

基于 Bayesian 估计的 X 射线脉冲星微弱信号检测*

张华[†] 许录平 谢强 罗楠

(西安电子科技大学电子工程学院, 西安 710071)

(2010 年 4 月 8 日收到; 2010 年 7 月 10 日收到修改稿)

累积轮廓、流量和周期是 X 射线脉冲星辐射信号的三个重要特征, 将其应用于 X 射线脉冲星信号检测中, 提出了一种基于 Bayesian 估计的 X 射线脉冲星周期辐射信号时域检测方法. 该方法以非脉冲区噪声观测为先验知识, 利用 X 射线脉冲星辐射信号的泊松分布模型推导了信号概率密度分布函数, 以该函数的累积分布函数为判据, 对 X 射线脉冲星微弱信号进行检测, 并提取位相偏移量. 利用仿真数据和 RXTE 卫星的实测数据进行实验验证, 结果表明: 本文方法性能优于同类的基于高斯分布模型的检测方法, 在检测信号的同时能在一定精度下给出信号位相偏移值.

关键词: 脉冲星, Bayesian 估计, 位相测量, 时域检测

PACS: 97.60. Gb, 98.70. Qy, 96.60. tk

1. 引言

脉冲星是一类高速稳定自旋的中子星, 其辐射信号覆盖了射电、红外、可见光、紫外、X 射线及 γ 射线波段^[1]. 其中 X 射线波段集中了辐射信号的大部分能量, 易于小型化设备探测和处理, 使基于 X 射线脉冲星的航天器定时、定姿和定位成为可能^[2]. 脉冲星距太阳系通常都有几千光年, 空间 X 射线探测器探测到的 X 射线脉冲星辐射信号非常微弱且湮没在背景噪声中, 因此 X 射线脉冲星信号检测就成为应用中的一大难题. 常用的检测方法以基于 FFT 的频域周期检测法为主^[3], 有时还需要将脉冲星信号进行周期累加得到脉冲星累积脉冲轮廓模型, 再提取平移不变特征量进行检测^[4, 5]. 但基于 FFT 的频域检测方法仅在高斯白噪声前提下适用, 而且当脉冲星的辐射脉冲较窄时, 信号能量分散于谐波中, 若噪声包含频率成分与谐波接近, 则谐波能量得到增强, 这将导致信号被误检测, 比如, 利用该方法对 ROSAT 望远镜观测的光变曲线数据进行周期检测就存在失效情况^[6]; 此外, 这种频域方法计算量大, 这就限制了其在计算能力有限的星载计算机中的实现. 相对于这种频域方法而言, 时域方

法可以避免频域变换时能量分散于谐波中, 因此对信息利用更为充分, 可以得到更优的检测性能^[6]. 文献[7]最早提出了利用统计推理方法对感兴趣区域脉冲信号进行检测的时域方法, 但其前提是信号和噪声呈高斯分布. 本文对这一时域方法进行拓展, 根据 X 射线脉冲星辐射信号的泊松分布模型, 提出一种新的基于 Bayesian 估计^[8]的 X 射线脉冲星辐射信号时域检测方法, 讨论了其在位相测量中的作用, 并通过实验说明了该方法的有效性.

2. 基于 Bayesian 估计的 X 射线脉冲星辐射信号检测

2.1. 脉冲星辐射信号划分及其建模

脉冲星的脉冲周期和轮廓特征在 X 射线探测器探测的原始信号上表现为 X 射线光子流的平均强度变化, 为了同时利用观测数据所包含的脉冲星辐射信号的轮廓信息、强度信息和周期信息, 根据累积轮廓的结构, 将脉冲星信号分为信号段和噪声段. 以噪声段的噪声观测作为先验知识, 利用 Bayesian 估计推导出信号段信号强度的后验概率分布. 不失一般性, 以脉冲星 B1937 + 21 为例, 如图 1,

* 国家高技术研究发展计划 (批准号: 2007AA12Z323), 国家自然科学基金 (批准号: 60772139) 资助的课题.

[†] E-mail: zhanghua@mail.xidian.edu.cn

该脉冲星一段观测信号累积出的脉冲轮廓包含一个主脉冲和一个次脉冲,组成信号段,其在一个脉冲周期内持续的时间分别设为 W_{P1}, W_{P2} , 令 $W_P = W_{P1} + W_{P2}$; 其他部分组成噪声段,在一个脉冲周期内持续的时间分别设为 W_{N1}, W_{N2} 和 W_{N3} , 令 $W_N = W_{N1} + W_{N2} + W_{N3}$; $W_P + W_N = T$.

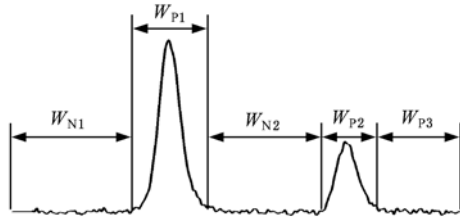


图1 脉冲星信号划分

空间 X 射线光子到达探测器具有随机性,若将单位时间内到达探测器的光子数视为随机事件,可用泊松分布对该事件进行建模^[9,10]. 由于 X 射线脉冲星辐射信号强度周期性变化,光子到达探测器的密度随时间分布是不均匀的,定义落在区间 (t_1, t_2) 内的光子数等于 k 的概率为^[9]

$$P(k/(t_1, t_2)) = \exp\left\{-\int_{t_1}^{t_2} \lambda(t) dt\right\} \frac{\left[\int_{t_1}^{t_2} \lambda(t) dt\right]^k}{k!}, \quad (1)$$

式中, $\lambda(t)$ 表示 t 时刻光子流量密度, $\lambda(t) = \lambda_s(t) + \lambda_n$, 其中 $\lambda_s(t)$ 为信号辐射强度,当脉冲周期为 T 时,有 $\lambda_s(t) = \lambda_s(t+T)$, λ_n 为各种噪声强度的总和,包括背景辐射噪声、系统热噪声等,简单起见视噪声平均强度为常数; $t_2 - t_1 = \Delta T$ 为观测时间.

2.2. X 射线脉冲星信号后验概率表示

为了简化分析,假设:1) 背景辐射噪声平稳,信号段的背景噪声分布与噪声段一致,且可用噪声段观测数据建模;2) 一次分析时间为一个脉冲周期,在整个观测期间假设脉冲周期不变;3) 在背景辐射噪声强度未知时假设其服从均匀分布. 定义: C_g, C_b 和 C_p 分别为信号段光子数、噪声段光子数和一个脉冲周期时间观测的光子总数,则 $C_p = C_b + C_g, C_g = \int_{W_{P1}+W_{P2}} \lambda(t) dt, C_b = \int_{W_{N1}+W_{N2}+W_{N3}} \lambda(t) dt$; 定义: μ_p, μ_b 和 μ_g 分别为信号光子平均计数率、背景光子平均计数率和信号段总的光子计数率,有 $\mu_g = \mu_p + \mu_b$. 对

X 射线脉冲星信号分析的目的即在已知 C_b 和 C_g 的前提下,估计后验概率 $P(\mu_p/C_b, C_g)$. 由查普曼-科尔莫格洛夫方程有

$$P(\mu_p/C_b, C_g) = \int_0^\infty P(\mu_p/\mu_b, C_b, C_g) \times P(\mu_b/C_b, C_g) d\mu_b, \quad (2)$$

在平均背景辐射强度已知时,即 μ_b 已知时,对于泊松分布模型而言,可认为 $P(\mu_p/\mu_b) = P(\mu_g = \mu_p + \mu_b)$, 得到

$$P(\mu_p/\mu_b, C_b, C_g) = P(\mu_p + \mu_b/C_b, C_g) = P(\mu_g/C_b, C_g), \quad (3)$$

其中 μ_g 仅与 C_g 有关,有

$$P(\mu_g/C_b, C_g) = P(\mu_g/C_g), \quad (4)$$

由 X 射线脉冲星辐射的泊松分布模型可得

$$P(C_g/\mu_g) = \frac{\{\mu_g W_P\}^{C_g}}{C_g!} e^{-\{\mu_g W_P\}}. \quad (5)$$

根据 Bayesian 原理有 $P(\mu_g/C_g) = \frac{P(C_g/\mu_g)P(\mu_g)}{P(C_g)}$, 假设 $P(C_g)$ 服从均匀分布,有 $E[P(\mu_g)]W_P = E[P(C_g)]$, 近似得到

$$P(\mu_g/C_g) = W_P \frac{\{\mu_g W_P\}^{C_g}}{C_g!} e^{-\{\mu_g W_P\}}, \quad (6)$$

在假设 1) 前提下,用噪声段的观测估计 μ_b ,

$$P(\mu_b/C_b, C_b) = P(\mu_b/C_b). \quad (7)$$

与(6)式同理得到

$$P(\mu_b/C_b) = W_N \frac{\{\mu_b W_N\}^{C_b}}{C_b!} e^{-\{\mu_b W_N\}}. \quad (8)$$

将(3), (4), (6), (7)和(8)式代入(2)式得到

$$P(\mu_p/C_b, C_g) = \frac{W_N W_P}{C_g! C_b!} \int_0^\infty (\mu_g W_P)^{C_g} (\mu_b W_N)^{C_b} \times e^{-(\mu_g W_P + \mu_b W_N)} d\mu_b, \quad (9)$$

其中 $\mu_g = \mu_p + \mu_b$, 根据二项式定理有 $(\mu_g W_P)^{C_g} =$

$$W_P^{C_g} \sum_{n=0}^{C_g} \frac{C_g!}{n!(C_g-n)!} \mu_p^n \mu_b^{C_g-n},$$

$$P(\mu_p/C_b, C_g) = \frac{W_N^{C_b+1} W_P^{C_g+1}}{C_b!} \sum_{n=0}^{C_g} \frac{\mu_p^{C_g-n} e^{-\mu_p W_P}}{n!(C_g-n)!} \times \int_0^\infty \mu_b^{n+C_b} e^{-\mu_b(W_N+W_P)} d\mu_b, \quad (10)$$

再根据 Gamma 积分^[11]

$$\int_0^\infty x^n e^{-ax} dx = \frac{n!}{a^{n+1}}, \quad (11)$$

对(10)式积分运算得到

$$P(\mu_p/C_b, C_g) = W_P \frac{(\mu_p W_P)^{C_g}}{C_b!} e^{-\mu_p W_P} (1-\beta)^{C_b+1}$$

$$\times \sum_{n=0}^{C_g} \frac{(n + C_b)!}{n!(C_g - n)!} \left(\frac{\beta}{\mu_p W_p}\right)^n, \quad (12)$$

其中 $\beta = \frac{W_p}{W_N + W_p}$.

(12) 式中 $P(\mu_p/C_b, C_g)$ 表示在已知观测量 C_b, C_g 时该观测中存在信号的可能性, 当观测到的信号段总计数 C_g 趋近无穷大时, $P(\mu_p/C_b, C_g)$ 趋近于 1.

2.3. 基于后验概率累积分布函数的 X 射线脉冲星信号检测算法

通过对 (12) 式的后验概率密度函数积分得到其累积分布函数

$$P_{C_b, C_g} = \int_0^\infty P(\mu_p/C_b, C_g) d\mu_p \\ = (1 - \beta)^{C_b+1} \sum_{n=0}^{C_g} \beta^n \frac{(n + C_b)!}{n! C_b!}. \quad (13)$$

从 2.1 节和 2.2 节的分析知道, C_b, C_g 分别反映了噪声和含噪声的信号的先验知识, (13) 式中 P_{C_b, C_g} 则反映了从先验知识 C_b, C_g 中获取的信号的信息. 先验知识越准确, C_g 中包含的信号信息越多, P_{C_b, C_g} 越大, 当 P_{C_b, C_g} 大于或等于某一置信水平时, 就认为探测到了信号. 对于 X 射线探测器接收到的信号而言, 认为其是以采样时间为单位的光子计数率的时间序列, 用 $s(n\Delta t)$ 表示该时间序列, $s(n_1\Delta t, n_2\Delta t)$ 表示序列中的某一段, T 表示脉冲星周期, Δt 表示采样间隔, $T = k\Delta t, k$ 为每周周期采样数, 以 P_{C_b, C_g} 为判据, 检测序列中是否包含特定脉冲星信号的步骤为

1) 对某颗脉冲星, 按图 1 所示的方法将其轮廓划分为信号段 W_p 和噪声段 W_N , 设阈值水平为 L , 令 $i = 0, j = 0, H_S = 0, H_B = 0$, 待检测序列长度为 mT (m 为整周期数);

2) 对 $s(ik\Delta t, (i + 1)k\Delta t)$ 计算 P_{C_b, C_g} , 若 $P_{C_b, C_g} \geq L, H_S = H_S + 1$, 否则 $H_B = H_B + 1$;

3) 若 $i < m, i = i + 1$ 转 2), 否则令 $j = j + 1, R(j) = \frac{H_S}{m}$ 转 4);

4) 若 $j \leq k, s(t) = s(t + j\Delta t)$ 转 2), 否则转 5);

5) 求 $R(n) (0 \leq n \leq k)$ 的方差 δ , 搜索是否存在在 $R(n) > 3\delta$, 若存在说明检测到信号.

2.4. 基于信号检出率的位相偏移测量算法

在图 1 所示的脉冲星信号划分中, 噪声段 W_N

和信号段 W_p 反映了脉冲星辐射信号的结构信息, 即信号辐射强度随位相分布情况, 而 W_N 和 W_p 起始位相是否准确直接影响先验信息 C_b 和 C_g 的正确性, 只有当 W_N 和 W_p 起始位相准确时, 能最大化 P_{C_b, C_g} , 从而使检出率最高. 因此可以利用检出率的变化情况判决真实的 W_N 和 W_p 起始位相, 真实的起始位相满足

$$\phi_r = \max_M \arg\{M\} \\ = \sum_s \sum_p \frac{1}{2} (1 + \text{sgn}\{P_{C_b, C_g} - L\}), \quad (14)$$

式中 $s \in \{0, k - 1\}$ 表示起始位相, P 表示观测整周期数. 具体实现方法为在 2.3 节的步骤 5) 中提取 $\phi_r = \max_n \{R(n)\}$. 由于时域采样的离散性, 时域位相提取的精度受最小采样间隔的限制. Taylor FFT 等频域方法^[5]可以摆脱这种限制, 使位相测量精度仅与累积轮廓信噪比有关, 但频域方法中谐波分量会导致多解情况, 造成真实解判定的混乱. 因此, 位相时域解最少可以作为频域解搜索过程中的初值, 为更精确的位相提取提供有力的参考.

3. 脉冲星特征参数对检测性能影响的理论分析

为了分析各参数对新方法检测性能影响, 以 (13) 式所表示的概率分布函数 P_{C_b, C_g} 为分析对象, 分析结果如图 2 所示: C_g, C_b 和 β 分别表示每脉冲周期信号段光子计数、噪声段光子计数和累积轮廓占空比; 图 2(a) 以 $C_g = 0, 1, \dots, 5$ ph (光子) 和 $C_b = 3$ ph 为例, 说明 P_{C_b, C_g} 随 β 变化情况; 图 2(b) 以 $C_b = 0, 1, \dots, 5$ ph 和 $C_g = 3$ ph 为例, 说明 P_{C_b, C_g} 随 β 变化情况; 图 2(c) 以 $\beta = 0.5, C_g = 0, 1, \dots, 5$ ph 为例, 说明 P_{C_b, C_g} 随 C_b 变化情况; 图 2(d) 以 $\beta = 0.5, C_b = 0, 1, \dots, 5$ ph 为例, 说明 P_{C_b, C_g} 随 C_g 变化情况.

利用累积分布 P_{C_b, C_g} 作为判据, 对于图 2(a) 而言, β 一定时, P_{C_b, C_g} 在 $C_g = 0, 1, \dots, 5$ ph 时的各曲线之间的差值越大, 说明检测灵敏度越高, 检测性能越好; 通过观察该差值随 β 分布可以发现, 其仅在 $\beta \in [0.2, 0.8]$ 时较大, 说明本文方法不适用于占空比过大或过小的脉冲星信号检测, 而且该差值在 $\beta \in [0.2, 0.5]$ 时的值大于 $\beta \in [0.5, 0.8]$ 的值, 说明本文方法对信号段较窄的脉冲星检测性能更好些; 对于图 2(b) 而言, β 一定时 P_{C_b, C_g} 在 $C_b = 0, 1, \dots, 5$ ph 的各曲线之间的差值越大, 说明检测灵敏度受噪

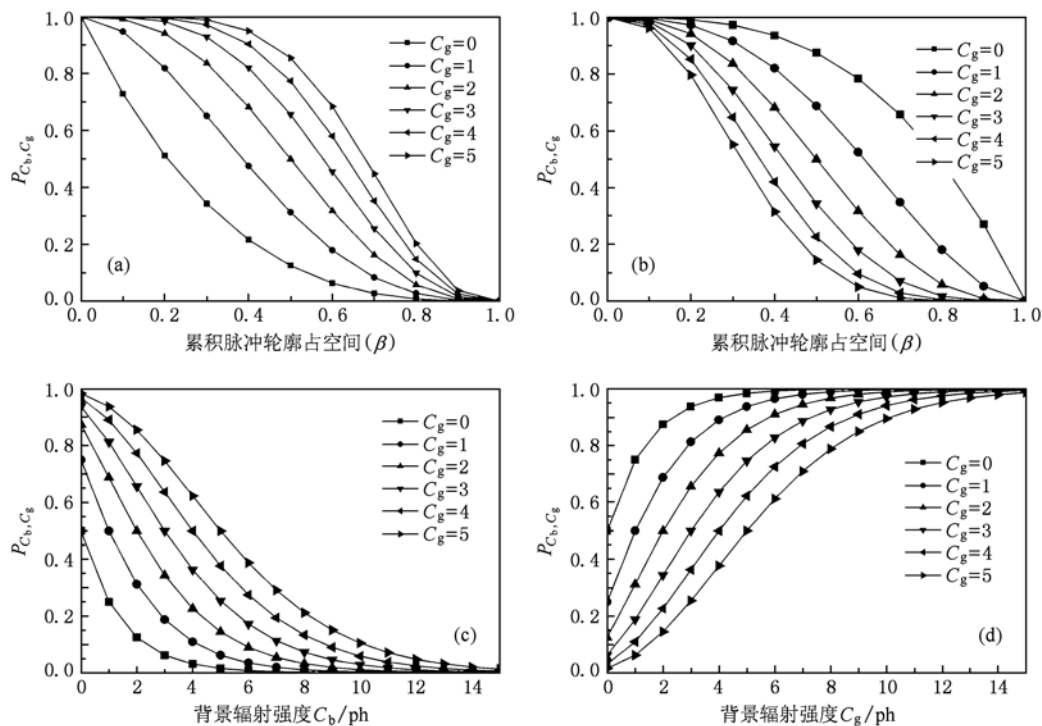


图2 概率分布函数与各参数的关系 (a) $C_b = 3 \text{ ph}$, P_{C_b, C_g} 与 β 关系; (b) $C_g = 3 \text{ ph}$, P_{C_b, C_g} 与 β 关系; (c) P_{C_b, C_g} 与 C_b 关系; (d) P_{C_b, C_g} 与 C_g 关系

声影响越大,与图 2(a)的分析方法相同,可以发现本文方法检测信号段较窄的脉冲星信号时对噪声的抑制能力强.从图 2(a)和图 2(b)中还发现,当 β 一定时, C_g 越大检测性能越好;相反, C_b 越大检测性能越差,这与一般物理规律是符合的.图 2(c)和图 2(d)进一步说明了这一结论.如图 2(c)所示,随着 C_b 增加, P_{C_b, C_g} 减小, $C_g = 0, 1, \dots, 5 \text{ ph}$ 的 P_{C_b, C_g} 各曲线间的差也在减小,说明检测灵敏度降低;反之,如图 2(d)所示,对 C_b 一定的信号而言,随着 C_g 增强, P_{C_b, C_g} 增大,则检测性能得到增强,当 C_b 越小时,检测性能随 C_g 增强越快.

4. 实验与分析

4.1. 仿真实验及分析

以辐射强度较弱的 B1937 + 21 和 B1821 - 24 两颗脉冲星为例,主要参数如表 1. 设 X 射线探测器有效探测面积为 1 m^2 , 平均背景辐射强度为 $5 \times 10^2 \text{ ph/cm}^2 \cdot \text{s}^{-1}$, 根据脉冲星周期、标准累积轮廓^[12-14]、平均流量和每周期采样次数计算每两次采样之间信号流量 $\delta(t)$ 和背景辐射流量 α , 单周期仿

真信号表示为: $b_{\text{sim}}(t) = \sum_{n=1}^S \{ \text{poissrnd}(\delta(t - n\Delta t)) + \alpha \}$, 其中 S 为采样点数, $\text{poissrnd}(\cdot)$ 为泊松随机数生成函数. 设探测置信水平为 95% (虚警率水平 5%), 做 1000 次 Monte Carlo 实验, 分别统计两颗脉冲星信号检出率和虚警率与累积周期数关系, 结果如图 3(a). 可以看到, 随着累积周期数的增加, 检测性能逐渐提高, 且对 B1821-24 检测性能提高更快. 需要说明的是, 由于周期累加过程中, 噪声也增强了, 根据图 2(c)的结果, 为增加灵敏度, 累加后的信号应消除部分累加噪声, 这里减去最小值并乘以系数 0.02. 为了说明轮廓、流量和周期参数差异对检出率的影响, 将 B1821-24 的各个参数分别修改为与 B1937 + 21 一致, 再进行仿真, 结果如图 3(b). 从图 3(b)分析, 当脉冲星形状、信号流量和周期改变时, 本文方法在检测性能上存在差异, 对于脉冲星 B1821 - 24 而言, 轮廓占空比影响比较大, 但这仅是个例, 不同的脉冲星受各参数的影响在不同条件下是不同的, 图 2 的分析可以说明这一点.

为了评价本文方法检测性能, 与同类的基于高斯分布的检测方法对比. 基于高斯分布的检测方法假设信号和背景噪声服从高斯分布, 其噪声抽取方法为^[7]

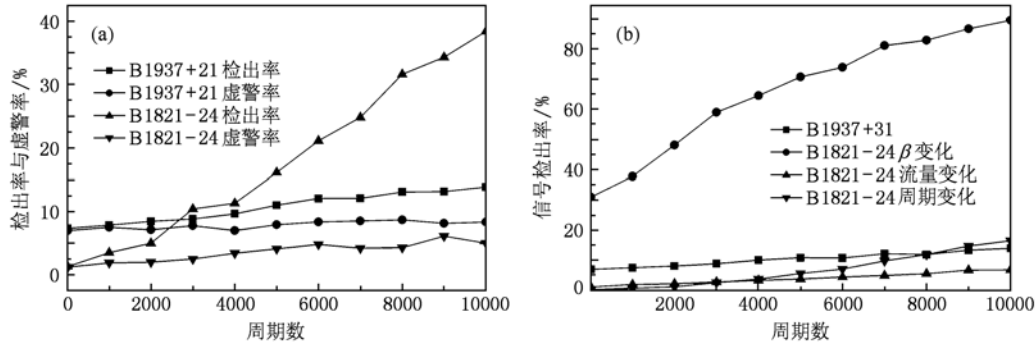


图3 检出率与累积周期的关系 (a) 检出率比较; (b) 参数差异影响

$$\mu_{\text{gauss}} = \frac{(C_g - C_b W_P / W_N)}{W_P}, \quad (15)$$

此时判决阈值定义为

$$L_c = K\delta_0. \quad (16)$$

其中, δ_0 为信号方差, K 为系数, 这里令 $K = 2$, 当 $\mu_{\text{gauss}} \leq L_c$, 表示检测到信号, 否则表示出现虚警. 设累积周期为 10000, 以 B1937 + 21 为例, 信号检出率与虚警率的差和背景辐射强度的关系如图 4 所示. 当背景噪声较小时, 基于高斯分布检测方法的性能与本文方法的性能相当, 但随着背景计数率的增加, 基于高斯分布检测方法性能迅速下降, 本文方法性能优于基于高斯分布的检测方法.

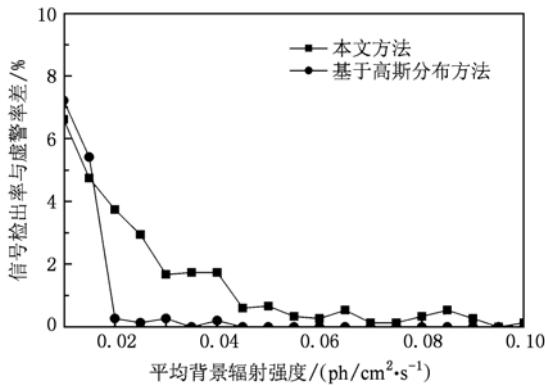


图4 与高斯检测方法性能的比较

对于观测时间内可能出现多个信号的情况, 由于新方法引入了周期和轮廓特征信息, 对多个信号间的干扰具有一定的免疫能力. 如图 6(a) 所示, 设信号和背景噪声辐射强度均为 $5 \times 10^{-2} \text{ ph/cm}^2 \cdot \text{s}^{-1}$, 在仅包含 B1821-24 信号的一段观测中滑动检测 B1937-21 信号, 然后叠加 B1937-21 信号采用同样的方法检测, 包含 B1937-21 信号可以观察到明显的尖峰, 说明检测到信号. 同理, 如图 6(b) 所示, 在

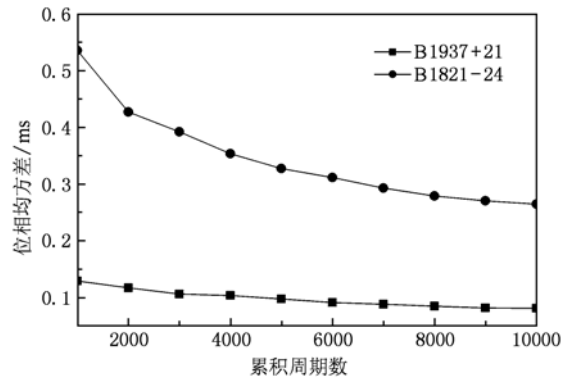


图5 位相测量的均方差

B1937-21 信号中叠加 B1821-24 信号, 得到类似的检测结果.

表1 X 射线脉冲星参数: 周期、X 射线流量密度、每周期采样次数、占空比

脉冲星	T/s	$F_X/(\text{ph}/\text{cm}^2 \cdot \text{s}^{-1})$	S_{num}	β
B1821 - 24	0.00305	1.93×10^{-4}	256	0.4492
B1937 + 21	0.00156	4.99×10^{-5}	1024	0.2742

本文方法利用了 X 射线脉冲星的轮廓信息, 可以提取出观测信号的位相, 不过所提取位相的精度受到时域采样间隔的限制, 精度上不如频域方法^[5], 但频域方法受谐波分量的影响, 不可避免出现多解情况, 因此时域位相解至少可以作为频域方法初值, 提高搜索真实位相解的速度. 对于新方法在位相测量的性能, 本文利用 B1821-24 和 B1937 + 21 的仿真数据做了仿真分析. 设背景噪声辐射强度均为 $5 \times 10^{-2} \text{ ph/cm}^2 \cdot \text{s}^{-1}$, 仿真中先随机移动仿真数据的初始位相, 然后利用本文方法滑动检测初始位相, 记录下真实位相与检测位相的差, 多次测量求均方差, 该均方差与累积周期数的关系如图 5 所

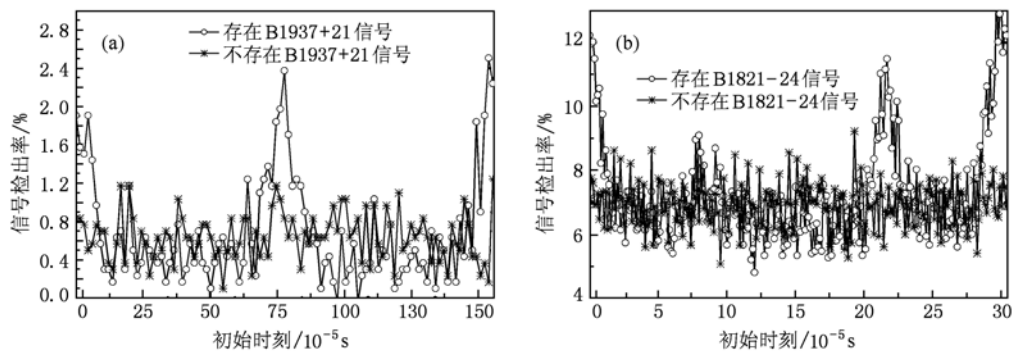


图6 混合多脉冲星信号情况下的检测 (a) 检测 B1937-21; (b) 检测 B1821-24

示. 可见随着叠加次数的增加, 整体上位相测量方差在减小, 在信噪比相同时, B1937 + 21 位相测量均方差较小, 这与 B1937 + 21 采样率高的原因有直接关系.

4.2. 基于 RXTE 实测数据的实验及分析

从 HEASARC 数据库的 Public Data Access 连接进入, 以 B1855 + 09 为关键字搜索出以该脉冲星为观测对象的观测号, 然后从其 FTP^[15] 上下载与该观测号对应的数据, 利用 FTOOLS 工具处理得到该脉冲星 X 射线光变曲线. 经过修正, 剔除掉不良数据, 得到 256 个周期长的信号, 对该信号经累加去均值归一化后的轮廓如图 7 所示. 由于该段数据背景计数率较大, 为了应用本文方法, 先逐周期叠加, 再减去最小值, 乘以系数 0.02, 求 P_{C_b, C_g} , 然后将信号循环右移 1rad 位相, 用同样的方法再计算 P_{C_b, C_g} , 结果如图 8 所示, 可见: 位相无误时, 随着累加周期数的增加, 累积分布 P_{C_b, C_g} 逐渐提高, 而当位相偏移 1rad 时, P_{C_b, C_g} 随着累加周期数的变化并不明显, 说明了本方法在检测信号和辨别位相时的有效性. 为了进一步说明本文方法在位相测量上作用, 将原信号位

相右移 π rad, 然后从零位相开始滑动检测, P_{C_b, C_g} 随滑动位相变化情况如图 9 所示, 可见位相对 P_{C_b, C_g} 有直接影响, 准确的位相能最大化 P_{C_b, C_g} , 从而通过 P_{C_b, C_g} 可以提取出位相.

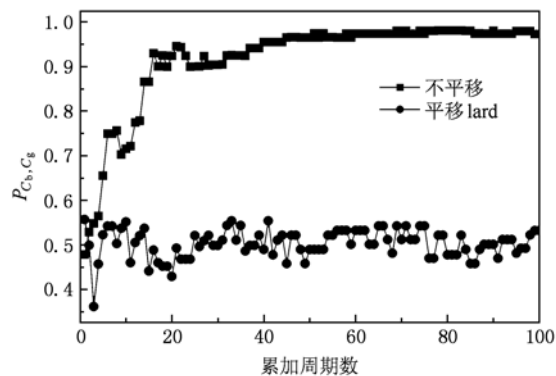


图8 分布与累积周期数的关系

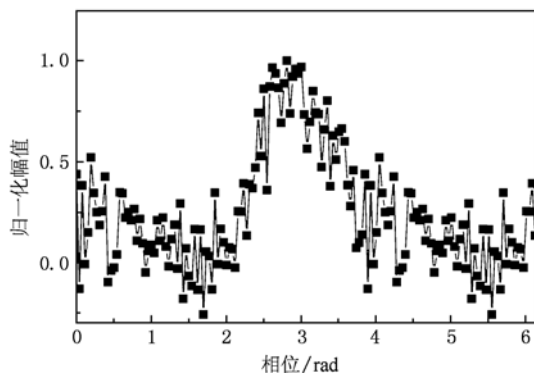


图7 归一化累积轮廓

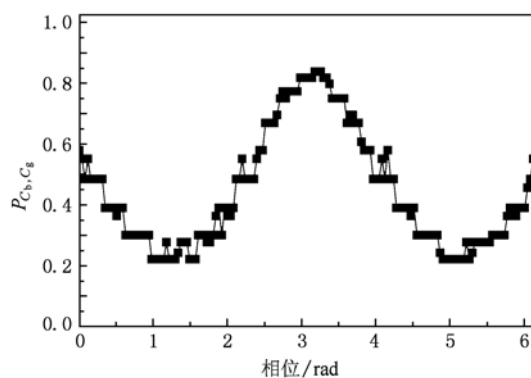


图9 P_{C_b, C_g} 随位相变化情况

5. 结 论

基于 Bayesian 估计的 X 射线脉冲星信号检测

方法利用 X 射线脉冲星信号轮廓特征、周期特征和强度等信息作为信号检测的基本参数,在时域对 X 射线脉冲星信号检测,避免了频域方法中谐波分量引起的能量分散导致的误检测,在检测性能上,优于同类的基于高斯分布模型的检测方法. 利用 RXTE 的实测数据也说明了该方法的有效性. 在位

相测量方面,该方法能在一定精度要求下给出位相偏移值,虽然受时域采样精度的限制,性能上不如 Taylor FFT 等频域方法,但至少能作为频域方法的初值,减少频域方法多解情况引起的误判,提高频域方法位相搜索的速度.

- [1] Pei Y J, Jun Z 2008 *Chin. Phys. B* **17** 1
- [2] Sheikh S I 2005 *Ph. D. Dissertation* (Maryland; University of Maryland)
- [3] Seward F D, Harnden F R, Helfand D J 1984 *Astrophysical Journal* **287** L19
- [4] Xie Z H, Xu L P, Ni G R 2007 *J. Infrared Millim. Waves* **26** 187 (in Chinese) [谢振华, 许录平, 倪广仁 2008 红外与毫米波学报 **26** 187]
- [5] Xie Z H, Xu L P, Ni G R 2007 *Acta Phys. Sin.* **26** 187 (in Chinese) [谢振华, 许录平, 倪广仁 2007 物理学报 **26** 187]
- [6] Gregory P C 1996 *Astrophysical Journal* **10** 1
- [7] Currie L A 1968 *Analytical Chemistry* **40** 586
- [8] Gregory P 2003 *Bayesian Logical Data Analysis for the Physical Sciences* (U. K. : Cambridge Univ) p5
- [9] Sala J, Urruela A, Villares X 2004 *European Space Agency Advanced Concepts Team ARIADNA Study June* **4202** 23
- [10] Li J X, Ke X Z 2010 *Acta Phys. Sin.* **59** 8304 (in Chinese) [李建勋, 柯熙政 2010 物理学报 **59** 8304]
- [11] Young J M K A 2009 *IEEE Trans. Nucl. Sci.* **56** 1278
- [12] Epn. <http://www.jb.man.ac.uk/research/pulsar/resources/epn/browser.html>.
- [13] Kuiper L, Hermsen W 2003 *proceedings of AGILE Science Workshop Rome, Italy, Dec, 2003* p11
- [14] Nicastro L, Cusumano G, Lohmer O, Kramer M, Kuiper L, Hermsen W, Mineo T, Becker W 2004 *Astron. Astrophys* **413** 1065
- [15] Rxtte. FTP; legacy.gsfc.nasa.gov.

X-ray pulsar weak signal detection based on Bayesian estimation*

Zhang Hua[†] Xu Lu-Ping Xie Qing Luo Nan

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

(Received 8 April 2010; revised manuscript received 10 July 2010)

Abstract

Integrated profile, flux and period are three major characteristics of pulsar. Taking advantage of these characteristics, a time domain detecting method is presented based on Bayesian estimation to detect pulsar periodic radiation signals. The signal probability distribution is deduced based on the Poisson distribution model of X-ray pulsar, with noise observation of non-pulse region used as the priori knowledge. The cumulative distribution function of the signal probability is used as a criterion to detect weak signals of X-ray pulsars and extract the phase offset. The RXTE data and the simulation data are used for experimental verification, and the results show that the method outperforms a similar method which is based on the Gauss distribution model, in addition, it can give the phase offset in a certain accuracy.

Keywords: pulsars, Bayesian estimation, phase measurement, time domain detection

PACS: 97.60.Gb, 98.70.Qy, 96.60.tk

* Project supported by the National High Technology Research and Development Program of China (Grant No. 2007AA12Z323), the National Natural Science Foundation of China (Grant No. 60772139).

[†] E-mail: zhanghua@mail.xidian.edu.cn