

概率论与数理统计总结

作为一个成绩呈指数分布的人来写总结，表示压力很大。

王晓峰老师讲课不错，但是很多内容书上没有，也不考。总结主要分如下几个部分：整体框架，重要的或者容易被遗漏的知识点，简单常用的东西就不罗列了，挑了一些典型题目供大家练手，最后是个人的复习建议。

整体框架

概率比统计比重大的多，第一章基本上就是从高中到大学的过渡，和实际结合较多，重点是全概率、贝叶斯、条件概率；第二章和第三章是概率也是全书的重点，离散变量——连续变量，分布——密度，期望——方差，都是基础；第四章大数定律就是证明，不会太 BT，知道切比雪夫和马尔科夫两个大数定律就行，中心极限定理只需会应用计算。

统计部分主要是点估计（矩估计、极大似然估计，相合性、无偏性、有效性三个评价标准），区间估计（枢轴量选取），假设检验。

老师说过不考的东西（讲了的）：伽玛、贝塔分布（考特殊情况，见后；个人认为负二项、超几何分布也不会考），弱收敛、强收敛，大样本置信区间、两个正态总体问题，多维正态貌似只考到二维。

TIPS

概率部分

- 从一开始就养成好习惯：区分大小写，大写表示随机变量，小写表示一个值，都用公式书写，不要和高中一样直接写数字，极易错且错了全没分
- 期望、方差
 - 期望另一种形式：

$$EX = \int_0^{+\infty} P(X > x)dx - \int_{-\infty}^0 P(X \leq x)dx$$
 主要应用于无密度的连续变量的计算，例题：第二次习题课第 5 题
 - 期望与方差相比最大好处在于其线性性，可以简化计算
 - $\text{Var}(X) = E(X - E(X))^2 < E(X - c)^2$ ，用此方法证明 P89 7,8
- 切比雪夫不等式、马尔科夫不等式的证明，尤其后者证明很典型：构造一个贝努力 0-1 分布，对不等式两边同时取期望，用此方法做 P89 9,10
- 无记忆性（就这两个）：指数分布($\min(X_1, X_2, \dots, X_n) \sim \text{Exp}(n\lambda)$), $\max(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 不服从，应用见第三次习题课答案最后一题最后一种解法)、几何分布
- 独立性
 - 证明不独立一般是举出反例（自己带入一组数）
 - 直观判断方法：P154 16 题：X、Y 独立 $\Leftrightarrow p(x, y)$ 可分离变量（边际密度不可为常数）
- X_i 独立同分布，最大值 $Y = \max(X_i)$ 、最小值 $Z = \min(X_i)$
 - $p_Y(y) = n[F(y)]^{n-1}p(y)$, $p_Z(z) = n[1 - F(z)]^{n-1}p(z)$
 - 离散变量：

$$P(Y = k) = P(Y < k + 1) - P(Y < k)$$

$$P(Z = k) = P(Z > k - 1) - P(Z > k)$$
 例题：第一次习题课第 5 题
 - 对于二变量（均为非负数）常用变换：

$$\text{最大值 } U = \frac{|X-Y|}{2} + \frac{X+Y}{2}, \text{ 最小值 } V = -\frac{|X-Y|}{2} + \frac{X+Y}{2}$$

注意到: $X+Y=U+V$, $XY=UV$, 取期望后依然成立

例题: 第四次习题课第 4、5 题, P182 12、29、44

- 对于(0,1)均匀分布: $E(X_{(1)}) = \frac{1}{n+1}$, $E(X_{(n)}) = \frac{n}{n+1}$, 其他均匀分布的 $E(X_{(1)})$ 和 $E(X_{(n)})$ 可通过线性变换求出, 十分常用, 强烈建议背下来, 例题: 第五次习题课第 1 题第 3 问

- $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$ 不独立, 例题: P300 12

- 伽玛分布 $Ga(\alpha, \lambda)$:

$$p(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} (x \geq 0)$$

注: 此处列出只是为了下面几个式子方便记忆, 考试不要求

- 各分布间的特殊关系

- $Ga(1, \lambda) = Exp(\lambda)$

- $Ga\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right) = \chi^2(n) = \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} e^{-\frac{1}{2}x} x^{\frac{n}{2}-1}$

- $X \sim Ga(\alpha, \lambda) \Rightarrow 2\lambda X \sim \chi^2(2\alpha)$

- $X \sim N(0, 1) \Rightarrow X^2 \sim \chi^2(1)$ 例题: P165 13

- 可加性 (前提: 独立)

- 泊松分布: $X \sim P(\lambda_1), Y \sim P(\lambda_2) \Rightarrow X+Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$ 。(注: $X-Y$ 不服从)

- 二项分布: $X \sim b(n, p), Y \sim b(m, p) \Rightarrow X+Y \sim b(n+m, p)$

- 正态分布: $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \Rightarrow X+Y \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$

- 伽玛分布: $X \sim Ga(\alpha_1, \lambda), Y \sim Ga(\alpha_2, \lambda) \Rightarrow X+Y \sim Ga(\alpha_1 + \alpha_2, \lambda)$

- χ^2 分布: $\chi^2(n_1) + \chi^2(n_2) + \dots + \chi^2(n_m) = \chi^2(n_1 + n_2 + \dots + n_m)$

- 指数分布:

$$\sum_{i=1}^m Exp(\lambda) = Ga(m, \lambda)$$

- 卷积公式: X, Y 独立, $Z = X + Y$,

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(z-u)p_Y(u)du$$

- 由联合密度求分布、概率、变换

- 就是二重积分, 强烈建议画出图形区域后积分, 十分容易在积分范围上出错, 尤其是分段积分, 如 P144 7、P164 9、10, 另外求边际密度也要注意分段, 如 P154 14(1)

- 变换时注意多对一的情形, 此时

$$f_{U,V}(u, v) = \sum f_{X,Y}(x, y) \frac{1}{\left| \frac{\partial(u, v)}{\partial(x, y)} \right|}$$

例题: 第三次习题课第 4 题

- 协方差、相关系数

- 协方差阵应用 (估计不考): P184 39

- 方差、协方差的性质，用于简化计算 P171
- 相关系数是标准化后的协方差，即

$$\text{Cov}(X^*, Y^*) = \text{Corr}(X, Y), \text{ 其中 } X^* = \frac{X - \mu_X}{\sigma_X}, Y^* = \frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y}$$

- 不等式证明常用： $|\text{Corr}(X, Y)| \leq 1$, $\text{Var}(X) = E(X^2) - EX^2 \geq 0$, 例题：P185 45
- 二维正态分布
 - $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 联合分布为 $N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, ρ 为相关系数
 - 独立等价于不相关
 - $aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2 + 2ab\rho\sigma_1\sigma_2)$ (不常用，可无视)
- 重期望公式： $EX = E(E(X|Y))$, 例题：第四次习题课第 3 题
- 随机个随机变量和的数学期望 (应该不考):

$$E\left(\sum_{i=1}^N X_i\right) = E(X_i)E(N), \text{ 例题：P198 13}$$

- 条件期望：例题：P198 12(参考书答案错，见第三次习题课答案最后一题)
- 中心极限定理：随机变量个数 n 应为常数 (不能是随机变量)，仔细体会第四次习题课第 8 题

统计部分

- 统计和概率区别
 - 不区分大小写，小写也可能是随机变量
 - 样本中的个体是分布和总体分布相同、相互间独立的随机变量
- 方差 (无偏方差) 定义： $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$
- 三大分布 (均以标准正态为基础)
 - χ^2 分布：非负值偏态分布， $E\chi^2 = n, \text{Var}(\chi^2) = 2n$, 例题：P300 6
常用结论： $\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 用于构造枢轴量 (σ, μ 均未知，估计 μ , 用于消去 σ)
 - F 分布：非负值偏态分布
 - t 分布：与标准正态十分类似
常用结论：(1) $\frac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu)}{s} \sim t(n-1)$; (2) $t^2 \sim F(1, n)$
- 常用结论
 - $E\bar{X} = EX$
 - $\text{Var}\bar{X} = \frac{\sigma^2}{n}$
 - $E(s^2) = \text{Var}X$
- 点估计
 - 矩估计：用样本平均值、方差近似总体均值、方差
核心式子：
$$\hat{E}(X) = \bar{x}, \hat{\text{Var}}(X) = s_n^2$$
 - 最大似然估计(MLE)：写出似然函数 (离散：得到当前样本的概率，连续：密度乘积)，求最大值点 (注意被估参数范围)
 - ◆ 有时候不是一个确定点，而是一个范围，例题：P292 9(2)，第五次习题课第 1 题第 2 问

◆ 不变性: $g(\theta)$ 的最大似然估计为 $g(\hat{\theta})$

■ 评价标准

◆ 相合性: 一般点估计都是相合估计

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} E(\hat{\theta}) = \theta, \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \text{Var}(\hat{\theta}) = 0$$

◆ 无偏性: 矩估计一般是无偏估计

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

如果不是无偏的, 一般方法做线性变换(不影响相合性)修正, 例题: 第五次习题课第 2 题

◆ 有效性: 比方差, 小的有效性好, 条件: $\hat{\theta}_1$ 和 $\hat{\theta}_2$ 是无偏估计

◆ 均方误差: $\text{MSE}(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2$, 从这个角度考虑, 无偏估计未必比有偏估计好

● 区间估计

■ 枢轴量 G 选取

- ◆ 一定含有样本值 (如 $\bar{x}, s, x_{(1)}, x_{(n)}$)
- ◆ 除此外只可含有被估参数, 即不可以含有任何其他未知参数
- ◆ 分布已知
- ◆ 最好关于被估参数是单调的

■ 适当选择 c 和 d , 使 $P(c \leq G \leq d) = 1 - \alpha$ 。尽量使区间长度 $d - c$ 小, 但很多情况下做不到, 因此取等尾置信区间, 即 $P(G < c) = P(G > d) = \frac{\alpha}{2}$

■ 根据 $c \leq G \leq d$ 反解出 θ 范围

■ 最好用 \bar{x} (有可加性的分布), 有时候 \bar{x} 分布不好求 (如均匀分布), 则选取 $x_{(1)}$ 或 $x_{(n)}$

● 假设检验

■ 主观理解: 用检测统计量构造一个拒绝域, 如果样本观测值落在该区域, 则拒绝原假设

■ 和区间估计的关系

- ◆ 检测统计量和枢轴量选取形式相同
- ◆ 在拒绝域内认为原假设假; 在置信区间里认为估计合理, 因此两个区间是互补关系

■ 记弃真概率 $\alpha(\theta)$, 存伪概率 $\beta(\theta)$, 势函数 $g(\theta)$, $H_0: \theta \in \theta_0$, $H_1: \theta \in \theta_1$

$$g(\theta) = \begin{cases} \alpha(\theta), & \theta \in \theta_0 \\ 1 - \beta(\theta), & \theta \in \theta_1 \end{cases}$$

两类错误的概率不能都非常小, 必会有一个过渡区间, 只能通过增大样本容量使图形变陡, 减小过渡区间长度。

复习建议

四个资料来源: 课本、习题解答、讲义、习题课。我的建议是过一遍书, 然后看习题解答上的纲要以及某些人的总结, 做一些书上的题目, 认认真真把习题课题目和答案全都看一遍到两遍, 此时问题基本不大了, 可以做一些往年考题, 最后有精力再浏览讲义。

最后祝大家好运!