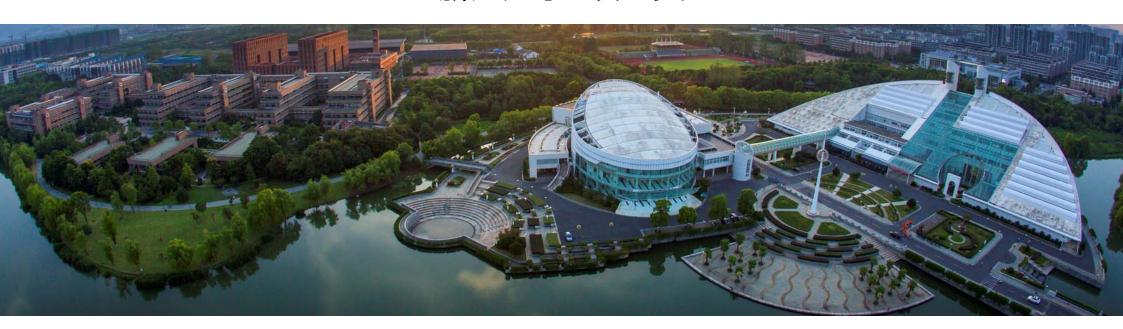


随机模型

浙江大学 谈之奕



随机性



- 必然性与偶然性:揭示客观事物发生、发展和灭亡趋势的一对范畴
 - 必然性 (necessity): 客观事物联系和发展中一定要发生的、确定不移的趋势
 - 偶然性 (contingency) : 客观事物联系发展中并非确定发生的,可以这样出现也可以那样出现的不确定趋势
- 随机性 (randomness) : 偶然性的一种形式
 - 可重复性:事件可以在基本相同的条件下重复进行。只有单一的偶然过程而无 法判定它的可重复性则不称为随机事件
 - 多样性:在基本相同条件下某事件可能以多种方式表现出来,事先不能确定它以何种特定方式发生。只有唯一可能性的过程不是随机事件
 - 概率性:事先可以预见该事件以各种方式出现的所有可能性,预见它以某种特定方式出现的概率。在重复发生时没有确定概率的现象不是同一过程的随机事件

概率论



MATHT

- 概率论 (probability theory)
 - 研究随机现象数量规律的数学分支



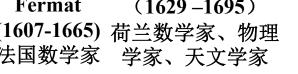
Gerolamo Cardano (1501 - 1576)意大利数学家



Blaise Pascal (1623 - 1662)理学家



Pierre de Christiaan Huygens **Fermat** (1629 - 1695)法国数学家、物 (1607-1665) 荷兰数学家、物理 法国数学家 学家、天文学家



─→ 组合计算 ─→ 分析方法 ─→ 公理化体系 博彩问题 -



Jacob Bernoulli (1655-1705)瑞士数学家



Abraham de Moivre (1667 - 1754)法国数学家



Pierre-Simon Laplace (1749 - 1827)法国数学家



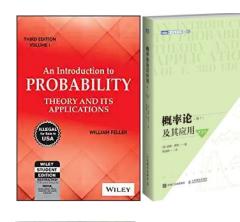


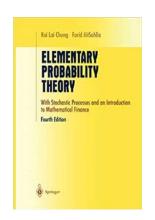
Andrey **Nikolaevich** Kolmogorov (1903 - 1987)苏联数学家

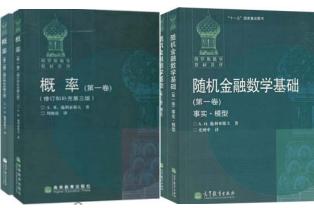
随机模型

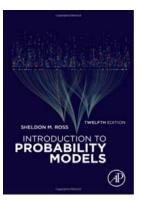
















William Feller (1906-1970)

Feller W, An Introduction to Probability Theory and Its Applications, Wiley, 1958 (中译本: 概率论及其应用(全两卷), 胡迪鹤、郑元禄译, 人民邮电出版社, 2021年)

Chung KL, AitSahlia F, Elementary
Probability Theory: With Stochastic Processes
and an Introduction to Mathematical Finance
(4th), Springer, 2003

A. H. 施利亚耶夫,概率(全两卷),周概容译,高等教育出版社,2008

A. H. 施利亚耶夫,随机金融数学基础(全两卷), 史树中译,高等教育出版社,2013

Ross SM, Introduction to Probability Models (12th), Academic Press, 2019. (中译本:应用随机过程——概率模型导论(第11版),龚光鲁译,人民邮电出版社,2016年)

克罗地亚裔美籍数学家

事件与概率



依次抛掷两枚硬币

有一枚硬币出现正面

 $A = \{(H, T), (T, H)\}$

- 随机试验
 - 随机现象的实现和对它的观察称为随机试验 (random experiment)
 - 随机试验所有可能结果的集合称为该试验的样本空间 (sample space)
 - 样本空间中的每一个元素称为基本事件,样本空间的子集称为事件 (event)
 - 事件的概率 (probability) 是衡量该事件发生的可能性大小的度量
- 古典概型 (classical models of probability)
 - 样本空间中只有有限个基本事件,每个基本事件发生的可能性相等
 - 若样本空间 S 和事件 A 中分别包含 |S| 个和 |A| 个基本事件,事件 A 发生的概率为 $P(A) = \frac{|A|}{|S|}$
- 条件概率
 - 设 A,B 为事件,其中 P(A) > 0,则 $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$ 称为在已知 A 发生的情况下,B 发生的条件概率(Conditional probability)
 - 概率的乘法原理 $P(AB) = P(A) \cdot P(B \mid A) = P(B) \cdot P(A \mid B)$

全概率公式与Bayes公式



- 事件 A_1, A_2, \dots, A_n 称为样本空间 S 的一个分划,若对任意 $i \neq j$, $A_i \cap A_j = \emptyset$ 且 $\bigcup_{i=1}^n A_i = S$
- 全概率公式 (law of total probability)
 - 设事件 A_1, A_2, \dots, A_n 是样本空间的一个分划,且对任意 i , $P(A_i) > 0$, 则对任意事件 B ,

$$P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(BA_i) = \sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)$$

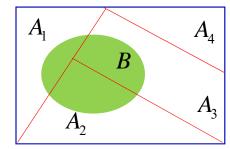
- Bayes公式
 - 设事件 A_1, A_2, \dots, A_n 是样本空间的一个分划,且对任意 i , $P(A_i) > 0$,则对任意事件 B ,只要 P(B) > 0

$$P(A_i|B) = \frac{P(A_iB)}{P(B)} = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)}$$

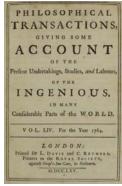
Thomas Bayes (1701 –1761) 英国统计学家











Bayes T, An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London*, 53, 370–418, 1764.

疾病检测



- 疾病检测
 - 疾病检测方法的性能指标
 - 灵敏度 (sensitivity) p = P(B|A): 患病者被检测为阳性 (positive) 的概率
 - 特异度 (specificity) $q = P(\overline{B}|\overline{A})$: 未患病者被检测为阴性 (negative) 的概率
 - 被检测为阳性的情况下患病的概率
 - 记 A 为患病, B 为检测结果为阳性
 - 设疾病的发病率为 *r*

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

$$= \frac{pr}{pr + (1-q)(1-r)}$$

$$r = 0.005, p = 0.95, q = 0.99$$

$$P(A|B) = \frac{95}{294} \approx 0.323$$

$$AB \overline{AB}$$

Antigen-detection in the diagnosis of SARS-CoV-2 infection (Interim guidance), WHO, 2021.10.6

WHO recommends the use of Ag-RDTs that meet minimum performance requirements of $\geq 80\%$ sensitivity and $\geq 97\%$ specificity. Ag-RDTs are less sensitive than NAAT, particularly in asymptomatic populations, but careful selection of cohorts for testing can mitigate this limitation.

International Journal of Infectious Diseases 109 (2021) 118-1



Contents lists available at ScienceDirect

International Journal of Infectious Diseases



Original Article

Diagnostic accuracy of a SARS-CoV-2 rapid antigen test in real-life clinical settings



Sabrina Jegerlehner, MD, MSc^{1,4}, Franziska Suter-Riniker, PhD^{2,4}, Philipp Jent, MD³, Pascal Bittel, PhD², Michael Nagler, MD, PhD, MSc^{4,4+}

The overall sensitivity of the Roche/SD Biosensor rapid antigen test was 65.3% (95% confidence interval [CI] 56.8-73.1); the specificity was 99.9 (95% CI 99.5-100.0). The number of false-

概率群试



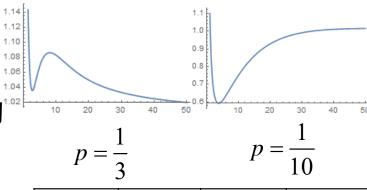
• 两阶段群试

- 将 ⁿ 人的样本混合后检测。若结果为阴性,说明 这 ⁿ 人均未感染。若结果为阳性,说明这 ⁿ 人中 至少有一人已感染。此时逐个检测每个人样本
- 数量为 N 的人群中感染的概率为 p ,寻找最优的 检测方案

• 检测次数

- 混合样本阴性概率为 $(1-p)^n$, 总检测次数为 1
- 混合样本阳性概率为 $1-(1-p)^n$, 总检测次数为 n+1
- 检测次数的数学期望为 $1 \cdot (1-p)^n + (n+1)(1-(1-p)^n)$
- 平均检测次数的数学期望为

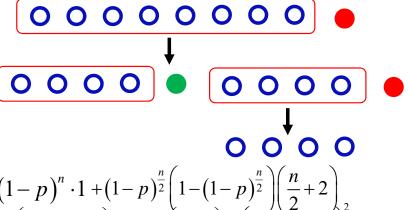
$$\frac{1}{n}\left(1\cdot\left(1-p\right)^{n}+\left(n+1\right)\left(1-\left(1-p\right)^{n}\right)\right)$$



n	1	3	4
1-p	0.6934	0.8761	0.9344
n	5	6	10
1-p	0.9589	0.9719	0.9899
n	20	50	100
1-p	0.9975	0.9975	0.9999

概率群试

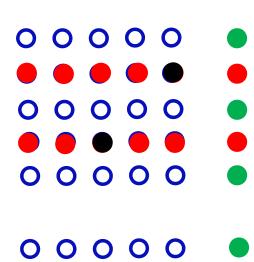
- 概率群试的改进方案
 - 矩阵检测方案
 - 三阶段检测方案
 - 二分检测方案
- 群试方案的选择
 - 平均检测次数
 - 检测阶段数
 - 每人最大检测次数
 - 每组最多样本数
 - 方案的可操作性
 - 检测的灵敏度与特异度

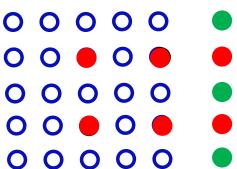


$(1-p)^n \cdot 1 + (1-p)^{\frac{1}{2}} \left 1 - (1-p)^{\frac{1}{2}} \right \left \frac{n}{2} + 2 \right $
$\frac{(1-p)^{n} \cdot 1 + (1-p)^{\frac{1}{2}} \left(1 - (1-p)^{\frac{1}{2}}\right) \left(\frac{n}{2} + 2\right)}{+\left(1 - (1-p)^{\frac{n}{2}}\right) \left(1 - p\right)^{\frac{n}{2}} \left(\frac{n}{2} + 3\right) + \left(1 - (1-p)^{\frac{n}{2}}\right)^{2} (n+3)}$
$1 + \frac{3}{n} - \left(1 + \frac{1}{n}\right) (1 - p)^{\frac{n}{2}} - \frac{1}{n} (1 - p)^{n}$

p = 0.01	分组大小	平均次数
两阶段	11	0.1956
三阶段	15	0.1579





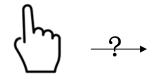






- The Monty Hall Problem
 - 舞台上有三扇道具门,其中一扇门后置有一辆汽车,另两扇门后各置有一头山羊。竞猜者可任选其中一扇门并获赠门后物品
 - 竞猜者选择了其中一扇门后,主持人打开了另两扇门中的一扇,门后面是一头山羊
 - 主持人知道汽车所在位置。他打开的门既不是竞猜者选择的,也不是后置汽车的。若有两扇门符合以上要求,他以相同概率选择其中一扇
 - 主持人允许竞猜者改变之前的选择,竞猜者为增加获得汽车的可能性,是否应该改变当前的选择





Monty Hall (1921 –2017), 美国电视节目主持人、制片人, 长期担任综艺节目Let's Make a Deal主持人

Monty Hall问题,最早由美国统计学家Steve Selvin以通讯形式在1975年的The American Statistician期刊上提出并解决。1990年,专栏作家Marilyn vos Savant在美国Parade杂志专栏 "Ask Marilyn"中回答了读者提出的这一问题,引起广泛讨论,成为概率论中的著名问题



- The Monty Hall Problem
 - 假设竞猜者初次选择1号门,汽车位于1、2、3号门后的概率相同
 - 若竟猜者不改变选择,则获得汽车的概率为 $\frac{1}{3}$ 若竟猜者改变选择,则获得汽车的概率为 $\frac{2}{3}$

竞猜者初次 汽车位置		主持人打	竞猜者再次	获赠	竞猜者再次	获赠	
选择的门	门	概率	开的门	选择的门	物品	选择的门	物品
1 1/3 2 1/3	1	1/2	2	1	汽车	3	山羊
	1	1/3	3			2	山羊
	1/3	3	1	山羊	2	汽车	
	3	1/3	2	1	山羊	3	汽车



- The Monty Hall Problem
 - 假设竞猜者初次选择1号门
 - 记 C_i 为事件 "汽车位于 i 号门后" $P(C_1) = P(C_2) = P(C_3) = \frac{1}{3}$
 - 假设主持人打开2号门。记 M 为事件"主持人打开2号门" • $P(M|C_1) = \frac{1}{2}$, $P(M|C_2) = 0$ $P(M|C_3) = 1$
 - 若竞猜者不改变选择,获得汽车的概率为

元有个仅实达择,然待几年的概率为
$$P(C_1|M) = \frac{P(M|C_1)P(C_1)}{P(M|C_1)P(C_1) + P(M|C_2)P(C_2) + P(M|C_3)P(C_3)} = \frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3}}{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3}} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{3$$

• 若竞猜者改变选择,选择3号门,获得汽车的概率为
$$P(C_3|M) = \frac{P(M|C_3)P(C_3)}{P(M|C_1)P(C_1) + P(M|C_2)P(C_2) + P(M|C_3)P(C_3)} = \frac{2 \cdot 3 \cdot 3 \cdot 3}{1 \cdot \frac{1}{3}} = \frac{2}{3}$$

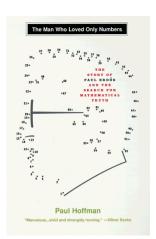


数学 建模 MATH T

GETTING THE GOAT 得了一只羊

瓦兹索尼把有关蒙迪·霍尔难题的情况告诉了埃尔德什。 "我告诉埃尔德什答案是换一扇门,"瓦兹索尼说道,"然后满 以为可以转到下一个话题。可令我吃惊的是,埃尔德什说, '不,那不可能。换不换门应该没什么不同。'这时我对提出这 个问题感到后悔,因为我有这样的经历,即人们会因这个答案 而变得很激动,从而使得我们的谈话不欢而散。在根本就不 可能从容了结此事的情况下,我给他画了一个我在大学的《量 化管理技术》上学到的树形分析结果。"瓦兹索尼画出分析树, 与萨万特曾经制作的那张罗列可能结果的表格不无相似之 处,但这并没有说服他。"真是没办法,"瓦兹索尼说道。"我

瓦兹索尼在他的个人电脑上用蒙特卡罗法模拟蒙迪·霍尔难题。从来都不怎么用电脑的埃尔德什,现在却看着电脑随机地在"换门"和"不换门"之间作出选择。数百次的试验结果证明,换门时赢的概率是不换门的 2 倍,这时埃尔德什才不得不承认自己错了。但这种模拟并不比用计算机证明四色定理更让人满意:它没有揭示为什么换一下门会更好一些。埃尔德什对瓦兹索尼的解释还是不够满意。他准备走了。





Hoffman P, The Man Who Loved Only Numbers: The Story of Paul Erdos and the Search for Mathematical Truth, Hyperion, 1999 (中译本: 数字情种——埃尔德什传, 章晓燕、米绪军、缪卫东译,上海 世纪出版集团,2009)



Paul Erdős (1913 –1996) 匈牙利数学家 1983年Wolf奖 得主



- 被蒙在鼓里的主持人
 - 主持人不知道汽车所在位置。他在竞猜者选择后以相同概率打开另两扇门中的一扇,后面是一头山羊
 - 假设竞猜者初次选择1号门, 主持人打开2号门
 - 记M为事件"主持人打开2号门,门后是一头山羊"
 - $P(M|C_1) = \frac{1}{2}$, $P(M|C_2) = 0$, $P(M|C_3) = \frac{1}{2}$
 - 若竞猜者不改变选择,获得汽车的概率为

$$P(C_{1}|M) = \frac{P(M|C_{1})P(C_{1})}{P(M|C_{1})P(C_{1}) + P(M|C_{2})P(C_{2}) + P(M|C_{3})P(C_{3})} = \frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3}}{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3}} = \frac{1}{2}$$

• 若竞猜者改变选择,选择3号门,获得汽车的概率为

$$P(C_3|M) = \frac{P(M|C_3)P(C_3)}{P(M|C_1)P(C_1) + P(M|C_2)P(C_2) + P(M|C_3)P(C_3)} = \frac{\frac{\overline{2} \cdot \overline{3}}{1 \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3}}{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3}} = \frac{1}{2}$$



- Monty Hall问题的变形
 - 多扇门的Monty Hall问题
 - 有 n 扇道具门,其中一扇门后置有一辆汽车,其他 n-1 扇门后各置有一头山羊
 - 当至少有三扇门还未打开时,竞猜者选择其中一扇未打开的门,主持人以相同概率打开竞猜 者未选择且后面是山羊的门中的任意一扇,并允许竞猜者改变之前的选择。继续上述过程直 至只有两扇门还未打开
 - 在游戏进行过程中每次允许竞猜者改变选择时,竞猜者应采取怎样的策略
 - 多扇门、多辆车的Monty Hall问题
 - 有 n 扇道具门,其中 k 扇门后各置有一辆汽车,其他 n-k扇门后各置有一头山羊
 - 竞猜者选择其中一扇门后,主持人以相同概率打开了其他 n-1扇门中的 m扇, $1 \le m \le n-2$, 其中 j 扇门后各有一辆汽车, m-j 扇门后各有一头山羊 • 主持人允许竞猜者改变之前的选择,竞猜者是否应该改变当前的选择
 - 多扇门、多种奖品的Monty Hall问题
 - 有 n 扇道具门,其中 n_i 扇门后各置有价值为 v_i 的奖品, $i=1,\cdots,m$
 - 竞猜者选择其中一扇门后,主持人以相同概率打开了其他 n-1 扇门中的一扇,并允许竞猜 者改变之前的选择。竞猜者看到打开的门后的奖品后,是否应该改变当前的选择

随机变量



- 随机变量 (random variable)
 - 定义在样本空间上的实值函数。是随机试验结果的量的表示
 - 只能取有限个或可数个数值的随机变量称为离散型随机变量。可能取值为一个区间内所有实数的随机变量 称为连续型随机变量
- 离散型分布
 - 离散型随机变量取值的概率规律称为离散型分布
 - 设离散型随机变量 X 所有可能取值为 x_1, x_2, \cdots ,对任意的 i , $P(X = x_i) = p_i$,其中 $\{p_i\}$ 满足

抛掷两枚硬币

$$S = \begin{cases} (H, H), (H, T), \\ (T, H), (T, T) \end{cases}$$

X: 出现正面的硬币枚数

X	0	1	2	
事件	(T,T)	(H,T) (T,H)	(H,H)	
分布	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	

离散型分布



- Bernoulli试验
 - 独立、重复地多次进行同一项随机试验,每次试验的结果只有两种可能
 - 设一次随机试验的结果有"成功"和"失败"两种, "成功"的概率为 p

二项分布	n 次Bernoulli试验中,成功	$P(X=i) = \binom{n}{i} p^{i} (1-p)^{n-i}, i = 0, 1, \dots, n$
(binomial distribution)	的次数	$I(X-t)-\binom{i}{i}p(1-p)$, $i=0,1,\cdots,n$
几何分布	进行Bernoulli试验,首次出	$\mathbf{p}(\mathbf{y}, \cdot)$ (1) $\mathbf{p}(\mathbf{y}, \cdot)$
(geometric distribution)	现成功所需的试验次数	$P(X = i) = (1-p)^{i-1} p, i = 1, 2, \cdots$
负二项分布	进行Bernoulli试验,累计出	$P(X=i) = {i-1 \choose r-1} p^r (1-p)^{i-r}, i=r,r+1,\cdots$
(negative binomial distribution)	现 r 次成功所需的试验次数	
超几何分布 (hypergeometric distribution)	已知 N 件产品中有 M 件不合格品。随机抽取 s 件产品中的不合格数	$P(X=i) = \frac{\binom{M}{i} \binom{N-M}{s-i}}{\binom{N}{s}}, i = 0, 1, \dots, s$

数学期望



- 几何分布的数学期望
 - $P(X = i) = (1-p)^{i-1} p, i = 1, 2, \cdots$
 - 利用离散分布列

•
$$E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} i \cdot P(X = i) = \sum_{i=1}^{\infty} i (1-p)^{i-1} p$$
 $i = 1+(i-1)$
 $= \sum_{i=1}^{\infty} (1-p)^{i-1} p + \sum_{i=1}^{\infty} (i-1)(1-p)^{i-1} p$
 $= 1+(1-p)\sum_{i=2}^{\infty} (i-1)(1-p)^{i-2} p$
 $= 1+(1-p)\sum_{i=1}^{\infty} l(1-p)^{l-1} p = 1+(1-p)E(X) \Rightarrow E(X) = \frac{1}{p}$

• 利用条件期望 • 定义随机变量 $Y = \begin{cases} 1 \ \hat{\mathbb{R}} - \text{次试验成功} \\ 0 \ \hat{\mathbb{R}} - \text{次试验失败}' \end{cases} P(Y = 1) = p$ • 定义的机变量,且 E(X|Y) = E(X)• $E(X|Y) = \sum_{i=1}^{n} E(X|Y = y_i) = \sum_{i=1}^{n} E(X|Y = y_$

• E(X|Y=1)=1, E(X|Y=0)=1+E(X)

•
$$E(X) = E(X|Y=1)P(Y=1) + E(X|Y=0)P(Y=0)$$
 $= \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X=x_i|Y=y_j) P(Y=y_j)$
 $= p \cdot 1 + (1-p)(1+E(X)) = 1 + (1-p)E(X)$ $= \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X=x_i|Y=y_j) = \sum_{j=1}^{\infty} x_j P(X=x_j|Y=y_j) = \sum_{j=1}^$

对随机变量 Y 的任一确定值 Y , 随机变量 X 的所有可能取值 x_1, x_2, \cdots 连同条件概率 $P(X = x_i | Y = y)$ 构成 离散分布列

在 Y = y 条件下,X 的条件期望为 $E(X|Y=y) = \sum x_i P(X=x_i|Y=y)$

当 Y 的取值变动时,E(X|Y) 也为

$$E(E(X|Y)) = \sum_{j=1}^{\infty} E(X|Y = y_j) P(Y = y_j)$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X = x_i | Y = y_j) P(Y = y_j)$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X = x_i) = E(X)$$

赠券收集问题



- 赠券收集问题 (Coupon collector's problem)
 - 一套赠券共有 N 种,商家在每件商品中随机放入
 - 一张赠券。集齐全套赠券平均需购买多少件商品
 - 假设每件商品中放入各种赠券的概率相同
 - 定义随机变量 ٪ 为 "集齐全套赠券需购买的商品 件数", $E(X) = \sum_{i=1}^{n} i \cdot P(X=i)$
 - 记 B_i 为事件 "购买 i 件商品后集齐全套赠券"
 - 记 A_i^j 为事件"购买i件商品后收集到第j种赠券"

$$P(A_i^j) = 1 - P(\overline{A_i^j}) = 1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^i$$

$$P(B_i) = P(A_i^1 A_i^2 \cdots A_i^N)$$



















西湖十景 (图片来自网络)

双峰 雷峰 南屏 观鱼 插云 夕照 晩钟 曲院 柳浪 三潭 平湖 断桥 风荷 闻莺 印月 秋月 残雪

概率的加法原理

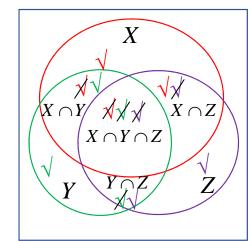


- De Morgan定律
 - 设 A_1, A_2, \dots, A_n 为集合 S 的 n 个子集,则
 - $\overline{A_1 \cup A_2 \cup \cdots \cup A_n} = \overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cap \cdots \cap \overline{A_n}$
 - $\overline{A_1 \cap A_2 \cap \cdots \cap A_n} = \overline{A_1} \cup \overline{A_2} \cup \cdots \cup \overline{A_n}$
- 容斥原理 (inclusion—exclusion principle)
 - 设 A_1, A_2, \dots, A_n 为集合 S 的 n 个有限子集,则

$$\left|A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n\right| = \sum_{i=1}^n \left|A_i\right| - \sum_{1 \le i < j \le n} \left|A_i \cap A_j\right| + \sum_{1 \le i < j < k \le n} \left|A_i \cap A_j \cap A_k\right| + \dots + (-1)^{n-1} \left|A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n\right|$$

- 概率的加法原理
 - 设 A_1, A_2, \dots, A_n 为 n 个事件, 则

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \le i < j \le n} P(A_i \cap A_j) + \sum_{1 \le i < j < k \le n} P(A_i \cap A_j \cap A_k)$$
$$+ \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n)$$



$$|X \cup Y \cup Z|$$

$$= (|X| + |Y| + |Z|)$$

$$- (|X \cap Y| + |Y \cap Z| + |X \cap Z|)$$

$$+ |X \cap Y \cap Z|$$

赠券收集问题



• 赠券收集问题

•
$$P(B_i) = P(A_i^1 A_i^2 \cdots A_i^N) = 1 - P(\overline{A_i^1 A_i^2 \cdots A_i^N}) = 1 - P(\overline{A_i^1} \cup \overline{A_i^2} \cup \cdots \cup \overline{A_i^N})$$

•
$$P\left(\overline{A_i^1} \cup \overline{A_i^2} \cup \dots \cup \overline{A_i^N}\right) = \sum_{j=1}^N P\left(\overline{A_i^j}\right) - \sum_{1 \le j < k \le N} P\left(\overline{A_i^j} \cap \overline{A_i^k}\right)$$
 $\binom{N}{2}$

$$+\cdots + \sum_{1 \leq j_1 < j_2 < \cdots < j_l \leq N} P\left(\overline{A_i^{j_1}} \cap \overline{A_i^{j_2}} \cap \cdots \cap \overline{A_i^{j_l}}\right) \quad \binom{N}{l}$$

$$+\cdots+(-1)^{N-1}P\left(\overline{A_i^1}\cap\overline{A_i^2}\cap\cdots\cap\overline{A_i^N}\right)$$

- 对任意 $1 \le j < k \le N$, $P(\overline{A_i^j} \cap \overline{A_i^k}) = \left(1 \frac{2}{N}\right)^k$
- 对任意 $1 \le l \le N$, $1 \le j_1 < j_2 < \dots < j_l \le N$, $P(\overline{A_i^{j_1}} \cap \overline{A_i^{j_2}} \cap \dots \cap \overline{A_i^{j_l}}) = \left(1 \frac{l}{N}\right)^i$ 商品后未收集到第 j 种和第 k 种赠券

 B_i : 购买 i 件商品后 收集到所有赠券

 A_i^J : 购买 i 件商品后 收集到第 j 种赠券

 A_i^j : 购买 i 件商品后 未收集到第 j 种赠券

赠券收集问题



• 赠券收集问题

- 随机变量 X 为 "集齐全套赠券购买的商品件数" 定义随机变量 Y_k 为 "从收集到 k-1 种赠券到 k 种赠券购买的商品件数"
- $\bullet \quad X = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$

•
$$E(X) = E(Y_1) + E(Y_2) + \dots + E(Y_n) = \sum_{k=1}^{N} \frac{N}{N-k+1} = N \sum_{k=1}^{N} \frac{1}{k}$$

	B_{20}	B_{40}	B_{50}	B_{100}	B_{200}	E(X)
西湖十景	0.2147	0.8580	0.9491	0.9997	1.0000	29.2897
十二生肖	0.0513	0.6732	0.8523	0.9980	1.0000	37.2385
二十四节气		0.0018	0.0262	0.7025	0.9952	90.6230
五十六个民族				2.40×10^{-6}	0.1960	258.242
水浒一百单八将					8.99×10^{-11}	568.509

$$Y_1 = 1$$
 $Y_2 = 1$ $Y_3 = 3$ $Y_4 = 5$

 $Y_k = j$: 先购买的 j-1 件商品中的赠券均为已收集到的 k-1 种中的一种,第 j 件商品中有未收集到的 N-k+1 种赠券中的一种

几何分布

$$p = \frac{N - k + 1}{N} E(Y_k) = \frac{N}{N - k + 1}$$
$$\sum_{i=1}^{N} i \sum_{l=0}^{N} (-1)^l \binom{N}{l} \left(1 - \frac{l}{N}\right)^i = N \sum_{k=1}^{N} \frac{1}{k}$$

随机过程



- 随机过程 (stochastic process)
 - 描述随机现象随时间推移而演化的一类数学模型
 - 一族随机变量 $\{X(t), t \in T\}$, 其中 t 是参数, T 为参数集
 - T 为整数集的随机过程称为随机序列
- Markov过程
 - 在已知目前的状态(现在)的条件下,它未来的演变(将来)不依赖于它以往的演变(过去)
 - 随机序列 $\{X_n, n=0,1,2,\cdots\}$, X_n 只能取有限个或可数个数值
 - $P\{X_{n+1} = i_{n+1}\}$ 只与 X_n 有关,而与 $X_{n-1}, X_{n-2}, \dots, X_0$ 无关
 - 对任意 $n \ge 0$ 和一列状态 $i_0, i_1, \dots, i_{n-1}, i_n, i_{n+1}$,

$$P\{X_{n+1}=i_{n+1}\mid X_0=i_0, X_1=i_1, \cdots, X_{n-1}=i_{n-1}, X_n=i_n\}=P\{X_{n+1}=i_{n+1}\mid X_n=i_n\}$$





Andrey Andreyevich Markov (1856 –1922) 俄罗斯数学家



- 赌徒破产问题 (Gambler's Ruin)
 - 一个赌徒在初始时拥有 h 个单位财富。在每局赌博中以概率 p 赢一个单位财富,以概率 q = 1 p 输一个单位财富。各局赌博结果独立
 - 赌徒在财富达到 N 个单位或 0 个单位 (破产) 时停止赌博
 - 求赌徒破产的概率

A,B两人玩一种游戏,初始时两人各有12分。一次掷三枚骰子,若点数恰为11则A胜B负,点数恰为14则B胜A负,其他点数不分胜负。对出现胜负的一次投掷,胜一方增1分,负一方减1分。分数先为0分的一方失败。求双方获胜的概率之比

 $150094635296999121:129746337890625 = 3^{36}:3^{12}5^{12}$

Huygens C, Oeuvres complètes. Tome I: Correspondance 1638-1656 Nijhoff, 1888.

No 342, Christiaan Huygens à P. de Carcavy. 12 octobre 1656.



Blaise Pascal (1623 –1662) 法国数学家、物 理学家

递推关系



• 递推关系

$$\begin{split} A_{0} - A_{1} &= r^{0} \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ A_{1} - A_{2} &= r \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ A_{2} - A_{3} &= r \left(A_{1} - A_{2} \right) = r^{2} \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ \dots \\ A_{h} - A_{h+1} &= r \left(A_{h-1} - A_{h} \right) = r^{h} \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ \dots \\ A_{N-1} - A_{N} &= r \left(A_{N-2} - A_{N-1} \right) = r^{N-1} \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ A_{h} - A_{N} &= \left(r^{h} + \dots + r^{N-1} \right) \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ &= \frac{r^{h} \left(1 - r^{N-h} \right)}{1 - r} \left(A_{0} - A_{1} \right) = \frac{r^{h} - r^{N}}{1 - r} \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ A_{0} - A_{N} &= \frac{1 - r^{N}}{1 - r} \left(A_{0} - A_{1} \right) \\ \frac{A_{h} - A_{N}}{A_{0} - A_{N}} &= \frac{r^{h} - r^{N}}{1 - r^{N}} \Rightarrow A_{h} = \frac{r^{h} - r^{N}}{1 - r^{N}} A_{0} + \frac{1 - r^{h}}{1 - r^{N}} A_{N} \end{split}$$



- 赌徒破产问题
 - 记 P_n 和 Q_n 分别为赌徒初始财富为 h 个单位时,财富最终达到 N 个单位的和 0 个单位的概率

•
$$P_N = 1, P_0 = 0, Q_N = 0, Q_0 = 1$$

•
$$P_h = pP_{h+1} + qP_{h-1}$$
 , $1 \le h \le N-1$

$$\bullet \quad P_h - P_{h+1} = \frac{q}{p} \left(P_{h-1} - P_h \right)$$

$$P_h = \begin{cases} \frac{\left(\frac{q}{p}\right)^h - 1}{\left(\frac{q}{p}\right)^N - 1} & p \neq q \\ \frac{h}{N} & p = q \end{cases}$$

$$\begin{cases} A_{h} - A_{h+1} = r(A_{h-1} - A_{h}), 1 \le h \le N - 1 \\ A_{0} = 0, A_{N} = 1 \end{cases}$$

$$A_{h} = \begin{cases} \frac{1 - r^{h}}{1 - r^{N}} & r \ne 1 \\ \frac{h}{N} & r = 1 \end{cases}$$

$$P_{h-1}$$

$$P_{h}$$

$$P_{h+1}$$

$$Q_{h}$$

$$Q_{h}$$



- 赌徒破产问题
 - 设想赌徒与另一位在初始时拥有 N-h 个单位财富的 虚拟赌徒赌博。在每局赌博中虚拟赌徒以概率 9 赢 一个单位财富,以概率 P 输一个单位财富。赌徒破 产时, 虚拟赌徒财富达到 N 个单位

 - 当 N 充分大时, $Q_h \to \begin{cases} \left(\frac{q}{p}\right)^h, & p>q \\ 1, & p \leq q \end{cases}$ 的,赌徒终将破产

p	0.5	0.5	0.45	0.45	0.45	0.4	0.4
h	10	10	10	20	10	10	10
N	20	100	20	40	15	15	11
Q_h	0.5	0.9	0.8815	0.9822	0.6662	0.8703	0.3372

$$P_{h} = \begin{cases} \left(\frac{q}{p}\right)^{h} - 1 & p \neq q \\ \left(\frac{q}{p}\right)^{N} - 1 & p = q \end{cases}$$

$$\frac{h}{N} \qquad p = q$$

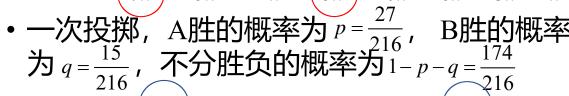
$$Q_{h} = \begin{cases} \frac{\left(\frac{p}{q}\right)^{h} - 1}{\left(\frac{p}{q}\right)^{N} - 1} = \frac{\left(\frac{q}{p}\right)^{h} - \left(\frac{q}{p}\right)^{N}}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^{N}} & p \neq q \\ \frac{N - h}{N} & p = q \end{cases}$$

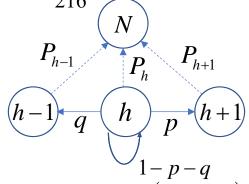


- Pascal问题
 - 掷三枚骰子,点数恰为 j 的概率

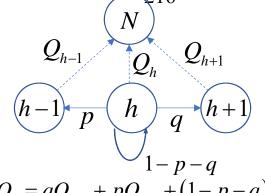
•
$$(x+x^2+x^3+x^4+x^5+x^6)\cdot(x+x^2+x^3+x^4+x^5+x^6)\cdot(x+x^2+x^3+x^4+x^5+x^6)$$

= $x^3+3x^4+6x^5+10x^6+15x^7+21x^8+25x^9+27x^{10}$
+ $(27x^{11})+25x^{12}+21x^{13}+(15x^{14})+10x^{15}+6x^{16}+3x^{17}+x^{18}$





$$P_{h} = pP_{h+1} + qP_{h-1} + (1-p-q)P_{h}$$



$$Q_{h} = qQ_{h+1} + pQ_{h-1} + (1-p-q)Q_{h}$$









$$5 = \begin{cases} 3+1+1\\ 2+1+2\\ 2+2+1\\ 1+1+3\\ 1+2+3 \end{cases}$$

$$(x+x^2+x^3+x^4)\cdot(x+x^2)\cdot(x+x^2+x^3)$$
= $x^3 + 3x^4 + 5x^5 + 6x^6 + 5x^7 + 3x^8 + x^9$



• Pascal问题

•记 P_h 和 Q_h 分别为A,B初始得分为 h 时,最终获胜 的概率

•
$$P_{24} = 1, P_0 = 0, Q_{24} = 1, Q_0 = 0$$

•
$$P_h = pP_{h+1} + qP_{h-1} + (1-p-q)P_h$$
, $1 \le h \le 23$

•
$$P_h - P_{h+1} = \frac{q}{r} (P_{h-1} - P_h)$$

•
$$Q_h = qQ_{h+1} + pQ_{h-1} + (1-p-q)Q_h, 1 \le h \le 23$$

•
$$Q_h - Q_{h+1} = \frac{p}{q} (Q_{h-1} - Q_h)$$

的概率
•
$$P_{24} = 1, P_0 = 0, Q_{24} = 1, Q_0 = 0$$
• $P_h = pP_{h+1} + qP_{h-1} + (1-p-q)P_h$, $1 \le h \le 23$
• $P_h - P_{h+1} = \frac{q}{p}(P_{h-1} - P_h)$
• $Q_h = qQ_{h+1} + pQ_{h-1} + (1-p-q)Q_h$, $1 \le h \le 23$
• $Q_h - Q_{h+1} = \frac{p}{q}(Q_{h-1} - Q_h)$
• $P_{12} = \frac{\left(\frac{15}{27}\right)^{12} - 1}{\left(\frac{15}{27}\right)^{24} - 1} = \frac{282429536481}{282673677106}$
 $Q_{12} = \frac{\left(\frac{27}{15}\right)^{12} - 1}{\left(\frac{27}{15}\right)^{24} - 1} = \frac{244140625}{282673677106}$

$$\frac{150094635296999121}{129746337890625} = \frac{282429536481}{244140625} = \frac{3^{24}}{5^{12}}$$

$$\begin{cases} A_{h} - A_{h+1} = r(A_{h-1} - A_{h}) \\ 1 \le h \le N - 1 \\ A_{0} = 0, A_{N} = 1 \end{cases}$$

$$A_{h} = \begin{cases} \frac{1 - r^{h}}{1 - r^{N}} & r \neq 1\\ \frac{h}{N} & r = 1 \end{cases}$$

