEL), Rome, Italy, October 2012: 1-6.
 - [5] Bialer O, Raphaeli D, and Weiss A. Maximum likelihood direct position estimation in dense multipath[J]. *IEEE Transactions on Vehicular Technology*, 2013, 62(5): 2069-2079.
 - [6] Bialer O, Raphaeli D, and Weiss A J. Efficient time of arrival estimation algorithm achieving maximum likelihood performance in dense multipath[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2012, 60(3): 1241-1252.
 - [7] Weil L R. A high performance code and carrier tracking architecture for ground-based mobile GNSS receivers[C]. 23rd International Technical Meeting of the satellite Division of the Institute of Navigation (ION GNSS 2010), Portland, USA, 2010: 3054-3068.
 - [8] Closas P, Fernández-Prades C, and Fernández-Rubio J A. Cramér-Rao bound analysis of positioning approaches in GNSS receivers[J]. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 2009, 57(10): 3775-3786.
 - [9] Bradley B K, Axelrad P, Donna J, *et al.* Performance analysis of collective detection of weak GPS signals[C]. 23rd International Technical Meeting of the satellite Division of the Institute of Navigation (ION GNSS 2010), Portland, USA, 2010: 3041-3053.
 - [10] Cheong J W, Wu J, Dempster A G, *et al.* Assisted-GPS based snap-shot GPS receiver with FFT-accelerated collective detection: time synchronization and search space analysis[C]. 25th International Technical Meeting of the satellite Division of the Institute of Navigation (ION GNSS 2012), Nashville USA, 2012: 2357-2370.
 - [11] Lin T, Ma M, Broumandan A, *et al.* Demonstration of a high sensitivity GNSS software receiver for indoor positioning[J]. *Advances in Space Research*, 2013, 51(6): 1035-1045.
 - [12] 朱祥维, 王飞雪. 基于平方律检波的二相编码信号分段相关-视频积累方法研究[J]. *电子学报*, 2005, 33(3): 545-548.
Zhu Xiang-wei and Wang Fei-xue. Study on segment correlation-video integration method using square-law detector for binary phase-coded signals detection[J]. *Acta Electronica Sinica*, 2005, 33(3): 545-548.
 - [13] Kaplan E D and Hegarty C J. *Understanding GPS Principle and Applications* [M]. Second Edition, Norwood: Artech House, 2006: 135-142.
 - [14] Simon M K. *Probability Distributions Involving Gaussian Random Variables: A Handbook for Engineers, Scientists and Mathematicians* [M]. New York: Springer, 2006: 35-48.
 - [15] Groves P D. GPS signal to noise measurement in weak signal and high interference environments[C]. 18th International Technical Meeting of the satellite Division of the Institute of Navigation (ION GNSS 2005), Long Beach, USA, 2005: 643-658.
 - [16] 李新山, 郭伟, 谢先斌. 一种高动态、弱信号 GPS 比特同步方法[J]. *电子与信息学报*, 2011, 33(10): 2521-2525.
Li Xin-shan, Guo Wei, and Xie Xian-bin. A GPS bit synchronization method for high-dynamic and weak signal[J]. *Journal of Electronics & Information Technology*, 2011, 33(10): 2521-2525.
- 全海波: 男, 1984年生, 博士生, 研究方向为卫星导航信号的捕获算法和接收机自主完好性监测技术。
- 朱祥维: 男, 1980年生, 副教授, 研究方向为卫星导航信号的捕获、跟踪算法及时频同步技术。
- 张国柱: 男, 1978年生, 副研究员, 研究方向为卫星导航信号模拟与导航系统测试技术。