贝叶斯理论介绍

苏 毓 淞

清华大学社会科学学院政治学系副教授

贝叶斯理论研究及临床应用培训班@广西国际壮医医院

2020年12月19日



报告大纲

- 1 前言
- 2 贝叶斯方法
- 3 贝叶斯先验
- 4 MCMC 算法
- 5 结论与展望



三个应用方法

- 条件概率 (Conditional Probability) 的应用八十年代后期,重新获取得青睐。
- 三个主要的应用方法:
 - 1 贝叶斯方法 (Bayesian Methods)
 - 缺失数据插补 (Missing Data Imputation)
 - 3 因果推论 (Causal Inference)



三个盛行原因

- 方法和概念是旧的,但是学者们进入知行合一的阶段。
- 三个盛行原因:
 - 计算机硬件、软件发展的成熟,使得复杂条件式概率方程式的求解不再旷日费时
 - 受这批训练的学者逐渐投入教学工作,培养出的学生也纷纷投入这项研究
 - 方法本身符合社会科学研究的精神,使得研究者愿意舍简就繁。



基本概念

- 统计推论 (Statistical Inference): 从已知的资料 (y) 中去预测未知的资料 (y)。以数学式表达——ÿly。
- 条件概率 (Conditional Probability):
 - **1** 在已知的 y 的条件下, \tilde{y} 发生的概率为何。以数学式表达—— $p(\tilde{y}|y)$ 。
 - ② 从已知的资料 (y),去推导未知的资料 (y) 发生的似然 (Likelihood)。以数学式表达—— $p(y|\widehat{y})$ 。
- 似然 (Likelihood):假设未知资料已知的情况下,已知资料发生的概率。



应用实例

- 股票市场的指数预测
- 选举研究中的投票预测
- $\mathbf{p}(\theta|\mathbf{X})$



- 最大似然估计法 (Maximum Likelihood Estimation)
 - 似然函数: p(X|θ)

$$\widehat{\theta}_{\mathrm{MLE}} = \arg\max_{\boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}} \log \left[p(\mathbf{X}|\boldsymbol{\theta}) \right]$$

■ 贝叶斯方法 (Bayesian Method)

$$egin{aligned} p(heta|\mathbf{X}) &= rac{p(heta)p(\mathbf{X}| heta)}{p(\mathbf{X})} \ p(heta|\mathbf{X}) &\propto p(heta)p(\mathbf{X}| heta) \ \mathbf{X} &= \mathrm{log}(p(heta)p(\mathbf{X}| heta)) \ &= \mathrm{log}(p(heta)) + \mathrm{log}(p(\mathbf{X}| heta)) \end{aligned}$$



贝叶斯法则

$$p(\theta|\mathbf{X}) = \frac{p(\theta, \mathbf{X})}{p(\mathbf{X})} = \frac{p(\theta)p(\mathbf{X}|\theta)}{p(\mathbf{X})}$$

Т

$$egin{aligned} p(\mathbf{X}) &= \sum_{ heta} p(heta) p(\mathbf{X}| heta) \ &= \int p(heta) p(\mathbf{X}| heta) d heta \end{aligned}$$
 如果 $heta$ 是连续型变量

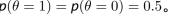
■ 因为省略了 p(X) , 称之为非正则化 (Unnormalized) 的后验分布:

$$p(\theta|\mathbf{X}) \propto p(\theta)p(\mathbf{X}|\theta)$$



贝叶斯法则应用案例:基因检测(θ 为离散型数据)

- 人的染色体组成男女不同,男性是 X-Y 染色体组成,女性则是 X-X 染色体组成。血友病 (Hemophilia) 是潜藏在 X 染色体的遗 传性疾病,所以男性如果 X 染色体有该基因,则会发病,女 性如果仅有1个X染色体有缺陷,则不会发病,但是如果两 组X都有血有病的基因存在,对于这种情况的女性是致命的。 我们来"预测"下任选一个女性 A 有血友病基因的概率 θ_{α}
- Prior: 假设女性 A 的兄长有血友病,那么他的妈妈肯定有一 个 X 染色体有缺陷,我们得知他们的父亲没有血友病,因此 女性 A 基因有缺陷的概率是 50%, 也就是说 $p(\theta = 1) = p(\theta = 0) = 0.5$





贝叶斯法则应用案例:基因检测 (θ) 为离散型数据)

■ Data, Model, Likelihood:假设女性 A 有两个儿子,两人(不是双胞胎)均没有血友病,则两个儿子不带有血有病基因的似然为:

$$\begin{aligned} & \Pr(\mathbf{y}_1 = 0, \mathbf{y}_2 = 0 | \theta = 1) = 0.5 \times 0.5 = 0.25 \\ & \Pr(\mathbf{y}_1 = 0, \mathbf{y}_2 = 0 | \theta = 0) = 1 \times 1 = 1 \end{aligned}$$

■ Posterior Distribution:应用贝叶斯法则,则女性 A 带有血友病基因的后验概率 $p(\theta=1|y)$ 为 (令 $y=(y_1,y_2)$):

$$p(\theta = 1|\mathbf{y}) = \frac{p(\mathbf{y}|\theta = 1) \Pr(\theta = 1)}{p(\mathbf{y}|\theta = 1) \Pr(\theta = 1) + p(\mathbf{y}|\theta = 0) \Pr(\theta = 0)}$$
$$= \frac{0.25 \times 0.5}{0.25 \times 0.5 + 1 \times 0.5} = \frac{0.125}{0.625} = 0.2$$



贝叶斯"学习"

- 贝叶斯使用"先验"结合"似然"求得"后验"的特性,使得 贝叶斯方法对于新数据的到来,富有弹性和包容的学习能力。
- 对于序贯、贯时数据贝叶斯法则可以进行便捷的"学习"。
- 贝叶斯 "学习": 旧数据所得的后验可以成为新数据的先验。

$$p(\theta|\mathbf{X}_1) \propto p(\theta)p(\mathbf{X}_1|\theta)$$

$$p(\theta|\mathbf{X}_1,\mathbf{X}_2) \propto p(\theta|\mathbf{X}_1)p(\mathbf{X}_2|\theta)$$

■ 时间序列数据: 预测股票市场表现。



贝叶斯"学习": 再访血友病案例

■ 假设女性 A 第三个儿子出生后,经检测也没有血友病,则则 女性 A 带有血友病基因的新后验概率 *θ* 为:

$$\Pr(\theta = 1|y_1, y_2, y_3) = \frac{p(\theta = 1|y_1, y_2)p(y_3|\theta = 1)}{p(y_3|\theta = 1)p(\theta = 1|y_1, y_2) + p(y_3|\theta = 0)p(\theta = 0|y_1, y_2)}$$
$$= \frac{0.20 \times 0.50}{0.50 \times 0.20 + 1 \times (1 - 0.20)} = 0.111$$



贝叶方法的一些基本逻辑

- 聚焦在以分布为主的推论
 - 参数的先验分布
 - 参数的后验分布
- 从观察到的数据更新先验(贝叶斯学习)
- 参数的先验分布大多来自于先前的知识
- 不依赖数据的来源是来自相同条件下无穷试验结果的假设



条件概率求解: 先验的使用

■ 当使用无信息先验 (Noninformative Prior)—— $p(\theta) \propto 1$,两个解法答案是一样的。

$$p(\theta|\mathbf{X}) \propto p(\theta)p(\mathbf{X}|\theta)$$
$$= p(\mathbf{X}|\theta)$$

- 共轭先验 (conjugate prior):能产生闭合形式解的先验,多数 情况下与似然同族的先验
- 弱信息先验 (weakly informative prior):不全然是无信息的先验,但是又与强先验有别,一般用来约束参数边界
- 超参数先验 (hyper-parameter prior):较为"科学"的贝叶斯介入手段,针对超参数给定先验,而给定非主要参数先验。



贝叶斯方法求解实例

 \blacksquare 在已知数据 X 为常态分布,标准差为 σ 的条件下,我们求解 **X** 未知的均值为 θ 。假设先验为 $p(\theta) \sim \mathcal{N}(\mu, \tau^2)$, $\theta | \mathbf{X}$ 的后验 分布为:

贝叶斯先验

$$\begin{split} & p(\theta|\mathbf{X}) \propto p(\mathbf{X}|\theta)p(\theta) \\ & \propto \underbrace{\prod_{i=1}^n \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\mathbf{x}_i - \theta)^2\right]}_{\text{似然函数}} \underbrace{\exp\left[-\frac{1}{2\tau^2}(\theta - \mu)^2\right]}_{\text{先验}} \\ & \propto \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{1}{\tau^2} + \frac{n}{\sigma^2}\right)\left(\theta - \frac{\frac{\mu}{\tau^2} + \frac{n\bar{\mathbf{x}}}{\sigma^2}}{\frac{1}{\tau^2} + \frac{n}{\sigma^2}}\right)^2\right] \end{split}$$

似然函数与先验的乘积





贝叶斯求解实例

■ 已知数据 X 的条件下, θ 的后验分布是

$$\hat{ heta} \sim \mathcal{N}\left(rac{rac{\mu}{ au^2} + rac{n\overline{\mathbf{x}}}{\sigma^2}}{rac{1}{ au^2} + rac{n}{\sigma^2}}, rac{1}{rac{1}{ au^2} + rac{n}{\sigma^2}}
ight);$$

- 有两个重要的特点:
 - **1** θ 是先验的均值 μ) 和已知数据 **X** 的均值 (x) 的加权平均 (Weighted Average)。
 - 2 $\lim_{\substack{n\to\infty\\n\to\infty}}\widehat{\mu}=\bar{x}, \lim_{\substack{n\to\infty\\n\to\infty}}=\sigma^2/n$ 。当已知数据数量够大 $(n\to\infty)$ 时,对于 θ 的后验分布来说,先验的影响力就相对不那么重要,已知数据的特性决定了 θ 的后验;相反,当数据数量不够多时,先验的选择则会大大地影响后验。



- 使用先验可以解决演算过程中,遭遇未知参数无法识别 (unidentifiable) 的问题。
 - 例子:我们想要知道中国 4 个直辖市在 2010 年对于中国整体 生产毛额总值的影响。
 - 收集这4个直辖市的数据进行分析。可能的变数有:人口数、可耕地面积、工业占所有行业比重、有无自然资源、人均教育水平、性别比等等。
 - 使用简单的回归分析 (如方程式 (1)),我们立即发现在只有 4 个直辖市的已知数据 (n=4),6 个变数 (K=6) 的情况下,未知数大于已知数 (n < K+1,1 为截距 β_0),方程式 (1) 中的 β' s 是无法求解的。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_{2i} + \ldots + \beta_{ki} + \epsilon_i, \qquad i = 1, \ldots, 4 \quad k = 1, \ldots, 6$$
(1)



K > N 的回归:数据

```
> pop <- rescale(c(5.4, 3.2, 6.5, 9.0))
> land <- rescale(c(2.3, 1.2, 0.5, 0.3))
> indus <- rescale(c(0.4, 0.3, 0.2, 0.15))
> resource <- c(0,1,1,0)
> eduyrs <- rescale(c(8.3, 9.4, 9.8, 13))
> gender <- c(0.3, 0.5, 0.4, 0.48)
> gdp <- rescale(c(5430, 6780, 5980, 10200))
> dat <- cbind.data.frame(gdp, pop, land, indus, resource, eduyrs, gender)</pre>
```



K > N 的回归: OLS 回归

```
> MO <- lm(gdp ~ pop + land + indus + resource + eduyrs + gender, data = dat)
> summarv(MO)
```

贝叶斯先验

Residuals:

ALL 4 residuals are 0: no residual degrees of freedom!

Coefficients: (3 not defined because of singularities) Estimate Std Error + walno Pr(\|+|)

	Latimate	Diu.	ELIUI	U	varue	11(/ 0)	
(Intercept)	2.706e-15		NA		NA	NA	
pop	-5.040e+00		NA		NA	NA	
land	2.369e+01		NA		NA	NA	
indus	-2.759e+01		NA		NA	NA	
resource	NA		NA		NA	NA	
eduyrs	NA		NA		NA	NA	
gender	NA		NA		NA	NA	

Residual standard error: NaN on O degrees of freedom

Multiple R-squared: 1, Adjusted R-squared: NaN

F-statistic: NaN on 3 and 0 DF, p-value: NA



```
> M1 <- stan glm(gdp ~ pop + land + indus + resource + eduvrs + gender.
     prior_intercept = normal(0,10), prior = normal(0,1), data = dat)
Estimates:
                         10%
                              50%
                                    90%
                   sd
             mean
(Intercept) 0.03 0.51 -0.61 0.01 0.68
           -0.25
                0.67 -1.03 -0.30 0.63
pop
land
           -0.21 0.80 -1.30 -0.17 0.80
indus
         -0.08 0.85 -1.14 -0.03 0.96
resource -0.33 0.56 -1.02 -0.34 0.40
            0.68
                0.71 -0.23 0.71 1.57
eduyrs
            0.31
                0.97 -0.95 0.32 1.47
gender
sigma
            0.33
                  0.29 0.06 0.25 0.72
Fit Diagnostics:
                      10%
                            50%
                                 90%
          mean
                sd
mean PPD -0.01
               0.31 -0.29 0.00 0.27
```

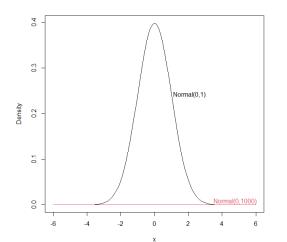


贝叶斯先验

```
> M2 <- stan_glm(gdp ~ pop + land + indus + resource + eduyrs + gender,
     prior_intercept = normal(0,1000), prior = normal(0,1000), data = dat)
Estimates:
                    sd
                         10%
                                   50%
                                           90%
             mean
(Intercept)
           -1.6
                    464.6 -593.2 -16.6
                                           587.8
            -18.7
                    474.0 -635.7
                                   -14.0
                                           595.9
pop
land
            -19.1 831.4 -1111.9
                                   -13.1 1026.0
indus
           -29.1 842.3 -1118.6
                                  -26.0
                                          1040.1
          -30.1
                    485.4 -636.9
                                   -45.3
resource
                                           594.1
eduyrs
            -39.5
                    550.4 -744.8
                                   -40.8
                                           654.6
gender
             39.6
                    946.4 -1152.1
                                    33.7 1259.0
              0.7
                      0.5
                             0.2
                                     0.5
                                            1.3
sigma
Fit Diagnostics:
          mean
                sd
                     10%
                           50%
                                90%
               0.6 -0.6
mean PPD 0.0
                          0.0
                               0.6
```



K > N 的回归:强信息先验 vs. 弱信息先验





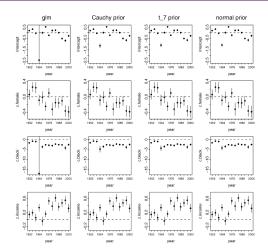


先验的功能:解决完美分离的问题

- 使用先验可以解决演算过程中,运算不稳定 (computation instability) 的问题。
- 例子:二元因变量在罗吉斯回归中,遭遇完美分离的自变量 而运算崩解。



解决完美分离的问题





解决完美分离的问题:数据

```
> n < 100
> x1 <- rnorm (n)
> x2 <- rbinom (n, 1, .5)
> b0 <- 1
> b1 <- 1.5
> b2 <- 2
> y <- rbinom (n, 1, invlogit(b0+b1*x1+b2*x2))
> y <- ifelse (x2==1, 1, y)
> dat <- cbind.data.frame(y, x1, x2)</pre>
```



贝叶斯先验

解决完美分离的问题: logistic 回归

```
> M1 <- glm (y ~ x1 + x2, family=binomial(link="logit"), data = dat)
glm(formula = y ~ x1 + x2, family = binomial(link = "logit"),
   data = dat)
           coef.est coef.se
(Intercept) 0.63
                    0.31
             0.73
                       0.36
x1
x2
            19.15 1463.99
 n = 100, k = 3
 residual deviance = 60.1, null deviance = 94.3 (difference = 34.1)
```



```
> M4 <- stan_glm(y ~ x1 + x2, family=binomial(link="logit"),
     prior = student_t(7,0,2.5), prior_intercept = student_t(7,0,10), data = dat)
Estimates:
                         10% 50%
             mean
(Intercept) 0.70  0.33  0.28  0.69  1.11
           0.74 0.34 0.33 0.72 1.18
x1
<sub>x</sub>2
           5.10 2.03 3.03 4.71 7.64
Fit Diagnostics:
          mean
                      10%
                            50% 90%
               0.0 0.8 0.8 0.9
mean PPD 0.8
```

贝叶斯先验



先验的功能: P 值的误区

- P 值在贝叶斯方法中是没有意义的。
- 使用强先验,统计显著性是可以唾手可得的。



P 值的误区:数据

```
n <- 100
a <- 1
b <- 2
x1 <- rnorm(n)
x2 <- rnorm(n)
y <- a + b*x1 + rnorm(100)
dat <- cbind.data.frame(y, x1, x2)</pre>
```



P值的误区: OLS回归



P 值的误区: 贝叶斯回归

```
data {
  int<lower=0> N;
  vector[N] x1;
  vector[N] x2;
  vector[N] y;
}
parameters {
  vector<lower=0.1>[3] beta;
  real<lower=0> sigma;
}
model {
  sigma ~ normal(0, 10);
  target += normal_lpdf(y| beta[1] + beta[2] * x1 + beta[3] * x2, sigma);
```



P 值的误区: 贝叶斯回归

```
> dataList <- with(dat, list("N"= n, "y" = y, "x1" = x1, "x2" = x2))
> BM01 <- stan(file = 'ols.stan', data = dataList, iter = 100, chains = 1)
> BM01 <- stan(fit = BM01, data = dataList, iter = 3000, chains = 3, cores = 3)
> print(BM01)
Inference for Stan model: ols.
3 chains, each with iter=3000; warmup=1500; thin=1;
post-warmup draws per chain=1500, total post-warmup draws=4500.
```

	mean	se_mean	sd	2.5%	25%	50%	75%	97.5%	n_eff	Rhat
beta[1]	1.05	0.00	0.11	0.84	0.98	1.05	1.12	1.27	3613	1
beta[2]	1.96	0.00	0.11	1.74	1.89	1.96	2.04	2.18	3980	1
beta[3]	0.16	0.00	0.05	0.10	0.12	0.15	0.19	0.28	3740	1
sigma	1.07	0.00	0.08	0.92	1.01	1.06	1.12	1.24	3963	1
lp	-150.13	0.04	1.55	-153.91	-150.92	-149.76	-148.99	-148.21	1511	1

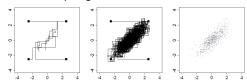
Samples were drawn using NUTS(diag_e) at Sun Nov 08 22:43:03 2020. For each parameter, n_eff is a crude measure of effective sample size, and Rhat is the potential scale reduction factor on split chains (at convergence, Rhat=1).



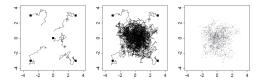
MCMC 算法 ●○

贝叶斯方法成功落地的原因

- 1990年后,两大运算法被重新介绍、梳理。
 - 1 Gibbs Sampling



2 Metropolis Hasting





贝叶斯方法成功落地的原因

- 大量软件问市: WinBUGS, OpenBUGS, JAGS, R2jags, rjags, MCMCpack, Stan
- Stan (Sampling through adaptive neighbors): http://mc.stan.org
 - No-U-Turn sampling algorithm, an extension of Hamiltonian sampling algorithm:
 - R包: rstan、rstanarm
 - 跨系统、跨平台、跨语言的贝叶斯软件





一些贝叶斯应用上的问题

- 先验的选择、敏感性分析 (sensitivity analysis)
- 模型检验、模型比较、交叉验证 (cross-validation)
- 后验预测检验 (posterior predictive check)、可视化呈现
- 模型收敛问题、参数重新调整 (re-parametrization)、变量标准化 (standardization)



小结

- 使用贝叶斯方法为条件概率求解提供了新的面貌。
- 先验的使用尤其解决了运算上许多难题。
- 让研究者成为更为诚实的科研人员。
- 计算机软、硬件突破性发展,让学者可以使用贝叶斯方法来 研究数据上更多的问题。



展望: 从贝叶斯方法的视角看待大数据

■ 研究前期探索

- large N data mining → pattern recognition → (somewhat) stronger informative prior
- 小数据方法验证大数据发现
 - 整合信息量大的先验,产出更合理精确的后验
 - 贝叶斯法则: posterior is the weighted average between the prior and the likelihood.
 - 贝叶斯学习
 - 贝叶斯后验预测
 - Ignorability



贝叶斯方法参考书

■ Gelman, Andrew et al, 2014, *Bayesian Data Analysis*, 3rd Edition, Chapman and Hall/CRC.

```
Texts in Statistical Science

Bayesian Data Analysis
Third Edition

The Comment of the Comment o
```



谢谢!欢迎提问!

