

概率统计B

Probability and Statistics

张思容

zhangsirong@buaa.edu.cn

数学与系统科学学院, 北京航空航天大学
School of Mathematics and System Sciences, BUAA

September 22, 2014

lecture 2,3: 条件概率与独立性

- 1 概率的计算
 - 集合运算
 - 概率计算
- 2 条件概率
 - 条件概率
 - 全概率与贝叶斯公式
 - 计算与应用
- 3 独立性与系统
 - 独立性
 - 系统与试验
 - 习题答疑

Review: 回顾

RECALL:

- 概率模型=样本空间+概率律
- 公理化: 有限到无穷 (数学分析工具!)
- 计数方法与生日问题。

TODAY

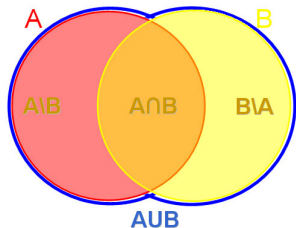
- 事件与集合, 配对问题;
- 计算公式: 加法和乘法;
- 条件概率 \rightarrow 统计推断。

EXAMPLE (赌牌游戏)

有三张牌: 一张两面都是红的, 一张两面都是黑的, 一张两面是一红一黑。随机取出一张, 如果正面是红的, 反面是黑还是红? 怎样赢钱?

事件与集合

- 集合 Ω : $\omega \in \Omega$ 集合中的元素存在唯一判别法则;
记子集 $A = \{\omega | \omega \in A\}$. 记为 $A \subset \Omega$;
- 集合运算: $\bar{A} = \Omega - A$, 乘法 $A \cap B = AB$,"加法" $A \cup B$, 减法 $A - B = A\bar{B}$
对应的事件意义?
- 不相容事件: $A \cap B = \emptyset$.
对立事件: \bar{A}
- 集合运算的规律: 交换律, 结合律;
Venn韦恩图
- 有用公式:
 $A \cup B = A + \bar{A}B$, $A = AB + A\bar{B}$
De-Morgan公式:
 $\overline{\bigcup_{j=1}^n A_j} = \bigcap_{j=1}^n \bar{A}_j$.



配对问题

EXAMPLE (配对问题)

任意 n 个同学交了 n 本作业，随机每人发回一本作业，试求有 $k = 0, 1, 2, \dots, n$ 个同学得到自己作业的概率？简单情形： $n = 2$, $n = 3$,

解答.

设 $n = 3$, 记三个人 A, B, C , 作业 a, b, c , Ab 表示 A 拿到 b 的作业。

样本空间: $\Omega = \{AaBbCc, AaBcCb, AbBaCc, AbBcCa, AcBbCa, AcBaCb\}$

事件: $X = k$ 个同学配对成功; $k = 0: X = \{AbBcCa, AcBaCb\}$

$k = 1: X = \{AaBcCb, AbBaCc, AcBbCa\}$

$k = 2: X = \emptyset; k = 3: X = \{AaBbCc\}$

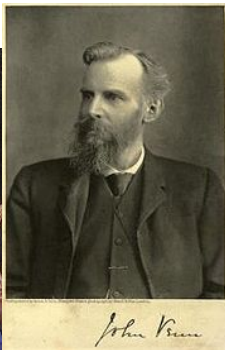
古典概率计算有 $P(\{X = 0\}) = \frac{1}{3}, P(\{X = 1\}) = \frac{1}{2},$
 $P(\{X = 2\}) = 0, P(\{X = 3\}) = \frac{1}{6},$



n 变大时，情况迅速变复杂(样本空间大小 $n!$)! 见后续讲解。

概率律的指定：古典vs 频率学派

P.Laplace VS J.Venn



概率的真实大小？

- 投硬币：coin flipping 正面的概率？
- 拉普拉斯：1/2
- De Morgan 德摩根：1061/2048
- 蒲丰Buffon：2048/4040
- John Kerrich：5067/10000
- K Pearson：12012/24000, Feller：4979/10000;

古典模型：集合中每个元素(基本事件或样本点)的概率一样；

频率学派：基本事件的概率由大量数据的决定。

计数方法 counting

Theorem (乘法原理)

完成一件事要 k 步，每一步分别有 $n_1, n_2, n_3, \dots, n_k$ 方法，则完成这件事的方法共有 $n = n_1 \cdot n_2 \cdots n_k$.

基本结果:

- (m次试验): 从 n 个元素中有放回的每次取一个；取出 m 个元素,排成一列；共有 n^m 种可能；不同排列是等可能的；
- (m元排列) 从 n 个元素中无放回的每次取一个；取出 m 个元素,排成一列；共有 $A_n^m = \frac{n!}{(n-m)!}$ 种可能；不同排列是等可能的；
- (m元组合) 从 n 个元素中无放回的每次取一个；取出 m 个元素,放在一组；共有 $C_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!}$ 种可能；不同组合是等可能的；

例子: (集合子集的个数) 集合有 n 个元素，则所有子集的个数为 2^n 。利用：组合数即二项式系数，由二项式展开 $(x + y)^n = \sum C_i^n x^i y^{n-i}$ 可得。

加法公式：从基本事件到复杂事件

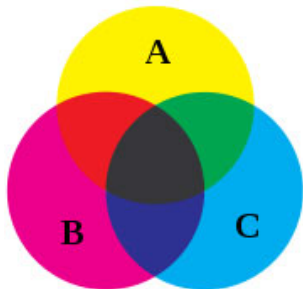
Proposition (加法公式)

- ① $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$;
- ② $P(A_1 \cup A_2 \cup A_3) = \sum P(A_i) - \sum P(A_i A_j) + P(A_1 A_2 A_3)$;

- ③ *Jordan* 约旦公式:

$$P(\bigcup_{i=1}^n A_i) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} p_k;$$

$$\text{其中 } p_k = \sum P(A_{i_1} A_{i_2} \dots A_{i_k}).$$



证明(1).

$$\begin{aligned} P(A \cup B) &= P(A + \bar{A} \cap B) = P(A) + P(\bar{A}B) \\ &= P(A) + P(\bar{A}B) + P(AB) - P(AB) = \\ &= P(A) + P(B) - P(AB) \end{aligned}$$



再谈：配对问题

EXAMPLE (配对问题)

任意 n 个同学交了 n 本作业，随机每人发回一本作业，问没有一个同学得到自己作业的概率？ n 无穷大时，概率是多少？

解答.

(对立事件 \bar{A})计算至少有一个人得到自己的作业的概率. 设 E_i 是第 i 个人得到自己作业的事件; 则 $\bar{A} = \bigcup_{i=1}^n E_i$.

Jordan公式: $P(\bar{A}) = P(\bigcup_{i=1}^n E_i) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} p_k$,

$p_k = \sum P(E_{i_1} E_{i_2} \dots E_{i_k})$.

记结果为 $(1, 2, 3, \dots, n)$, $(E_{i_1} E_{i_2} \dots E_{i_k})$ 为其中 k 个人拿到自己作业; 剩下 $n-k$ 个任意排列; 样本空间是 n 个任意排列, 断

定: $P(E_{i_1} E_{i_2} \dots E_{i_k}) = \frac{(n-k)!}{n!}$

另外: n 中选 k 个人共有 C_n^k 可能; Jordan公式中每一项求和有 $p_k = \frac{1}{k!}$

$P(\bar{A}) = 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{n-1} \frac{1}{n!}$, $P(A) = 1 - P(\bar{A})$.

特别: n 充分大时, $P(A) \approx e^{-1} \approx 0.3678$.



产品检验

EXAMPLE (超几何分布)

假设 N 个产品中有 M 个次品,抽取 n 件产品检验, 其中恰有 m 件次品的概率。

Proof.

A_m 是恰有 m 件产品的事件($m \leq n$).

$$P(A_m) = \frac{C_M^m C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}$$



排列组合续：分组问题

- (m 次试验): 从 n 个元素中有放回的每次取一个; 取出 m 个元素, 排成一列; 共有 n^m 种可能; 不同排列是等可能的;
- (m 元排列) 从 n 个元素中无放回的每次取一个; 取出 m 个元素, 排成一列; 共有 $A_n^m = \frac{n!}{(n-m)!}$ 种可能; 不同排列是等可能的;
- (m 元组合) 从 n 个元素中无放回的每次取一个; 取出 m 个元素, 放在一组; 共有 $C_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!}$ 种可能; 不同组合是等可能的;
- (k 重分组) 将 n 个元素分成不同的 k 组, 不考虑每组中的元素次序; 第 i 个组恰有 n_i 个元素的可能分组为 $\frac{n!}{n_1!n_2!\dots n_k!}$ 种可能; 不同分组是等可能的;

例子: 导师有4个研究生12个本科生, 分配到4个项目中, 随机分配, 问每个项目正好有一个研究生的概率?

Proof.

样本空间大小: $\frac{16!}{4!4!4!4!}$.

事件大小: $\frac{12!}{3!3!3!3!} \cdot 4!$. 概率 $P(A) = \frac{64}{455}$ □

Review: 回顾

- 计算公式: 加法公式 $P(A \cup B) =$
- 乘法公式 $P(A \cap B) = ?$
- 条件概率 \rightarrow 统计推断。
不断通过新的信息获得正确的
概率推断!

EXAMPLE (赌牌游戏)

有三张牌: 一张两面都是红的, 一张两面都是黑的, 一张两面是一红一黑。随机取出一张, 如果正面是红的, 反面是黑还是红?
怎样赢钱?

赢钱策略: 永远赌反面和正面一样!

条件概率的定义

EXAMPLE (概率的变化)

掷骰子一次，结果为6的概率为 $\frac{1}{6}$ 。如果已知结果为偶数，结果为6的概率为 $\frac{1}{3}$ 。如果已知结果比4小呢？

解释：概率空间发生了变化。

Definition (条件概率)

设 A, B 是事件，已知 A 发生， B 发生的概率记为 $P(B|A)$ 。其公式为

$$P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}, \text{ 其中 } P(A) > 0.$$

- 古典模型解释: $P(A \cap B) = \frac{\#(A \cap B)}{\#\Omega} = \frac{\#(A \cap B)}{\#A} \cdot \frac{\#A}{\#\Omega} = P(A)P(B|A)$
- 公理化模型 \rightarrow 定理: 记 $P_A(B) = P(B|A)$, P_A 是一个概率(满足概率公理);

条件概率是一个概率律! ***

Theorem (条件概率)

条件概率满足概率公理化的三个条件。

- 非负: $P_A(B) \geq 0$
- 归一化: $P_A(\Omega) = 1$
- (可列) 可加性 $P_A(B \cup C) = P_A(B) + P_A(C)$.

Corollary (条件概率下的条件概率)

设有事件 A, B, C , 已知 A 发生, 有条件概率 P_A , 又已知 B 发生, 有条件概率 P_{AB} , 则 $P_A(C|B) = P_{AB}(C)$.

乘法公式

Proposition (乘法公式)

$P(A \cap B) = P(A)P(B|A) = P(B)P(A|B)$, 可以推广到 n 个事件。
 $P(A_1 A_2 \dots A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1) \dots P(A_n|A_1 A_2 \dots A_{n-1})$

EXAMPLE (扑克)

一副牌(52张)连续抽三张都不是红桃的概率?

Proof.

设 A_1, A_2, A_3 表示第 i 张牌不是红桃。

$$P(A_1) = \frac{39}{52}, P(A_2) = ?$$

$$P(A_2|A_1) = \frac{38}{51}, P(A_3|A_1 A_2) = \frac{37}{50}$$

则 $P(A_1 A_2 A_3) = P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 A_2)$. □

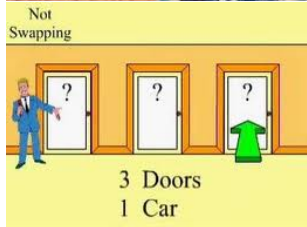
第二次作业

北航教材:

习题一. 11,16,18, 24,26,28

Monty Hall 三门问题

Monty Hall: 美国电视节目主持人。



问题：有三扇门，其中一个后面有大奖(汽车)。幸运观众选好一个门后，主持人打开一扇门，显示其中没有奖，问该观众应该坚持原来的选择还是改变选择？

- 答案：永远应该改变选择！
- 概率分析：坚持(一种可能) \rightarrow 赢奖概率 $1/3$ ，改变(两种可能) \rightarrow 赢奖概率 $2/3$
- 理解性解释：假设有一万扇门，选定一个门后，主持人打开所有9998扇门，只剩一扇门，是否改变选择？
- 条件概率分析：假设 $C = 1, 2, 3$ 表示汽车在那个门, $S = 1, 2, 3$ 表示观众的选择, $H = 1, 2, 3$ 表示主持人打开的门。
 设 $S = 1, H = 3$,
 计算概率 $P(C = 2 | H = 3, S = 1) = 2/3$ 。

Review: 回顾

Remark (作业事宜)

RECALL:

- 概率模型=样本空间+概率律
- 计算: 加法公式, 乘法公式, 条件概率
- 例子: 配对问题,

TODAY

- 全概率, 贝叶斯公式;
- 计算例子: 抽样原理, 保险评估, 假阳性之谜;
- 条件概率与独立性。
- 真实世界的概率模型?
影响因素极多(独立性) → 简化模型
- 例子: 系统与重复试验

全概率公式

Proposition (全概率公式)

$P(B) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A})$, 可以推广到 n 个互不相容事件 (满足 $\bigcup A_i = \Omega$)。

证明: $P(B) = P(B \cap \Omega) = P(B \cap (A \cup \bar{A}))$

$$P(B) = P(BA) + P(B\bar{A}) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A})$$

EXAMPLE (风险评估)

保险公司认为开车者分为两类。一类容易出事故，一类为安全者。统计发现容易出事故在一年内发生事故的概率是 0.4 ；安全者为 0.2 。设第一类人口比例为 30% 。现有一个新司机买保险，问他在一年内出事故的概率是多少？如果他一年内出了事故，他是容易出事故者的概率是多大？

解答：记 A = 容易出事故者； B = 一年内发生事故；

$$(1): P(B) = P(B|A)P(A) + P(B|\bar{A})P(\bar{A}) = 0.4 \times 0.3 + 0.2 \times 0.7 = 0.26$$

$$(2): P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A)P(B|A)}{P(B)} = 6/13.$$

Bayes 概率与因果推理 ***

Thomas
Bayes(1702-1761)



Theorem (贝叶斯定理)

$$P(A|B) = \frac{P(A)P(B|A)}{P(B)} = P(A) \frac{P(B|A)}{P(B)}.$$

Proof: $P(AB) = P(A|B)P(B) = P(B)P(B|A)$

- 设 A 是原因, B 是结果。已知 B 发生, 推断 A 是否发生?
- 称 $P(A)$ 是先验概率 (prior), $P(A|B)$ 是后验概率 (posterior). $P(B|A)$ 是似然性 (likelihood), $P(B)$ 是边缘概率 (marginal).
- 贝叶斯推断: 新的事件或信息 B 改变了 A 的概率 (贝叶斯定理)。→ 通过更多信息得到更确切的原因判断.

贝叶斯公式

Proposition (贝叶斯公式(逆概率公式))

$P(A|B) = \frac{P(A)P(B|A)}{P(A)P(B|A)+P(\bar{A})P(B|\bar{A})}$, 可以推广到 n 个互不相容事件。

[证明]: 全概率公式有 $P(B) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A})$, 代入贝叶斯定理可得。

EXAMPLE

赌牌游戏: 有三张牌。一张两面都是红的, 一张两面都是黑的, 一张两面是一红一黑。随机取出一张, 如果是红的, 反面是黑的概率多大?

记牌为 RR, RB, BB , 取出的牌朝上为红事件为 A ,

$$P(RB|A) = \frac{P(RB \cap A)}{P(A|RR)P(RR)+P(A|RB)P(RB)+P(A|BB)P(BB)} = 1/3.$$

抽签原理

EXAMPLE (抽签原理)

n 个签中有 m 个为中奖。有放回的抽签：任一次中奖的概率为 m/n 。无放回的随机抽签，任一次的中奖概率也是 m/n 。即抽奖与次序无关！

Proof.

有放回情形：显然任一次概率 m/n 。

无放回情形：记 A_k 表示第 k 次中奖的事件。则 $P(A_1) = \frac{m}{n}$ 。

数学归纳法：设 $P(A_{k-1}) = m/n$ ，对所有 m, n 都成立，则用全概率公式

$$P(A_k) = P(A_k|A_1)P(A_1) + P(A_k|\bar{A}_1)P(\bar{A}_1)$$

$$P(A_k) = \frac{m-1}{n-1} \frac{m}{n} + \frac{m}{n-1} \frac{m}{n-1} = m/n.$$

直接证明：设第 k 次中奖，样本空间为 n 个取 k 个的排列共 A_n^k 。事件 A_k ，第 k 次抽奖中奖的可能性为 m 种；其余 $k-1$ 个任意排列共 A_{n-1}^{k-1} 。

$$P(A_k) = m * A_{n-1}^{k-1} / A_n^k = m/n.$$



假阳性之谜

医学里诊断疾病时对某种化验结果或试验结果，也有阴阳性的区分。阳性表示体内有某种病原体存在或者对某种药物有过敏反应。

EXAMPLE (疾病判断)

已知人群中某种疾病的发病率是0.1%。有个抽血试验可以诊断该疾病，但准确率是90%(有病为阳性或无病为阴性的概率)。有个人(甲)抽血试验为阳性，问医生有多大把握(概率)判断这个人有该疾病？

解答.

记 A = 甲患病， B = 甲的试验结果阳性；

$$P(A) = 0.001, P(B|A) = 0.9, P(B|\bar{A}) = 0.1$$

$$P(A|B) = \frac{0.001 \times 0.9}{0.001 \times 0.9 + 0.999 \times 0.1} \approx 0.0089$$



罕见病的检验结果更有可能是假阳性!

独立性的定义

Definition (两个事件独立)

如果 A, B 满足 $P(AB) = P(A)P(B)$, 称事件 A, B 互相独立。

- 条件概率解释: 如果 A, B 独立($P(A) > 0$), 则 $P(B|A) = P(B)$ 。
- 理解: 不相容事件($A \cap B = \emptyset$) 不相互独立!
- 必然事件 Ω 和不可能事件 \emptyset 与任何事件相互独立。
- 如果 A, B 独立, 则 \bar{A}, B 相互独立.
- 例子: 掷骰子: $A =$ 结果为偶数; $B =$ 结果为三的倍数。问 A, B 是否独立?
正四面体, 正八面体骰子呢?

独立性的判断

EXAMPLE

掷骰子两次，事件 A = 第一次为1，事件 B = 第二次为6， A 与 B 是相互独立。记事件 C = 两次的和为7， A 与 C 是否相互独立？

Proof.

$$P(A = 1, B = 6) = \frac{1}{36} = P(A = 1)P(B = 6)$$

$$P(A = 1, C = 7) = \frac{1}{36} = P(A = 1)P(C = 7)$$



问题：已知 C 发生， A, B 独立吗？

多次事件的独立性

EXAMPLE (条件影响独立)

掷硬币两次。事件 A = 第一次为正面 H , 事件 B = 第二次为正面 H , 事件 C = 两次的结果不同, 如果已知 C 发生, 问 A, B 是否相互独立?

解答 $P(A|C) = P(A) = 1/2, P(B|C) = P(B) = 1/2,$
 $P(AB|C) = 0 \neq P(A|C)P(B|C).$

事实上 A, B, C 两两独立但三个不独立。

Definition (n个事件独立)

如果 A_1, A_2, \dots, A_n 满足, 任取其中 $k (1 \leq k \leq n)$ 个事件, 有
 $P(A_{i_1} A_{i_2} \cdots A_{i_k}) = P(A_{i_1})P(A_{i_2}) \cdots P(A_{i_k}).$ 称 A_1, A_2, \dots, A_n 相互独立。

- n 次独立试验; n 次无放回抽样?
- 所有事件相互独立 \rightarrow 任意两组事件相互独立。
- 理解: 两两相互独立不一定是所有事件相互独立。

系统的可靠性

EXAMPLE (系统)

系统有若干元件组成，系统的可靠性由元件的可靠性和系统的结构(网络)共同决定。

- 基本假定：所有元件是相互独立的。
- 连接方式：并联或串联。

设每个元件正常工作的概率为 $P(A_i)$ 。

概率公式：串联系统： $P(A_1 A_2 \cdots A_n) = P(A_1)P(A_2) \cdots P(A_n)$ 。

并联 $P(A_1 \cup A_2 \cdots \cup A_n) = 1 - (1 - P(A_1))(1 - P(A_2)) \cdots (1 - P(A_n))$ 。

EXAMPLE (教材P22,例4)

$2n$ 个元件可以组成两个系统，比较两个系统的可靠性。

独立试验与二项概率模型

EXAMPLE (教务网站堵塞)

设教务网站有 c 个服务器，每个可以处理100个网页访问请求，用户帐号为 n 个。如果固定时间段内每个帐号访问的概率是 p ，问网站堵塞的概率？（即服务器不够用）。

- 基本假定：所有帐号访问是独立的。
- 固定时间段内访问帐号的个数记为 X ，则 $P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$
- 网站堵塞的概率 $P = \sum_{i=100c}^{\infty} P(X = i)$
- 若 $c = 15$, $n = 20000$, $p = 0.1$ 呢？

一般称 n 次重复试验结果出现 k 次的概率为二项概率。

作业

第三次作业： 北航教材： P35 习题一. 31, 35,38,39,40

