第一章概率

Monty Hall Problem

Monty Hall Problem 源自美国电视娱乐节 目,曾在全美引起了 相当大的争论。最后 以该节目主持人的名 字将该问题命名为 Monty Hall Problem。



例(抽门票、续)在M个人抽N张门票的问题中, 若某人第k个抽,但在此之前已知前k-1个均未抽到门 票,问此时他抽到的概率是否有变化?

分析 设A: "第k个人抽到门票"

B: "前k-1个人均未抽到门票"

此时A发生的概率显然为 $\frac{N}{M-k+1}$, 即发生了变化.

直观分析:此时的概率应与P(B), P(AB)均有关:

$$P(B) = \frac{\binom{M-k+1}{N}}{\binom{M}{N}}, \quad P(AB) = \frac{\binom{M-k}{N-1}}{\binom{M}{N}}$$

$$\overrightarrow{P(AB)} = \frac{\binom{M-k}{N-1}}{\binom{M-k}{N-1}} = \frac{N}{M-k+1}$$

大泉泉泉之的概率,

文为P(AB).

记为P(A B).

(一)条件概率

定义 设A,B是两个事件, 且P(B) > 0,记 $P(A \mid B) \triangleq \frac{P(AB)}{P(B)}$

称为在事件B发生的条件下事件A发生的条件概率.



- ② 当P(B) = 0时,条件概率 $P(A \mid B)$ 毫无意义
- ② 条件概率 $P(A \mid B)$ 的直观理解:

B 发生带来的"信息"对A的"推断"的新认识

- ③ "A | B"不是一个事件.
- $P(A \mid B) \geq P(A \mid B)$

条件概率 $P(\cdot|B)$ 的基本性质:设P(B) > 0,有

- 规范性 对于必然事件Ω有P(Ω | B) = 1
- 可列可加性 设(A_k)是两两不相容事件列,则有

$$P\left(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_{k} \mid B\right) = \sum_{k=1}^{\infty} P\left(A_{k} \mid B\right)$$

$$P(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k \mid B) = \frac{P\{(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k) \cap B\}}{P(B)} = \frac{P\{\bigcup_{k=1}^{\infty} (A_k \cap B)\}}{P(B)}$$

 $: \{A_k\}$ 两两不相容 $: \{A_k \cap B\}$ 亦两两不相容

$$\therefore P(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k | B) = \frac{\sum_{k=1}^{\infty} P(A_k \cap B)}{P(B)}$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{P(A_k B)}{P(B)} = \sum_{k=1}^{\infty} P(A_k | B)$$

条件概率 $P(\cdot|B)$ 的基本性质:设P(B) > 0,有

- 规范性 对于必然事件Ω有P(Ω | B) = 1
- 可列可加性 。设(A_k)是两两不相容事件列,则有

$$P\left(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_{k} \mid B\right) = \sum_{k=1}^{\infty} P\left(A_{k} \mid B\right)$$

分析: B已发生,所以样本空间变为

事件域

$$\tilde{\Omega} \quad \Box \quad B \cap \Omega$$

$$\tilde{A}$$
 \Box $B \cap A = \{B \cap A \mid A \in A\}$ $(A 是 \Omega 的事件域)$

对于事件 $A \in \tilde{A}$ 概率为

$$P_{B}(A) \square P(A \mid B)$$

(二)乘法定律(公式)

由条件概率
$$P(A \mid B) = \frac{P(AB)}{P(B)} (P(B) > 0)$$
推得乘法公式
$$P(AB) = P(A \mid B)P(B)$$

对称地有

$$P(AB) = P(B|A)P(A)$$
 深法公式的意义?

 $= P(A \mid B)P(B) (P(A) > 0, P(B) > 0)$

例 第一个袋中有黑、白球各2只,第二个袋中有黑、白球各3只.先从第一个袋中任取一球放入第二个袋中,再从第二个袋中任取一球.求第一、二次均取到白球的概率.

解 记A_i = { 第 i 次取到白球 } , (i = 1,2).则

$$P(A_1) = \frac{1}{2}, P(A_2 | A_1) = \frac{4}{7}$$

由乘法公式求得

$$P(A_1A_2) = P(A_2 | A_1)P(A_1) = \frac{1}{2} \cdot \frac{4}{7} = \frac{2}{7}$$

条件概率乘法公式的说明

② 在概率论发展初期,古典概型中的加法公式 $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$

及乘法公式

$$P(AB) = P(A \mid B)P(B)$$

是概率论的两条基本定理,是概率论深入发展的起点

② 一般地, 若 $P(A_1A_2 \cdots A_{n-1}) > 0$,则 $P(A_1A_2 \cdots A_n) = P(A_n | A_1A_2 \cdots A_{n-1})P(A_1A_2 \cdots A_{n-1})$ $= \cdots = P(A_n | A_1A_2 \cdots A_{n-1})P(A_{n-1} | A_1A_2 \cdots A_{n-2})$ $\cdots P(A_2 | A_1)P(A_1)$

② 条件概率是定义的,但条件概率的值通常是根据实际问题中的具体意义确定的

(三)全概率定律(公式)

问题 如何将一个复杂概率计算问题分解为简单概率计算之和? 样本空间的分划:

设 Ω 为样本空间, 若事件 B_1, B_2, \dots, B_n 满足:

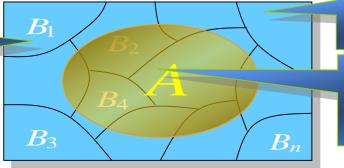
 \mathcal{D} B_1, B_2, \dots, B_n 两两不相容,即

$$B_iB_j = \Phi \quad (i \neq j, \quad i,j = 1,2,\dots,n)$$

 $B_{i}B_{j} = \Phi \quad (i \neq j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n)$ $B_{1} \bigcup B_{2} \bigcup \dots \bigcup B_{n} = \Omega$

则称 $\{B_1,B_2,\cdots,B_n\}$ 为样本空间 Ω 的一个分划.





概率相当于"面积"

P(A) 等于这些

想法 将P(A)的计算分解到 B_1, B_2, \dots, B_n 上计算然后求和.

○问 怎样分解计算?

(三)全概率定律(公式)

问题如何将一个复杂概率计算问题分解为简单概率计算之和? 样本空间的分划:

设 Ω 为样本空间, 若事件 B_1, B_2, \dots, B_n 满足:

② B_1, B_2, \dots, B_n 两两不相容,即

$$B_iB_j = \Phi \quad (i \neq j, \quad i,j = 1,2,\cdots,n)$$

则称 $\{B_1,B_2,\cdots,B_n\}$ 为样本空间 Ω 的一个分划.

对任何事件A有

$$A = A \cap \Omega = A B_1 \cup A B_2 \cup \cdots \cup A B_n$$

$$P(A) = P(A B_1 \cup A B_2 \cup \cdots \cup A B_n)$$

$$= P(A B_1) + P(A B_2) + \cdots + P(A B_n)$$

$$= P(A | B_1) P(B_1) + P(A | B_2) P(B_2) + \cdots + P(A | B_n) P(B_n)$$

全概率公式

(Law of Total Probability)

$$P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(A \mid B_i) P(B_i)$$

袋中有a 只红球 b 只白球, 先从袋中任取一球, 记下颜色后放回,同时向袋中放入同颜色的球儿只然后 再从袋中取出一球. 求第二次取到白球的概率.

解记
$$A = \{ \hat{\mathbf{x}} \, 2 \, \hat{\mathbf{y}} \, \mathbf{y} \, \mathbf{y} \, \mathbf{j} \, \mathbf{j} \, \mathbf{k} \, \mathbf$$

则 B_1 , B_2 是 Ω 的一个分划,由全概率公式有

$$P(A) = P(A | B_1)P(B_1) + P(A | B_2)P(B_2)$$

$$= \frac{b+1}{a+b+1} \cdot \frac{b}{a+b} + \frac{b}{a+b+1} \cdot \frac{a}{a+b}$$

= b第二次取到白球的概率与 a+b第一次取到白球的概率相等, 与前面放入什么颜色的彩光关

例 有10个袋,其中甲袋二个,每袋中有红球、白球各2个;乙袋三个,每袋中有红球3个、白球2个;丙袋五个,每袋中有红球2个、白球3个.从十个袋中任取一袋,再从袋中任取一球,求取到白球的概率.

 $A = \{$ 取到白球 $\}$

全概率公式应用: 敏感问题调查

常常会发生被调查者拒绝回答或不真实回答的情况.

沃纳(Warner)于1965年提出随机回答法.

思想:"愈少泄漏问题的答案实质,愈能较好合作".

比如为被调查者设定两个问题:

Q1: 你在期末考试中作弊了吗?

 Q_2 : 你没在期末考试中作弊吗?

被调查者回答问题中的哪个完全由随机化的方法确定,

且只有被调查者本人知道他(她)回答的是哪一个问题.

全概率公式应用: 敏感问题调查

假设

不妨令

A1:抽中: 你在期末考试中作弊了吗?

 B_1 :回答为"是"

A2:抽中: 你没在期末考试中作弊吗?

B2:回答为"不是"





被调查者在期末考试中作弊的概率 $p = 3P(B_1) - 1$

设被调查的人数为n, 其中回答"是"的人数为m

则某校在期末考试中作弊人数比例的近似值 $r = \frac{3m}{1} - 1$

一般地,如果 $P(A_1) = q$,则 $r = \frac{1}{2q-1} \left[\frac{m}{n} - (1-q) \right]$

讨论?

) Baves 2 3

设
$$\{B_1, B_2, \dots, B_n\}$$
为样本空间 Ω 的一个分划,且 $P(A) > 0, P(B_i) > 0 \ (i = 1, 2, \dots, n)$

则由乘法公式有

$$P(B_{i} | A)P(A) = P(A | B_{i})P(B_{i}) (i = 1, 2, \dots, n)$$

由全概率公式有

$$P(A) = \sum_{j=1}^{n} P(A \mid B_j) P(B_j)$$

Bayes 23
$$\Rightarrow$$
 $P(B_i | A) = \frac{P(A | B_i)P(B_i)}{\sum_{j=1}^{n} P(A | B_j)P(B_j)}$

$$(i = 1, 2, \cdots, n)$$

纫 某工厂的一、二、三车间都生产同一产品,产量分 别占总产量的15%,80%,5%,三个车间的次品率分别为2%,1%, 3%.现从汇总起来的产品中任取一个,经检查是次品,判断 该次品是哪个车间生产的可能性较大?

解 记 A = {取到次品} B_i = {取到的产品是 ≥车间生产的}, i = 1,2,3 由全概率公式有 $P(A) = \sum_{j=1}^{3} P(A \mid B_j) P(B_j) = 0.0125$

由 Bayes 公式有

$$P(B_1|A) = \frac{P(A|B_1)P(B_1)}{P(A)} = \frac{0.02 \times 0.15}{0.0125} = 0.24$$

$$P(B_2|A) = \frac{0.01 \times 0.80}{0.0125} = 0.64$$

$$P(B_3 | A) = \frac{0.0125}{0.0125} = 0.12$$

$$E = 0.0125$$

可见该次品是第二车间生产的可能性较大.

Bayes 維新

Bayes公式的实际意义

假定 B_1, B_2, \dots, B_n 为导致试验结果的"原因" 称 $P(B_i)(i=1,2,\dots,n)$ 为先验概率 若试验产生事件A,则要探讨事件发生的"原因"

$$P(B_i | A) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

称 $P(B_i|A)$ 为后验概率,称 $P(A|B_i)$ 为原因概率

◎ 后验概率可以通过 Bayes 公式进行计算

$$P(B_i | A) = \frac{P(A | B_i)P(B_i)}{\sum_{j=1}^{n} P(A | B_j)P(B_j)} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

② Bayes 方法广泛应用于网络、分类、诊断、估计、检验、判别、推理等方面

实例: 计算机自动辅助诊断系统

假定B₁,B₂,…,B_n为各种"疾病". 应用统计方法确定先验概率:

$$P(B_i) \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

应用医学知识确定原因概率:

$$P(A | B_i) (i = 1, 2, \dots, n)$$

对人进行观察与检查,可以确定某个指标A,如体温、脉搏、血液中转氨酶含量等.

应用 Bayes 公式, 计算机可计算出后验概率

$$P(B_i | A) (i = 1, 2, \dots, n)$$

对应于较大 $P(B_i|A)$ 的 "疾病" B_i 可提供给医生作进一步的临床诊断.

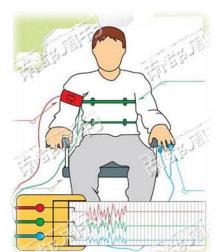
纫 (浏谎试验) + / -: 测谎仪显示受测者撒谎/未撒谎

T/L: 受测者说的是真话/假话

已知 P(+|L) = 0.88, P(-|T) = 0.86,又设人群中 P(T) = 0.99,现在若有一人在测谎中显示"+"性,问测谎仪出错的概率是多少?

解 由 Bayes 公式, 此人说真话的概率为

$$P(T \mid +) = \frac{P(+ \mid T)P(T)}{P(+ \mid T)P(T) + P(+ \mid L)P(L)}$$



$$= \frac{0.14 \times 0.99}{0.14 \times 0.99 + 0.88 \times 0.01}$$

$$= 0.94$$

可见,在大量群体中使用测谎仪有一定程度的危险性

例 用某种诊断法诊断癌症,记

$$A = \{$$
判断被检验者患有癌症 $\}$
 $C = \{$ 被检验者患有癌症 $\}$

已知 $P(A \mid C) = 0.95, P(\overline{A} \mid \overline{C}) = 0.90,$ 又设人群中P(C) = 0.0004. 现在若有一人被诊断患有癌症,问此人真正患有癌症的可 能性有多大?

解 由 Bayes 公式, 此人真正患有癌症的概率为

$$P(C \mid A) = \frac{P(A \mid C)P(C)}{P(A \mid C)P(C) + P(A \mid \overline{C})P(\overline{C})}$$
$$= \frac{0.95 \times 0.0004}{0.95 \times 0.0004 + 0.1 \times 0.9996}$$

= 0.0038 可见, 虽然检验法相当可 靠, 但被诊断患有癌症而真 正患有癌症的可能性并不大



课后作业

P22: 46, 53, 54, 63

补充题:

请用本节所讨论的工具给出Monty Hall问题

(即:三扇门问题)的解答。

Important Conclusion:

When dealing with conditional probabilities: don't trust your intuition, do computations!

2. 据以往资料表明,某一3口之家,患某种传染病的概率有以下规律:↩

P{孩子得病}=0.6,←

P{ 母亲得病|孩子得病 } = 0.5, ←

P{父亲得病|母亲及孩子得病} = 0.4.←

求母亲及孩子得病但父亲未得病的概率.↩

3. 对以往数据分析结果表明,当机器调整得良好时,产品的合格率为0.98;而当机器发生某种故障时,产品的合格率为0.55. 每天早上机器开动时,机器调整良好的概率为0.95. 试求:已知某日早上的第一件产品是合格品时,机器调整得良好的概率.←