Bayesian规则下的Go/Nogo概率

Chao Cheng

2023年7月20日

目录

 1 引言
 1

 2 数据似然
 2

 3 先验和后验分布
 2

 4 操作特性的计算
 3

 4.1 理论计算
 3

 4.2 考虑data cutoff的OC计算
 4

1 引言

事件时间 $T_e \sim Exp(\lambda_1)$, $f(t; \lambda_1) = \lambda_1 \exp(-\lambda_1 t)$, 删失时间 $T_c \sim Exp(\lambda_2)$, $f(t; \lambda_2) = \lambda_2 \exp(-\lambda_2 t)$. 则观察到的数据的联合密度/质量

$$f(t,\delta) = \begin{cases} \lambda_1 \exp\left(-(\lambda_1 + \lambda_2)t\right) & \delta = 1\\ \lambda_2 \exp\left(-(\lambda_1 + \lambda_2)t\right) & \delta = 0 \end{cases}$$
 (1)

其中 $\delta = 1$ 表示观察到事件, $\delta = 0$ 表示观察到删失。

2 数据似然

记实际观察到的数据为 (T,δ) ,其中 $T=\min(T_e,T_c)$; $\delta=1$ 表示观察到事件, $\delta=0$ 表示观察到删失。那么对于i.i.d.样本 (t_i,δ_i) , $i=1,\cdots,n$,数据的likelihood为

$$L(\lambda_{1}, \lambda_{2}; Data) = \prod_{i=1}^{n} f(t_{i}, \delta_{i})$$

$$= \lambda_{1}^{\sum_{i=1}^{n} \delta_{i}} \lambda_{2}^{n-\sum_{i=1}^{n} \delta_{i}} \exp\left(-(\lambda_{1} + \lambda_{2}) \sum_{i=1}^{n} t_{i}\right)$$

$$= \lambda_{1}^{\sum_{i=1}^{n} \delta_{i}} \exp\left(-\lambda_{1} \sum_{i=1}^{n} t_{i}\right) \cdot \lambda_{2}^{n-\sum_{i=1}^{n} \delta_{i}} \exp\left(-\lambda_{2} \sum_{i=1}^{n} t_{i}\right)$$

$$(2)$$

从(2)中可以看出最大化likelihood时, λ_1 和 λ_2 相互独立。若要关于 λ_1 来最大化likelihood,只需要最大化

$$\lambda_1^{\sum_{i=1}^{n} \delta_i} \exp\left(-\lambda_1 \sum_{i=1}^{n} t_i\right)$$

若要关于 λ_2 来最大化likelihood,只需要最大化

$$\lambda_2^{n-\sum\limits_{i=1}^n \delta_i} \exp\left(-\lambda_2 \sum\limits_{i=1}^n t_i\right)$$

因此MLE分别是

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \delta_i}{\sum_{i=1}^n t_i}, \quad \hat{\lambda}_2 = \frac{n - \sum_{i=1}^n \delta_i}{\sum_{i=1}^n t_i}$$

3 先验和后验分布

一般对 λ 采用共轭先验 $Gamma(\alpha,\beta)$ 分布,密度为

$$\pi (\lambda | \alpha, \beta) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} \lambda^{\alpha - 1} \exp(-\beta \lambda)$$
 (3)

取决于参数的定义和记号的设置,有时会采用Inverse-Gamma分布,或参数 β 设置为 $1/\beta$,因此在实际使用中,请确认到底使用的何种形式的密度和先验。本文档中的写法, α 和 β 对应着R中dgamma函数中的shape和rate参数。

结合(2)和(3)可知, λ_1 的后验分布核心为

$$f(\lambda_1|Data) \propto \lambda_1^{\alpha + \sum_{i=1}^n \delta_i - 1} \exp\left(-\left(\beta + \sum_{i=1}^n t_i\right)\lambda_1\right),$$

因此 λ_1 的后验分布为 $Gamma(\alpha + \sum \delta_i, \beta + \sum t_i)$ 。

同理, λ_2 的后验分布为 $Gamma(\alpha + n - \sum \delta_i, \beta + \sum t_i)$ 。

4 操作特性的计算

4.1 理论计算

观察到事件的概率:

$$P(\delta = 1) = \int_0^\infty f(t, \delta = 1) dt = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}.$$

那么观察时间的条件分布

$$P\left(T \le t | \delta\right) = \frac{P\left(T \le t, \delta\right)}{P\left(\delta\right)} = \begin{cases} \frac{P\left(T \le t, \delta = 1\right)}{P\left(\delta = 1\right)} \sim Exp\left(\lambda_1 + \lambda_2\right) & \text{if } \delta = 1\\ \frac{P\left(T \le t, \delta = 0\right)}{P\left(\delta = 0\right)} \sim Exp\left(\lambda_1 + \lambda_2\right) & \text{if } \delta = 0 \end{cases}$$

可见该条件分布与 δ 取值无关,因此T与 δ 独立。(一般这样的结论是不会成立的,这里依赖于两者都是指数分布)。

由此可得

$$\sum_{i=1}^{n} T_{i} \sim Gamma\left(n, \lambda_{1} + \lambda_{2}\right)$$

$$\sum_{i=1}^{n} \delta_{i} \sim Binomial\left(n, \frac{\lambda_{1}}{\lambda_{1} + \lambda_{2}}\right)$$

且
$$\sum_{i=1}^{n} T_i$$
和 $\sum_{i=1}^{n} \delta_i$ 独立。

在Bayesian角度下,风险的后验分布服从Gamma $\left(\text{prior_shape} + \sum_{i=1}^{n} \delta_{i}, \text{prior_rate} + \sum_{i=1}^{n} T_{i}\right)$ 对于给出某一个Go/Nogo的规则,例如 $P(\lambda < \text{eff_cut}) \geq \text{go_prob}$ 后,我们可以将其转化为在所有可能的观察到的事件数的情况下,需要的总观察时间的要求,因此某一个潜在的风险 λ_{1} 给出Go信号的概率为

同理我们可以算出某个λ₁给出Nogo信号的概率为

$$P\left(\text{Declare Nogo}\right) = \sum_{evt_{num}=0}^{n} P\left(\sum_{i=1}^{n} T_{i} \leq t_{\text{fut cut for } evt_{num}}\right) P\left(\sum_{i=0}^{n} \delta_{i} = evt_{num}\right).$$

4.2 考虑data cutoff的OC计算

待添加, 当前基于模拟计算。