### 绪论

- 贝叶斯学派的最基本的观点是:任一个未知量θ都可看作一个随机变量,应该用一个概率分布去描述 对θ的未知状况。这个概率分布是在抽样前就有的关于θ的先验信息的概率称述。
- 似然函数属于联合密度函数,综合了总体信息和样本信息

$$L(\theta') = p(X|\theta') = \prod_{i=1}^{n} p(x_i|\theta')$$
 (1)

贝叶斯公式的密度函数形式与离散形式,其中θ的条件分布称为θ的后验分布,集中了总体、样本和先验等三种信息中有关θ的一切信息,排除了与之无关的信息。一般先验分布π(θ)反映人们抽样前的认识,通过抽样信息(总体信息和样本信息)对先验进行调整形成后验分布。

$$\pi(\theta|\mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x}|\theta)\pi(\theta)}{h(\mathbf{x},\theta)} = \frac{p(\mathbf{x}|\theta)\pi(\theta)}{\int_{\Theta} p(\mathbf{x}|\theta)\pi(\theta)d\theta}$$
(2)

$$\pi(\theta_i|x) = \frac{p(x|\theta_i)\pi(\theta)}{\sum_j p(x|\theta_j)\pi(\theta_j)}$$
(3)

贝叶斯假设,对无信息时,可认为θ在区间(0,1)的均匀分布

$$\pi(\theta) = \begin{cases} 1, 0 < \theta < 1 \\ 0, \sharp \text{ th } \text{ fig. } \end{cases} \tag{4}$$

- 重要分布
  - 。 二项分布B(n, p): 重复n次独立的伯努利试验,每次试验的成功概率为p,当试验次数为1 时,二项分布服从0-1分布,其分布为:  $P(X=k)=C_n^kp^k(1-p)^{n-k}$ ,常用于观察单位只能具有相互对立的一种结果的猜测活动。
  - 。 指数分布: 描述泊松过程中的事件之间的时间的概率分布,即事件以恒定平均速率连续且独立地发生的过程, 具有无记忆的关键性质。常用于描述对发生的缺陷数或系统故障数的测量结果,但不能作为机械零件功能参数的分布规律。密度函数为:  $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ ; x > 0
  - 。 泊松分布 $P(\lambda)$ : 适合于描述单位时间内随机事件发生的次数。 概率函数为:  $P(X=k)=\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda};$ k=0,1.... 当二项分布的n很大而p很小时,泊松分布可作为二项分布的近似,其中 $\lambda$ 为np。
  - 。 **贝塔分布**,也称B分布,定义在(0,1) 区间的连续概率分布,其概率密度函数为:  $f(x;\alpha,\beta) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1} = \frac{1}{B(\alpha,\beta)}x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}$ ,其中**贝塔函数**  $B(\alpha,\beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}dx = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$ ,「为伽马函数  $\Gamma(x) = \int_0^{+\infty} t^{x-1}e^{-t}dt; (x>0),贝塔分布的核为\theta^{\alpha-1}(1-\theta)^{\beta-1}(注意区分二项分布的核 \theta^x(1-\theta)^{n-x}$ 中x为变量,贝塔分布中 $\theta$ 是变量)
  - 。 **伽马分布** $Ga(\alpha,\lambda)$ ,其中 $\alpha$ >0为形状参数, $\lambda>0$ 为尺度参数,其密度函数为  $p(x|\alpha,\lambda)=\frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}x^{\alpha-1}e^{-\lambda x}$ ,通过此可以得到 $Y=X^{-1}$ 的密度函数:  $p(y|\alpha,\lambda)=\frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}\frac{1}{y}^{\alpha+1}e^{\frac{-\lambda}{y}},称为$ **倒伽马分布** $记为<math>IGa(\alpha,\lambda)$
  - $\circ$  正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$ : 其概率函数为 $f(x)=rac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-rac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$
- 指数分布簇
  - 形如  $f_X(x|\theta) = h(x) g(\theta) \exp[\eta(\theta) \cdot T(x)]$

包含如正态分布、多项式分布、泊松分布、伽马分布、指数分布、贝塔分布和 Dirichlet分布等

### 共轭先验

- 设 $\theta$ 是<u>总体分布</u>中的参数(或参数向量), $\pi(\theta)$ 是 $\theta$ 的先验密度函数,假如由抽样信息算得的后验密度函数与 $\pi(\theta)$ 有**相同的函数形式**,则称 $\pi(\theta)$ 是 $\theta$ 的(自然)**共轭先验分布**。通过这种方式计算得到的后验分布的一些参数可以很好解释。共轭先验分布的选区是由似然函数所含的 $\theta$ 因式所决定,即选与似然函数( $\theta$ 的函数)具有相同核的分布作为先验分布。
  - 正态均值(方差已知)的共轭先验分布是正态分布。可以理解为:后验均值是在先验均值与样本均值间采取折衷方案,在处理正态分布时,方差的倒数发挥着重要作用,并称其为精度,则后验分布的精度是样本均值分布的精度与先验分布精度之和,增加样本量n或减少先验分布方差都有利于提高后验分布的精度。

先验知识
$$heta\sim N(\mu, au^2)$$
总体分布 $x\sim N( heta,\sigma^2)$ 样本 $\overline{x},\sigma_0^2=rac{\sigma^2}{n}$  (5)后验知识 $\pi( heta|m{x})\sim N(\mu_1, au_1^2)$ 

$$\mu_{1} = \frac{\frac{\mu}{\tau^{2}} + \frac{\overline{x}}{\sigma_{0}^{2}}}{\frac{1}{\tau^{2}} + \frac{1}{\sigma_{0}^{2}}}$$

$$\frac{1}{\tau_{1}^{2}} = \frac{1}{\tau^{2}} + \frac{1}{\sigma_{0}^{2}}$$
(6)

二项分布的成功概率θ的共轭先验分布是贝塔分布

先验 
$$\theta \sim Be(\alpha, \beta)$$
总体  $X \sim b(n, \theta)$  (7) 后验  $\pi(\theta|\mathbf{x}) \sim Be(\alpha + x, \beta + n - x)$  
$$E(\theta|x) = \frac{\alpha + x}{\alpha + \beta + n} = \frac{n}{\alpha + \beta + n} \frac{x}{n} + \frac{\alpha + \beta}{\alpha + \beta + n} \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$$
(8) 
$$Var(\theta|x) \approx \frac{1}{n} \frac{x}{n} (1 - \frac{x}{n})$$

。 常用共轭先验分布

表 1.3.1 常用共轭先验分布

总体分布	参数	共轭先验分布	
二项分布	成功概率	贝塔分布 Be(α,β)	
泊松分布	均值	伽玛分布 Ga(α,λ)	
指数分布	均值的倒数	伽玛分布 Ga(α,λ)	
正态分布(方差已知)	均值	正态分布 $N(\mu, \tau^2)$	
正态分布(均值已知)	方差	倒伽玛分布 IGa(α,λ)	

- 在单参数指数族场合,使用共轭先验分布得后验均值一定值于先验均值与样本均值(或样本方差等)之间。
- **后验分布的计算**: 由于m(x)不依赖于 $\theta$ , 在计算时仅起到正则化因子的作用,  $\pi(\theta|\mathbf{x}) \propto p(\mathbf{x}|\theta)\pi(\theta)$ , 其中各因子提取出仅与 $\theta$ 有关的称为核。计算时可以略去与 $\theta$ 无关的因子。
- 先验分布的选取,应以合理性作为首要原则

### 确定先验信息

超参数: 先验分布中所含的未知参数称为超参数。无信息先验分布一般不含超参数。

• 确定超参数的估计值

- 利用先验矩(根据历史若干个估计值,进行加工整理,得到相关值,估计值来源一般为专家 经验)
- 。 利用先验分位数 (确定两个分位数,得到方程式,解得相关值)
- 。 利用先验矩和先验分位数
- 多参数模型 (实际问题中常有多个未知参数, 而一般不关注的参数称为讨厌参数)
  - ullet 正态均值与正态方差的(联合)共轭先验分布为**正态-逆伽马分布**记为 $N-IGa(v_n,\mu_n\sigma_n^2)$
- 充分统计量
  - 。 设**x**是来自分布函数 $F(x|\theta)$ 的一个样本,T=T(x)是统计量,假如在给定T(x)的条件下,x的条件分布与 $\theta$ 无关的话,则称该统计量为 $\theta$ 的充分统计量。
  - 。 设x为密度函数 $p(x|\theta)$ 的一个样本,T(x)为 $\theta$ 的充分统计量的充要条件是,用样本分布 $p(x|\theta)$  算得的后验分布与统计量T(x)算得的后验分布是相同的。如二维统计量 $T=(\overline{x},Q)$ 恰好是量  $(\mu,\sigma^2)$ 的充分统计量。
  - 使用充分统计量可以简化数据、降低样本维数,从而简化后验分布的计算。

# 贝叶斯估计

• 条件方法

后验分布是在样本x给定下θ的条件分布,基于后验分布的统计推断就意味着只考虑已出现的数据(样本观察值),而认为<u>未出现的数据与推断无关</u>,这一重要的观点被称为"条件观点",基于这种观点提出的统计推断方法被称为**条件方法**。

### 贝叶斯估计

- 从后验分布中选用某个特征量作为 $\theta$ 的估计。使后验密度达到最大的值 $\theta_{MG}$ 称为最大后验估计;后验分布的中位数 $\theta_{Me}$ 称为 $\theta$ 的后验中位数估计;后验分布的期望值 $\theta_E$ 称为 $\theta$ 的后验期望估计,这三个估计也都称为 $\theta$ 的**贝叶斯估计**,记为 $\theta_B$ ,在不引起混乱时也记为 $\theta_0$ 。实际中,一般采用后验期望估计作为贝叶斯估计。
  - 。 估计的误差。取后验均值可使后验均方差达到最小。

定义 2. 2. 2 设参数  $\theta$  的后验分布  $\pi(\theta|x)$ ,贝叶斯估计为  $\hat{\theta}$ ,则 $(\theta-\hat{\theta})^2$  的后验期望

$$MSE(\hat{\theta}|\mathbf{x}) = E^{\theta|\mathbf{x}}(\theta - \hat{\theta})^2$$

称为 $\hat{\theta}$ 的后验均方差,而其平方根 $[MSE(\hat{\theta}|x)]^{\frac{1}{2}}$ 称为 $\hat{\theta}$ 的后验标准误,其中符号  $E^{\theta|x}$ 表示用条件分布 $\pi(\theta|x)$ 求期望,当 $\hat{\theta}$ 为 $\theta$ 的后验期望 $\hat{\theta}_E = E(\theta|x)$ 时,则

$$MSE(\hat{\theta}_E|\mathbf{x}) = E^{\theta|\mathbf{x}}(\theta - \hat{\theta}_E)^2 = Var(\theta|\mathbf{x})$$

称为后验方差,其平方根 $\left[\operatorname{Var}(\theta|\mathbf{x})\right]^{\frac{1}{2}}$ 称为后验标准差。

• 柯西分布 期望不存在

### 区间估计

对于区间估计问题,贝叶斯方法具有处理方便和含义清晰的优点,而经典方法寻求的置信区间常受到批评。

• 可信区间:

设参数 $\theta$ 的后验分布为 $\pi(\theta|x)$ ,给定样本×和概率 $\alpha$  (0< $\alpha$ <1),若存在这样两个统计量 $\theta_U$   $\theta_L$ ,使得  $P(\theta_L \leq \theta \leq \theta_U|x) > 1-\alpha$ ,则称区间[ $\theta_U$  , $\theta_L$  ]为 $\theta$ 的可信水平为 $1-\alpha$ 的贝叶斯可信区间,即参数 $\theta$ 的 $1-\alpha$ 的可信区间。仿照经典方法,可以得到 $1-\alpha$ 的单侧可信下限和 $1-\alpha$ 的单侧可信上限。

- 。 贝叶斯方法可信区间的寻求, 较经典统计方法更简单。
- 经典统计求得的是置信区间,而贝叶斯得到的是可信区间,可信区间更符合理解和解释。
- 最大后验密度(HPD)可信区间

区间长度最短,并把具有最大后验密度的点都包含在区间内,而区间外的点上的后验密度函数值不超过区间内的后验密度函数值

- 。 若后验密度函数是单峰对称的,则 $(1-\alpha)HPD$ 可信空间为等尾可信区间,单峰不对称需要计算机器辅助计算;多峰则可能出现可信区间不连续的情况。
- PS: 当后验密度函数出现多峰时,常常是由于先验信息与抽样信息不一致引起的,而共轭先验分布大多是单峰的,这必导致后验分布也是单峰的,它可能会掩盖这种不一致信息,故而要慎重对待和使用共轭先验分布。

### 假设检验

获得后验分布后,计算两个假设H0与H1的后验概率,然后比较两者的大小,即观察**后验概率比** $\alpha_0/\alpha_1$ ,从中选择最大概率的一方;但当两者相接近时需要进一步抽样或搜集信息。此种方法可推广到三个及以上的假设状况。

贝叶斯因子,既依赖于样本数据x,还依赖于先验分布π,这会减弱先验的影响,突出数据的影响;贝叶斯因子体现了数据支持某假设的程度。贝叶斯因子对样本信息变化的反应是灵敏的,而对先验信息变化的反应是迟钝的。

$$B^{\pi}(x) = \frac{\text{后验机会比}}{\text{先验机会比}} = \frac{\alpha_0/\alpha_1}{\pi_0/\pi_1} = \frac{\alpha_0\pi_1}{\pi_0\alpha_1}$$
 (9)

。 简单对简单 (参数假设为特定值)

$$B^{\pi}(x) = \frac{\alpha_0 \pi_1}{\pi_0 \alpha_1} = \frac{p(x|\theta_0)}{p(x|\theta_1)}$$
 (10)

复杂对复杂(参数假设为特定区间,使用g(θ)约束θ的范围表示θ的分布情况,特别的取两个 区间θ的极大似然估计代替g(θ)的加权结果可以得到经典统计的似然比统计量)

$$B^{\pi}(\mathbf{x}) = \frac{\alpha_0 \pi_1}{\alpha_1 \pi_0} = \frac{\int_{\theta_0} p(\mathbf{x} \mid \theta) g_0(\theta) d\theta}{\int_{\theta_1} p(\mathbf{x} \mid \theta) g_1(\theta) d\theta} = \frac{m_0(\mathbf{x})}{m_1(\mathbf{x})}$$

简单对复杂(综合前两种情况的思维,将特定值转化为以特定值附近区间)

$$B^{\pi}(\mathbf{x}) = \frac{\alpha_0 \pi_1}{\alpha_1 \pi_0} = \frac{p(\mathbf{x} | \theta_0)}{m_1(\mathbf{x})}$$

由于此类情况的贝叶斯因子计算简单,可以使用其计算得到θ的后验分布:

$$\pi(\boldsymbol{\Theta}_0 \mid \boldsymbol{x}) = \left[1 + \frac{1 - \pi_0}{\pi_0} \frac{1}{B^{\pi}(\boldsymbol{x})}\right]^{-1}$$

- 以上的三种可以拓展到多重假设问题,PS: 针对现实问题,需要根据已知的信息和分布特定,设定总体分布和先验函数。
- 预测(对随机变量未来观察值做出统计推断,一般先获得变量分布,再取期望、中位数、众数、一定区间等作为预测值)预测值的方差一般大于实测值的方差。
  - 如果无样本观察数据,则使用先验分布获得随机变量 x 的边缘分布m(x)。
  - 如果有样本观察数据,则使用先验分布求得后验分布,再计算随机变量 x 的后验预测分布  $m(x|\mathbf{x})$ 。

$$m(x|\mathbf{x}) = \int_{\theta} p(x|\theta) \pi(\theta|\mathbf{x}) d\theta$$

○ 如果有样本观察数据,并估计同参数的另一个随机变量,则使用先验分布获得随机变量 z 的后验预测分布m(z | x )。

$$m(z|\mathbf{x}) = \int_{\theta} g(z|\theta) \pi(\theta|\mathbf{x}) d\theta$$

- 似然原理 当x的样本值给出时,似然函数为 $L(\theta) = p(x|\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i|\theta)$  这是一个关于 $\theta$ 的函数,使似然函数在参数空间取最值的 $\hat{\theta}$ 称为最大似然估计。
  - 。 有了观测值后, 似然函数L(θ)包含了所有与试验有关的θ的信息;
  - ο 如果两个似然函数成比例,比例函数与θ无关,则两者包含θ的信息相同

## 先验分布的确定

- 主观概率(人们根据经验对一个事件发生可能性的个人信念,对取值范围是离散时更有效)
  - 。 对立事件比较
  - 专家意见(询问专家时需要设计好问题,并对专家有一定的了解便于修正形成自己的主观概率,或者向多个专家咨询综合修正)
  - 。 历史资料
- 利用先验信息(参数空间连续)
  - 等分区间统计各区间的频率, 绘制直方图
  - 。 选定先验密度后再估计超参数
  - 。 定分度与变分度
- 利用边缘分布m(x)
  - 边缘分布可以看作是混合分布(多个总体加权平均)的推广,如果p(x|θ)已知,则m(x)可以 反映先验函数的合理性;
  - $\circ$  把 $m^{\pi}$ 作为先验函数 $\pi$ 的似然函数,通过极大似然法选取 $\pi$ ,这种方法称为二型极大似然先验。如果先验密度函数形式已知,则求解先验函数中的超参数即可。
  - 矩方法(先验函数形式已知时,利用先验矩和边缘分布矩的关系建立方程寻求超参数的估计值)
- 无信息先验与广义先验分布

## 贝叶斯决策

- 决策三要素: 状态集合、行动集、收益函数Q
- 行动的容许性: 行动集中只存在容许的行动 (有选择地可能, 有存在地必要)
- 决策准则: 悲观准则(max min)、乐观准则(max max)、折中准则(乐观系数)

- 损失函数L = max(Q) Q "该赚却没赚到的钱"。损失函数包含了较多的信息,使用其做决策将更为 合理
- 先验期望准则:以收益函数在先验信息下得到的先验期望收益,取最大处为最优行动(与收益函数的原点和单位无关);或以损失函数在先验信息下得到的先验损失,取最大处为最优行动。两种方式只用到了先验信息,故只能使用正常的先验分布,而不能使用广义先验分布。
- 把损失函数引入贝叶斯统计推断,就构成了贝叶斯决策问题。
- 后验风险准则:损失函数对后验分布的期望称为后验风险R,以后验风险最小处为最优行动(和样本有关,故是一个决策函数),此时的决策函数为贝叶斯解。
- 决策函数 (从样本到决策的映射) 与决策函数类

# 贝叶斯小结

- 认识到贝叶斯学派的最基本的观点是:**任一个未知量∂都可看作一个随机变量,应该用一个概率分布 去描述对∂的未知状况。**
- 牢记贝叶斯原理的公式,分清离散与连续的区别和使用情景。

$$\pi(\theta|\mathbf{x}) = \frac{p(\mathbf{x}|\theta)\pi(\theta)}{h(\mathbf{x},\theta)} = \frac{p(\mathbf{x}|\theta)\pi(\theta)}{\int_{\Theta} p(\mathbf{x}|\theta)\pi(\theta)d\theta}$$
(11)

- 针对现实问题,需要根据已知的信息和分布特征,把握总体分布和先验函数形式。
- 牢记各种分布的函数的分布函数,核的形式,共轭先验分布,期望与方差,掌握利用似然原理计算后验的超参数,了解区间(0,1)上的均匀分布U(0,1)是贝塔分布Be(1,1),从U(0,1)中样本的第k个顺序量 $x_{(k)}\sim Be(k,n-k+1)$ ;

常见分 布	概率密度或概率函数	数学期望	方差	共轭先 验分布
均匀分布	$f(x)=1/(b-a), a\leq x\leq b$ ,	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	a=0 时,b 一 pareto 分布
二项分布	$P(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$	np	np(1-p)	p一贝 塔分布
泊松分 布	$P(X=k)=rac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$	λ	λ	λ—伽 马分布
指数分布	$f(x)=\lambda e^{-\lambda x}; x>0$ ,即 $Ga(1,\lambda)$	$1/\lambda$	$1/\lambda^2$	λ—伽 马分 布, 1/λ— 逆伽马 分布
正态分布	$f(x)=rac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-rac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	μ	$\sigma^2$	μ—正 态分 布; σ² —逆伽 马分布
贝塔分 布	$f(x;lpha,eta)=rac{\Gamma(lpha+eta)}{\Gamma(lpha)\Gamma(eta)}x^{lpha-1}(1-x)^{eta-1}$	lpha/(lpha+eta)	$\frac{lphaeta}{\left(lpha+eta ight)^2\left(lpha+eta+1 ight)}$	
伽马分 布	$p(x\mid lpha,eta)=rac{eta^lpha}{\Gamma(lpha)}x^{lpha-1}e^{-eta x}, x>0$	$\alpha/eta$	$lpha/eta^2$	
逆伽马 分布	$p(y\mid lpha,eta)=rac{eta^lpha}{\Gamma(lpha)}(1/y)^{lpha+1}e^{-eta/y},y>0$	eta/(lpha-1)	$\frac{\beta^2}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)}$	
卡方分 布	即 $Ga(n/2,1/2)$ ,n为自由度	n	2n	

• 正态分布作正态分布均值的共轭先验的性质(方差的倒数——精度可以看作是先验与样本精度的 和)

先验
$$heta \sim N(\mu, au^2)$$
总体分布 $x \sim N( heta, \sigma^2)$ 样本 $\overline{x}, \sigma_0^2 = rac{\sigma^2}{n}$  (12) 后验 $\pi( heta|m{x}) \sim N(\mu_1, au_1^2)$  
$$\mu_1 = rac{rac{\mu}{ au^2} + rac{\overline{x}}{\sigma_0^2}}{rac{1}{ au^2} + rac{1}{\sigma_0^2}}$$
 
$$rac{1}{ au_1^2} = rac{1}{ au^2} + rac{1}{\sigma_0^2}$$

• 贝塔分布作二项分布成功概率的共轭先验的性质( $\alpha$   $\beta$  分别可以看作实验成功次数与不成功次数的累积)

先验:
$$\theta \sim Be(\alpha, \beta)$$
总体: $X \sim b(n, \theta)$ 样本: $x$  (13)  
后验 $\pi(\theta|\mathbf{x}) \sim Be(\alpha + x, \beta + n - x)$ 

• 伽马分布对泊松分布强度的共轭先验的性质 ( $\alpha$   $\beta$  可以看作泊松分布样本信息和与样本量的累计)

先验: 
$$heta \sim Ga(lpha,eta)$$
总体:  $P(x=x)=rac{ heta^x}{x!}e^{- heta}$ 样本:  $m{x}$  (14)后验:  $heta \sim Ga(n\overline{x}+lpha,n+eta)$ 

• 伽马分布对指数分布的共轭先验的性质 ( $\beta \alpha$  可以看作泊松分布样本信息和与样本量的累计)

先验: 
$$\theta \sim Ga(\alpha, \beta)$$
总体:  $X \sim Exp(\lambda)$ 样本:  $\boldsymbol{x}$  (15)  
后验:  $\theta \sim Ga(\alpha + n, \beta + n\overline{x})$ 

- 认识到后验函数是样本信息与先验信息的综合,在后验的期望和方差中可以体现为加权或整合的形式,理解方差倒数作为精度的思维。
- 掌握常用的先验函数中超参数的求法: ML二型先验法和矩方法 (利用边缘函数m(x)极值或矩关系):
- 掌握常用的贝叶斯估计:后验期望估计(后验函数的期望)和最大后验估计(得到后验函数,求导取极值点)的求法。
- 区分样本均值的方差和样本的方差的不同,区贝叶斯估计中后验均方差与后验方差、后验标准误与后验标准差的不同。
- 理解假设检验中贝叶斯因子可以体现样本数据对原假设的支持程度

假设的形式	Bayes因子	说明	
简单假设对 简单假设	$B = \frac{\alpha_0 \pi_1}{\alpha_1 \pi_0} = \frac{p(x \mid \theta_0)}{p(x \mid \theta_1)}$	B的大小表示样本支持θ <sub>0</sub> 的程度。	
复杂假设对 复杂假设	$\boldsymbol{B} = \frac{\boldsymbol{\alpha}_0 \boldsymbol{\pi}_1}{\boldsymbol{\alpha}_1 \boldsymbol{\pi}_0} = \frac{\boldsymbol{m}_0(\boldsymbol{x})}{\boldsymbol{m}_1(\boldsymbol{x})}$	B可看作 $\Theta_0$ 与 $\Theta_1$ 上的加权似然比,它部分地消除了先验分布的影响,而强调了样本观察值的作用。	
简单假设对 复杂假设	$\boldsymbol{B} = \frac{\boldsymbol{\alpha}_0 \boldsymbol{\pi}_1}{\boldsymbol{\alpha}_1 \boldsymbol{\pi}_0} = \frac{\boldsymbol{p}(\boldsymbol{x} \mid \boldsymbol{\theta}_0)}{\boldsymbol{m}_1(\boldsymbol{x})}$	在实际应用中,可以先计 算B,再计算后验概率: $\boldsymbol{\alpha}_0 = \left[1 + \frac{1 - \boldsymbol{\pi}_0}{\boldsymbol{\pi}_0} \frac{1}{\boldsymbol{B}}\right]^{-1}$	

- 理解利用贝叶斯决策的方法来实现假设检验时,引入了贴合实际情况和目标的损失函数,从而提供了一个显著性水平的合理选取方法。
- 掌握收益函数 $Q(\theta,a)$ 和损失函数 $L(\theta,a)$ 的计算方式,区分 先验期望损失 与后验风险 $R(a\mid \boldsymbol{x})$  (损失函数 $L(\theta,a)$ 对后验分布 $\pi(\theta\mid \boldsymbol{x})$ 的期望)与完全信息期望EVPI (理想)
- 区分估计中的贝叶斯估计和决策中的贝叶斯估计的异同,在贝叶斯推断中定义了贝叶斯估计的概念,并没有结合实际的场景提出选取的方法而一般选取后验期望估计,决策中引入决策函数结合了具体的场景,并在行动集空间与参数空间同为某个实数集时,提出选取估计的依据为后验风险准则。
- 掌握计算贝叶斯决策中常用损失函数下的贝叶斯估计的方法:平方损失下的(均值或其变形)、绝对值损失下的(分位点)。  $\frac{dR}{d\delta}=\frac{dE(L(\theta,\delta)|x)}{d\delta}=0$

参考书籍:《贝叶斯统计》

部分练习习题: 1.2、1.4、1.8、**1.11**、1.13、1.19、**2.2**、2.5、**2.8、2.10**、3.12、5.12、例1.3.1

参考答案: https://wenku.baidu.com/view/4643d9c180eb6294dd886c66?fromShare=1

### 贝叶斯网络

 贝叶斯网络是用来表示变量间连接概率的图形模式,能表示复杂联合概率分布的紧凑表示形式,它 提供了一种自然的表示因果信息的方法,用来发现数据间的潜在关系。在这个网络中,用节点表示 变量,有向边表示变量的依赖关系,并使用条件概率表(CPT)来描述联合概率分布。

## 利用贝叶斯方法学习权重

贝叶斯方法考虑的权重空间(即权重的整个解空间上许多解)上权重的概率分布,通过先验和观测的新的数据,不断更新后验概率,使得权重逐渐集中到权重空间的局部上。

- 先验选择:一般选择性质较好的高斯分布
- 贝叶斯巧妙的将最大似然技术(误差平方和最小)和正则化(权重衰减)技术结合起来。当数据集较大,随着训练进行,上式中样本信息会随着增大并成为主导,同时先验的重要性逐渐减弱。当数据集较小的时候,先验在决定解就会起很重要作用。
- 很多情况下,积分是很难进行的,就需要通过近似方法来求解。 如使用泰勒展开保留2阶项来近似计算。

# 贝叶斯的简单运用

- 拼写检查
- 邮件分类