	内容	作业
7	随机变量的概念,离散型随机变量	习题3 2. 3. 4. 15. 17. 18
8	分布函数及其性质,连续型随机变量	习题3 1.
9	均匀分布,指数分布,正态分布	习题3 1.7.9.
10	分位点,随机变量函数的分布	习题3 12. 13. 14.

复习

- 1) 随机变量是定义在抽象空间上的实值函数。
- 2) 随机变量的特点:
 - i) 取值带有随机性 ii) 取值有一定的概率

例1 设某射手每次射击打中目标的概率是0.8, 现该射手不断向目标射击,直到击中目标为止,则

X(e) = 所需射击次数,

是一个随机变量.

且 X(e) 的所有可能取值为:

1, 2, 3, ...



例2 某公共汽车站每隔 5 分钟有一辆汽车通过,如果某人到达该车站的时刻是随机的,则

X(e) = 此人的等车时间,

是一个随机变量.

且 X(e) 的所有可能取值为: [0.5].



四、随机变量的分类

随机变量

离散型

非离散型

连续型

財 其它

(1) **离散型** 随机变量所取的可能值是有限多个或 无限可列个、叫做离散型随机变量.

实例1 观察掷一个骰子出现的点数.

随机变量 X 的可能值是: 1, 2, 3, 4, 5, 6.

实例2 若随机变量 X 记为 "连续射击, 直至命中时的射击次数",则 X 的可能值是:

1, 2, 3,

实例3 设某射手每次射击打中目标的概率是0.8, 现该射手射了30次,则随机变量X记为"击中目标的次数",则X的所有可能取值为:

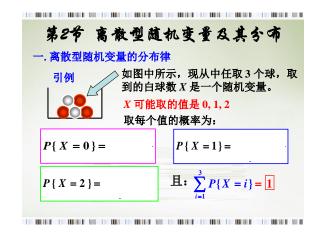
0, 1, 2, 3, ..., 30.

(2)连续型 随机变量所取的可能值可以连续地充 满某个区间,叫做连续型随机变量.

实例1 随机变量<math>X为"灯泡的寿命".

则 X 的取值范围为 $[0, +\infty)$.

则 X 的取值范围为 (a,b).



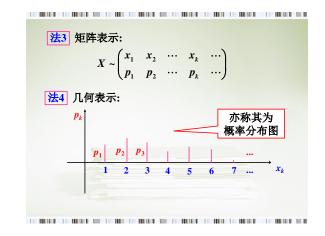
1. 定义: 设离散型随机变量 X 所有可能取的值为 X_k , $k = 1, 2, \cdots$ 其各个可能取值即事件 $\{X = x_k\}$ 的概率为: $P\{X = x_k\} = p_k, \quad k = 0, 1, 2 \cdot \cdots$

则称 $P\{X = x_k\} = p_k$ 为<mark>离散型</mark> 随机变量 X 的 概率分布 或 分布律

分布律的表示方法:

法2 表格表示:

 $x_1 \quad x_2 \cdot \cdots \cdot x_n \cdot \cdots \cdot$



2. 性质



注 ▲ 一般: 求分布律时需验证这两条性质。若成 立则称其为分布律, 否则不能表明所 求的是分布律.

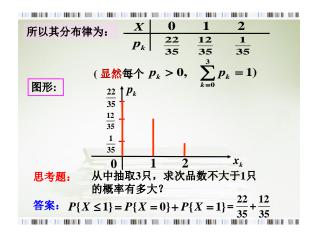
▲ 离散型随机变量才具有分布律

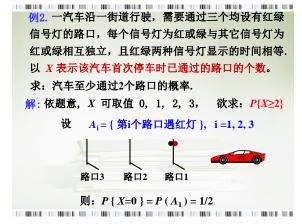
例1. 设在15只同类型的零件中有两只次品,现从中 抽取3只,以 X 表示取出3只中所含次品的个数. 求: X的分布律.

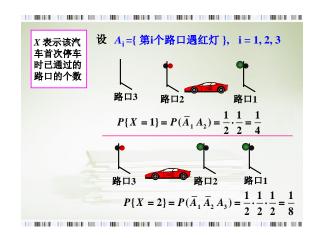
解: 由题意, X的可能取值: 0, 1, 2 X 的各种可能取值的概率如下:

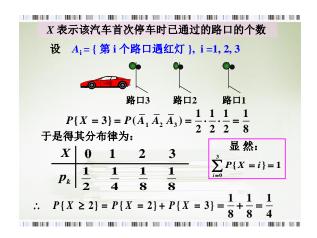
$$P\{X=0\} = \frac{C_{13}^3 C_2^0}{C_{15}^3} = \frac{22}{35} \quad P\{X=1\} = \frac{C_{13}^2 C_2^1}{C_{15}^3} = \frac{12}{35}$$

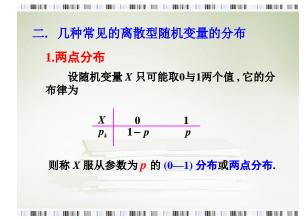
$$P\{X=2\} = \frac{C_{13}^1 C_2^2}{C_{15}^3} = \frac{1}{35}$$

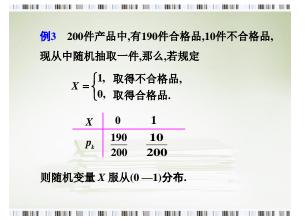












两点分布是最简单的一种分布,任何一个只有 两种可能结果的随机现象,都属于两点分布.

应用

E	A	\overline{A}	p = P(A)	
掷硬币	正面	反面	0. 5	
生孩子	男	女	0. 5	
射击	击中	未击中	0.004	
产品抽样	正品	次品	0. 96	
掷骰子	6点	非6点	1/6	

2.二项分布

(1) 重复独立试验

将试验 E 重复进行 n 次, 若各次试验的结果互 不影响,即每次试验结果出现的概率都不依赖于其 它各次试验的结果,则称这n次试验是相互独立的, 或称为n次重复独立试验.

说明:

把在相同的条件下重复进行 n 次独立试验的 概率模型, 称为 n 次独立试验模型.

(2) n 重贝努利试验

设试验 E 只有两个可能结果: A 及 \overline{A} ,则称 \overline{E} 为贝努利试验.

设 P(A) = p (0 ,此时<math>P(A) = 1 - p.

将E独立地重复地进行n次,则称这一串重 复的独立试验为 n 重贝努利试验 .

(3) 定理: (贝努利定理)

设一次试验中事件A发生的概率为p, (0则在 n 次贝努利试验中事件A 恰发生 k 次概率为: $P_n(k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$ $(k = 0,1,2 \cdots n)$

证明: 按独立事件的概率计算公式可知:

n 次试验中事件A 在某 k 次 (例如前 k 次) 发生而其余 n-k 次不发生的概率应为:

$$\underbrace{p \cdot p \cdot \cdots p}_{k} \cdot \underbrace{(1-p)(1-p)\cdots(1-p)}_{n-k} = p^{k} (1-p)^{n-k}$$

由于现在只考虑事件A在n次试验中发生k次而不论 在哪 k 次发生,所以它应有 C_n^k 种不同的发生方式. 而且它们是相互独立的,故在n次试验中A发生k次的概率(依概率的加法定理)为:

$$P_n(k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$$
 $k = 0,1,2\cdots n$

注 ▲ 显然它满足:

$$P_n(k) \ge 0$$
, $k = 0, 1, 2 \cdots n$
$$\sum_{k=0}^{n} C_n^k p^k (1-p)^{n-k} = (p+q)^n = 1$$

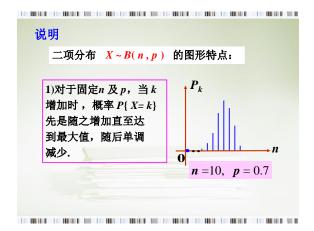
(4). 二项分布

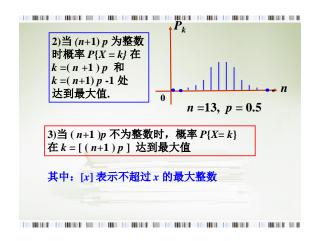
若用X表示n重贝努利概型中事件A发生的次数, 它的分布 律为:

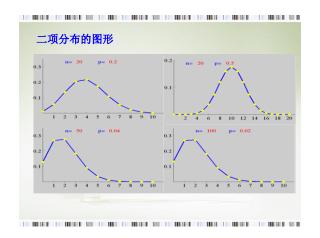
 $P{X = k} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \quad k = 0,1,2\cdots n$ 则称 X 服从参数为 概率 $P\{X=k\}$ 就等于二项式 $[(1-p)+px]^n$ 的展开式中 x^k 记为: $X \sim B(n,p)$ 的系数,这也是二项分布的名称

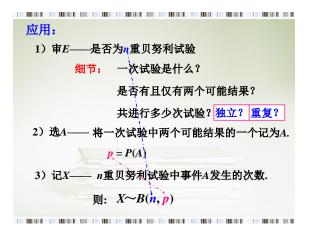
分布率: X 0 1 2·····n $P\{X=k\}$ $P_n(0)$ $P_n(1)$ $P_n(2)$ ····· $P_n(n)$

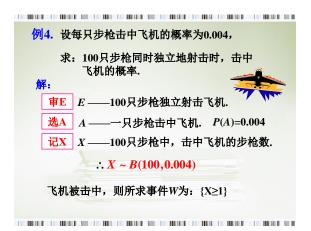
特别当 n=1时, 二项分布即为(0-1)分布

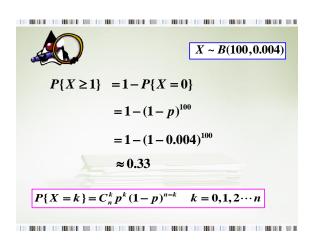












例5. 已知100个产品中有5个次品,现从中有放回 地取3次,每次任取1个。

求: 在所取的 3个产品中恰有 2个次品的概率.

解: 因为,这是有放回地取3次,

所以,这3次试验的条件完全相同且独立。

因此,它是重复独立贝努利试验.

依题意,每次试验取到次品的概率为0.05 设X: 为所取的3个中的次品数,

则 $X \sim B(3, 0.05)$ 于是,所求概率为:

$$P\{X=2\} = C_3^2(0.05)^2(0.95) = 0.007125$$

注 若将例5中的"有放回"改为"无放回",那么 各次试验条件就不同了,就不是贝努利试验, 此时,只能用古典概型求解。

贝努利概型与古典 概型有何区别?

$$P\{X=2\} = \frac{C_{95}^1 C_5^2}{C_{100}^3}$$

贝努里概型对试验结果没有等可能的要求,但要求

(1) 每次试验条件相同,各次试验相互独立

(2) 每次试验只考虑两个互逆结果A 或A

$$\mathbb{H} P(A) = p$$
, $P(\bar{A}) = 1 - p$

例6 设有80台同类型设备,各台工作是相互独立的, 发生故障的概率都是0.01,且一台设备的故障能有一个 人处理。考虑两种配备维修工人的方法,其一是由4人 维护,每人负责20台;其二是由3人共同维护80台。试 比较这两种方法在设备发生故障时不能及时维修的概率 的大小。

解 第一种方法

记X——第1人维护的20台中同一时刻发生故障的台数.

则: $X \sim B$ (20, 0.01)

设A ——设备不能及时维修. $X \sim B \ (20, 0.01)$ A_1 ——第i人维护的设备不能及时维修. 所以: $A = A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4$ $P(A) = P(A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4) \geq P(A_1) = P\{X \geq 2\}$ 而 $P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\}$ $= 1 - C_{20}^0 (0.01)^0 (0.99)^{20-0} - C_{20}^1 (0.01)^1 (0.99)^{20-1}$ = 0.0169 即 $P(A) \geq 0.0169$

第二种方法 记Y — 80台中同一时刻发生故障的台数. 则: $Y \sim B$ (80, 0.01) 设C — 设备不能及时维修. 则C与Y的关系: $C = \{Y \geq 4\}$ $P(A) \geq 0.0169$ $\therefore P(C) = P\{Y \geq 4\} = 1 - P\{Y \leq 3\}$ $= 1 - \sum_{k=0}^{3} C_{80}^{k} (0.01)^{k} (0.99)^{80-k} = 0.0087$ 结论: 任务尽管重了(每人平均维护约27台),但工作效率不仅没有降低,反而提高了。

例7. 若一年中参加人寿保险者里面每个人死亡的概率为0.005,现有1000个这类人参加人寿保险. 试求:在未来一年中在这些保险者里面: (1).有10人死亡的概率 (2).死亡人数少于10人(不含10人)的概率. 解: 审E E——1000人参加人寿保险. n=1000 选A A———人死亡. P(A)=0.005 记X X——参加保险者中死亡人数. 则: X~B(1000, 0.005)

$X \sim B(10000, 0.005)$

(1). 有10人死亡的概率为:

 $P\{X=10\} = C_{1000}^{10}(0.005)^{10}(0.995)^{990}$

(2). 死亡人数少于 10人的概率是:

$$P\{X < 10\} = \sum_{k=0}^{9} C_{1000}^{k} (0.005)^{k} (0.995)^{1000-k}$$

这些计算是非常麻烦的,现给出一个当n很大,p很小时的近似计算公式,即二项分布的 Possion 逼近

3. 泊松分布

设随机变量所有可能取的值为0,1,2,...,而取各个 值的概率为

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, \quad k = 0,1,2,\dots,$$

其中 $\lambda > 0$ 是常数.则称 X 服从参数为 λ 的泊松分 布,记为 $X \sim \pi(\lambda)$.

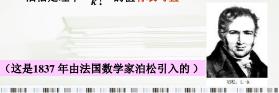
1) 一般的用 $\frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ 去近似二项分布的 $P_n(k)$ 当:

 $n \ge 20$, $p \le 0.05$ 时近似效果颇佳

 $\Leftrightarrow \lambda = np$

 $n \ge 100$, $np \le 10$ 时近似效果更好

 $\frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{h!}$ 的值<mark>有表可查</mark>

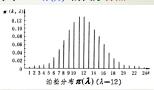


(这是1837年由法国数学家泊松引入的)

2) 泊松分布满足分布律的两个条件:

$$P\{X=k\} \ge 0, \quad \sum_{k=0}^{\infty} P\{X=k\} = 1$$

3) 泊松分布 $X \sim_{\pi}(\lambda)$ 的图形特点:



4) 在实际中, 许多随机现象服从或近似服从泊 松分布。

例如

某电话交换 台收到的电





降落的飞





台纺纱机的断纱数

都可以看作泊松分布.

例8. 用泊松定理中的近似公式计算例 6

1000人参加保险,每人的死亡率为0.005. 求: 10人死亡; 小于10人死亡的概率。

F: (1): $\lambda = 1000 \times 0.005 = 5$

$$P\{X=10\} = \frac{5^{10} \cdot e^{-5}}{10!} = \frac{9765625 \times 0.0067379}{3628800}$$

$$= 0.01813$$

$$P\{X < 10\} = 1 - P\{X \ge 10\} \approx 1 - \sum_{k=10}^{\infty} \frac{5^k e^{-5}}{k!}$$

=1-0.031828 = 0.96817 查表

