7267	N事件与构 然现象 拟现象 <u></u>	孩子 量量复试整 > 孩;十叔;往此	—>1天1十柱环草。 ③每次试验炝好出讯其中-种恐果,不可预尔
		基本3件(样本点) 全体的集合	
机的学论与集合在中的根积含对应:			
1	符号	概率论	集合论
	S	样本空间,必然事件	空间 (全集)
	Ø	不可能事件	空集
	e	基本事件(样本点)	元素
	A	事件	子集
	$\overline{\mathbf{A}}$	A的对立事件	A的余集
4.275	$A \subset B$	事件A发生必然导致事件B发生	A是B的子集
	A = B	事件A与事件B相等	A与B相等
A.B至[: A+B ←		事件A与事件B至少有一个发生	A与B的并集
	→A∩B		A与B的交集
AĒ←	→ A – B		A与B的差集
	$AB = \emptyset$	事件A与事件B互不相容	A与B没有公共元素
重要运	1. 1.	AUB=BUA, AB=BA	
2) 倍	含律: (/	AUBINC=ANIBNCI, (Al	•
412	偶原理	AUB = ANB, ANB :	, ANBOUC =(AUC)N(BUC) = AUB
13年11	读:	让→积→和差	

古典概型: ①结果病限 ②节可能发生
P(A) = A所包含的基本3件微数 基本3件的总数 ② 基本3件的总数

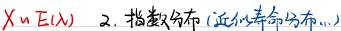
P(A) = A的声量(长度,面积...)

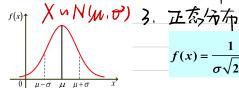
极关的心理化定义: 1)任-3件A,P(A120 2) P(5) = 1 3) 圣不相容3件A.A...An... $P(A_1 + A_2 + ... + A_n + ...) = p(A_1) + ... + p(A_n) + ...$ ⇒推论: P(Ø) = 0 (a) P(A,+A2+1,+An) = P(A,)+P(A)+1+P(An) ③ D < P(A) < | , P(A) = 1-P(A) 翻题落用以反面求解。 一般概率加进公式: $P(A_1 V A_2 V ..., V A_n) = \sum_{i=1}^{n} P(A_i) - \sum_{1 \le i \le j \le n} P(A_i A_j) + \sum_{1 \le i \le j \le k \le n} P(A_i A_j A_k) + ... + (-1)^{n-1} P(A_i A_2 ... A_n)$ X.相解为D未以是不可能3件、相解率为1也未必是必然3件。 32 条件概率与独立性 S条件概率P(AIB)——事件A与事件B发生的条件概率 $P(A|B) = \frac{P(AB)}{D(B)} \Rightarrow P(AB) = P(A)P(B|A) = P(B)P(A|B)$ P(A(A2 ... An) = P(A1) P(A2 | A1) P(A3 | A2A1) ... P(An | A(A2... An) 条件根据同样满足根据的公理化定义 区份: P(AB) & P(AIB), B发生 1)在P(AB)中作为话果 少在P(A(B)中作为条件 全根的多公式 76A1,A2,…,An是3不相容的事件且P(Ai)>0(i=1.2...n), 若对于任-事件B,有A,+Az+Az+...+Aw>B,例 $P(B) = \sum_{i=1}^{N} P(A_i) P(B|A_i)$

风叶斯公式:回溯导致B事件发生的因素 设A1,A2,…,An是BR相写的事件且P(Ai)>0(1=1.2...n), 若对于任一事件B,有A1+A2+A3+...+Am>B,且P(B)>0,即 从驻棚军 $P(A; |B) = \frac{n}{\sum_{i=1}^{N} P(A; i) P(B|A; i)}$ 事件的独让性 O A与B极至独之《> P(AB) = P(A)P(B) DIA). PIB) > 0 > P(A(B) = P(A) , P(B(A) = P(B) ·A5B, A5B, A5B相多独立 ① DIA1=0或1, MA与任意事件独立 0<P(A)<1,0<P(B)<1,A,B相互加强之为至不相定不能同时成之。 0 < P(A) P(B) ≠ P(AB)=0 AB=Ø < P(AB) = P(A)P(B)A,B,CP(AC)=P(A)P(C) | 两两独立 相互独立 P(BC)=P(B)P(C)P(ABC) = P(A)P(B)P(C)相互独立 ____ 两两独立 @ 20个事件相多独立。 $P(A_{i,A_{i}}, A_{i,k}) = P(A_{i,1}) P(A_{i,k}) \cdots P(A_{i,k})$ (代表 $\sum_{k=1}^{n} C_{i,k}^{i} = 2^{n} - n - 1$ 个式子) 即其科技可加入事件相互独立 且将其中任意介事件换成对主事件仍满定相互独立 n重伯努利实验 - 查复独立实验 二項格字公式: $P_n(k) = C_n^k p^k q^{n-k}$ 怕松逼近: 若 $n \to \infty$, $p \to 0$ 使得 $np = \lambda > 0$, $C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \longrightarrow \lambda^k e^{-\lambda}$

五斤及相互独立 3月: 两个事件不能同时发生 P(AUB) = P(A) + P(B) 特例:对主事件 独心:两个事件名自发生与飞与另一事件的发生无关系。P(AB) = P(A)P(B)五十一定不胜区 面如到半定独立? O A与B相互独立《A与B相互独立《A与B相互独立 ←> A与B相互独立 ② 对独立事件因不含相同事件作运算,得到新事件仍独立 3 (P(BIA) = P(B) 1 P(AIB) = P(A) (P(B|A) = P(B|A) => P(B|A) + P(B|A) = | (D) P(A)=0或P(A)=1, R)(A与任意事件独立 二條齊教: Pij=PriyPrij) 二條连续: f(x,y) = f(x)f(y) 混合型: (F(x,y) = F(x)F(y) [P(x < x . , y < y .) = P(x < x .) P(y < y .)

写3. 随机变量及其分布 随机变量: TAMX试验E的样本空间3—>X(e)单值实值函数 秀敬型階級機量 (有限介值或可例み字多介值) (概变)另布列: ①数字码式: P(X=xk)=pk(k=1,2,...) ②表格形式: N和常见的另布到: $X \sim B(I,p)$ ル O-1 特権(信義が場所) $X \sim B(n,p)$ る、二次分布 n=1 は、退化的O-1 場所 $P(X=k) = C_n p^k q^{n-k} (k=0,1,2,...,n)$ $X \cup P(\lambda)$ 3. We take $P(X=k) = \frac{\lambda^k e^{\lambda}}{k!}, \lambda > 0 \ (k=0,1,2,...,n)$ $X \sim G(p)$ 4 N/司分析 (无论心性) $P(X=k) = Q^{k-1}P(k=1,2...)$ 直到第k次才成功 $X \sim H(n, N, M)$: 起 $M \supset F(x) = \frac{C_M C_{N-M}^{N-k}}{C_N C_{N-M}^{N-k}} (k=0,1,2,...,l)$ (A 布 这 $M : F(x) = P(X \leq X)$ $S \sim F(x) \leq D \qquad (k=0,1,2,...,l)$ $S \sim F(x) \leq D \qquad (k=0,1,2,...,l)$ $S \sim F(x) = P(X \leq X)$ $S \sim F(x) = \lim_{x \to \infty} F(x) = 0 \qquad (k=0,1,2,...,l)$ $S \sim F(x) = \lim_{x \to \infty} F(x) = 0 \qquad (k=0,1,2,...,l)$ $S \sim F(x) = \lim_{x \to \infty} F(x) = 0 \qquad (k=0,1,2,...,l)$ 连续型随柳变量: 林海军强度fix) 一般分分为企数Fix) N和重要的连续型陷机变量: XNVIa,b] /、切切分布(均可能…) $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b \\ 0, & x < a, \end{cases}$ $F(x) = \begin{cases} 0, & x < a, \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \le x < b, \end{cases}$





$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \left(-\infty < x < +\infty\right), \Longrightarrow F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{-(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$

题团计算时,常转化到杨准正态分布计算

随机变量函数的分布:

(1)分布函数法。

1. 先求Y的分布函数 $F_Y(y)$ 。

 $F_Y(y) = P(Y \le y) = P\{g(X) \le y\} \to 表示成X的分布函数; 4$

2. 求导数: $f_{Y}(y) = F'_{Y}(y)$.

(2)公式法。

定理 1 设X的概率密度 $f_X(x)$, y = g(x)为(a,b)上严格<u>单调可</u>微函数

 $(-\infty \le a < b \le +\infty)$,则Y = g(X)的概率密度为。

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) | h'(y) |, A < y < B, \\ 0, 其他. \end{cases}$$

其中h(y)为g(x)的反函数且 $A = min\{g(a), g(b)\}, B = max\{g(a), g(b)\}.$

定理 2 设X的概率密度 $f_X(x)$, y = g(x)在不相交的区间 I_1, I_2, \cdots 上逐段严格单 调,其反函数分别为 $h_1(y)$, $h_2(y)$, \cdots , 且 $h_1'(y)$, $h_2'(y)$, \cdots 均连续,则Y = g(X)的概 率密度为₽

$$f_{Y}(y) = \sum_{i=1}^{n} f_{X}(h_{i}(y)) |h'_{i}(y)|$$

多k 多难随机变量及其分布 20/维随机向量:定义在同一个样本空间子上的20个对面机变量组 太的zu作向量(Xi, Xz, ···Xw) (x,y)(二元)分布正数: F(x·y)=P(X < x · Y < y) →基本性质:①恒满足0≤F(x,y)≤| ②对名自变量单调不减且左连续 ③对从和4,有 $F(-\infty, y) = \lim_{x \to -\infty} F(x, y) = 0, \quad F(-\infty, -\infty) = \lim_{\substack{x \to -\infty \\ y \to -\infty}} F(x, y) = 0,$ $F(x,-\infty) = \lim_{y \to -\infty} F(x,y) = 0, \quad F(+\infty,+\infty) = \lim_{x \to +\infty} F(x,y) = 1;$ P(X1<X=X2, y1<Y=y2) = F(X2, y2)-F(X2, y1)-F(X1, y2)+F(X1, y1) '拉洛/方布亚数: Fx(x) = P(X<x)=F(x,+00) = lim F(x,y) $F_{Y}(y) = P(Y < y) = \overline{F}(+\infty, y) = \lim_{x \to \infty} \overline{F}(x, y)$ 二准离散型酒机度量 $P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, (i, j = 1, 2, \cdots),$ ►(X,Y)分布列的性质: (1) $p_{ij} \ge 0$ $(i, j = 1, 2, \cdots);$ $(2) \sum \sum p_{ij} = 1;$ $(3)P\{(X,Y) \in G\} = \sum_{(x_i,y_i) \in G} P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_{(x_i,y_i) \in G} p_{ij}$ $P(X=x_i) = \sum_{i=1}^{+\infty} P(X=x_i, Y=y_j) = \sum_{j=1}^{+\infty} p_{ij} \stackrel{\triangle}{=} p_{i}. \quad \underline{(i=1,2,\cdots)},$ $P(Y = y_j) = \sum_{i=1}^{+\infty} P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_{i=1}^{+\infty} p_{ij}^{\Delta} = p_{ij} \quad (j = 1, 2, \cdots).$ X与YALLES P(X=X:, Y=y;) = P(X=X;) P(Y=Y;)

禹散型条件分布到:

①X在条件Y=Y;下的条件分布列

$$P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{p_{ij}}{p_{ij}} \ i = 1, 2 \cdots$$

②Y在条件X=X:下的条件分布列

$$P(Y = y_j | X = x_i) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(X = x_i)} = \frac{p_{ij}}{p_{i}} j = 1, 2 \cdots$$

X与Y相互独立的充要条件是

$$\begin{cases} P(X = x_i | Y = y_j) = P(X = x_i), i = 1, 2 \dots \\ P(Y = y_j | X = x_i) = P(Y = y_j), j = 1, 2 \dots \end{cases}$$

二准连续型酒机要量

(联名)根据学院在f(x,y)=(F(x,y)=)x f(y,v)dudv.

$$\frac{\partial^2 F(x,y)}{\partial x \partial y} = f(x,y) \text{ (连续点)}$$

 $\Rightarrow 1/2$ ξ : $f(x,y) \ge 0$;

立為根殊沒及

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy,$$
 $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx.$

$$a$$
、二维均匀分布 b 、二维正态分布

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{S(G)}, & (x,y) \in G, \\ 0, &$$
其他.
$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}, \frac{1}{(x-\mu_1)^2}, \frac{1}$$

$$f(x,y) = \begin{cases} S(G) & (x,y) \in S, \\ 0, & 其他. \end{cases}$$

$$\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \end{cases}$$

$$(-\infty < x < +\infty, -\infty < y < +\infty),$$

二维正系另布的两个边缘分布都是一维正态分布。

条件根存落度:

 $T_{y=y}$ 在 $Y_{y=y}$ 条件下,随机变量 X 的条件概率密度 $f_{x|y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_{x}(y)}$.

在X=x条件下,随机变量Y的条件概率密度 $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_{X}(x)}$.

条件分布函数与条件概率密度间的关系

$$\int_{-\infty}^{\infty} F_{X|Y}(x \mid y) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f(u, y)}{f_{x}(y)} du = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X|Y}(u \mid y) du$$

X与Y相互独立的充要条件是 $\begin{cases} f_{X|Y}(x|y) = f_X(x), \\ f_{Y|Y}(y|x) = f_Y(y). \end{cases}$

硇加变量的独立性:

③ 条件概算:

$$P(X=x_i|Y=y_i) = P(X=X_i) 且 P(Y=y_i|X=x_i) = P(Y=y_i)$$

 $If_{x_i|Y}(x_i|Y) = f(x_i) 且 f_{Y_i|X}(y_i|X) = f(y_i)$

eq.二维正高份布X与Y相互独之的充要条件是P=0

- 二维酶加速量是数的分布。

分布函数法: 设(X, Y)概率密度f(x, y), Z=g(X, Y), 求Z的概率 密度 $f_z(z)$

$$F_{Z}(z) = P(Z \le z) = P\{g(X,Y) \le z\} = \iint_{g(x,y) \le z} f(x,y) dx dy$$
$$f_{Z}(z) = F'_{Z}(z).$$

公式法

1) Z=X+Y的概率密度为 $f_Z(z)=\int_{-\infty}^{+\infty}f(x,z-x)dx$. $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y,y)dy.$

当X与Y独立时

$$f_{z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{\chi}(x) f_{\gamma}(z-x) dx,$$

$$f_{z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{\chi}(z-y) f_{\gamma}(y) dy.$$
卷积公式

2) Z=kX+Y的概率密度为 $f_Z(z)=\int_{-\infty}^{+\infty}f(x,z-kx)dx$.

当X与Y独立时 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-kx) dx$,

3) Z=X+kY的概率密度为 $f_Z(z)=\int_{-\infty}^{+\infty}f(z-ky,y)dy$.

当X与Y独立时 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-ky) f_Y(y) dy$.

4) Z=XY的概率密度为

$$f_{z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, \frac{z}{x}) \frac{1}{|x|} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f(\frac{z}{y}, y) \frac{1}{|y|} dy$$

当X与Y独立时

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X}(x) f_{Y}(\frac{z}{x}) \frac{1}{|x|} dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X}(\frac{z}{y}) f_{Y}(y) \frac{1}{|y|} dy$$

5) Z=Y/X的概率密度 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, xz) |x| dx$

当X与Y独立时 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(xz) |x| dx$

$M=\max(X,Y)$ 分布函数为

 $F_M(z) = P(M \le z) = P(\max(X, Y) \le z)$ 独立 $= P(X \le z, Y \le z) = P(X \le z)P(Y \le z),$

X与Y独立时, $F_{M}(z) = F_{X}(z)F_{Y}(z)$.

 $N=\min(X,Y)$ 的分布函数为

$$F_N(z) = P(N \le z) = P(\min(X, Y) \le z) = 1 - P(X > z, Y > z)$$

X与Y独立时, $F_{N}(z) = 1 - [1 - F_{N}(z)][1 - F_{N}(z)].$

例4 若X和Y相互独立,它们分别服从参数为 2,,2,的泊松分布, 证明Z=X+Y服从参数为 $\lambda_1+\lambda_2$ 的泊松分布.

 $P(Z=k) = P(X+Y=k) = \sum_{i=1}^{k} P(X=i,Y=k-i)$ $= \sum_{i=1}^{k} P(X=i)P(Y=k-i) = \sum_{i=1}^{k} \frac{\lambda_{1}^{i}}{i!} e^{-\lambda_{1}} \cdot \frac{\lambda_{2}^{(k-i)}}{(k-i)!} e^{-\lambda_{2}}$ $=\sum_{i=1}^{k}\frac{\lambda_{1}^{i}\lambda_{2}^{(k-i)}}{i!(k-i)!}e^{-(\lambda_{1}+\lambda_{2})}=\frac{e^{-(\lambda_{1}+\lambda_{2})}}{k!}\sum_{i=0}^{k}\frac{k!}{i!(k-i)!}\lambda_{1}^{i}\lambda_{2}^{(k-i)}$ $=\frac{e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}}{k!}\sum_{i=0}^{k}C_{i}^{i}\lambda_1^{i}\lambda_2^{(k-i)}=\frac{(\lambda_1+\lambda_2)^k}{k!}e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}(k=0,1,\cdots)$

结论

 $1.X_1, X_2, \dots, X_n$ 独立且 $X_i \sim P(\lambda_i)(i=1,2,\dots,n)$ 则

 $X_1+X_2+\cdots+X_n\sim P(\lambda_1+\lambda_2+\cdots+\lambda_n).$

 $2. X_1, X_2, \cdots, X_n$ 独立且均服B(1, p),则 $X_1 + X_2 + \cdots + X_n \sim B(n, p)$.

 $3. X_1, X_2, \cdots, X_k$ 独立且 $X_i \sim B(n_i, p)(i = 1, 2, \cdots, k)$ 则

 $X_1 + X_2 + \cdots + X_k \sim B(n_1 + n_2 + \cdots + n_k, p).$

例6 设 $X \sim N(0,1), Y \sim N(0,1), 且X和Y独立,$ 则 $Z = X + Y \sim N(0,2)$.

证明 由卷积公式有 $f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx$ $=\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(z-x)^2}{2}} dx = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(x-\frac{z}{2})^2} dx$
$$\begin{split} &=\frac{1}{2\pi}e^{-\frac{z^2}{4}}\int_{-\infty}^{+\infty}e^{-\frac{t^2}{2}}\frac{1}{\sqrt{2}}dt = \frac{1}{2\pi}\sqrt{\pi}e^{-\frac{z^2}{4}}\int_{-\infty}^{+\infty}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{t^2}{2}}dt \\ &=\frac{1}{2\sqrt{\pi}}e^{-\frac{z^2}{4}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{2}}e^{-\frac{(z-0)^2}{2(\sqrt{2})^2}}. \\ &\mathbb{E} \mathcal{D} \cdot Z = X + Y \sim N(0,2). \end{split}$$

推广 设 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2), 且X和Y独立,$

则 $Z = X + Y \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$.

一般结论 n个独立正态变量的线性组合仍为正态分布

- 1. 设X, 和X, 是任意两个相互独立的连续型随机变量,它们 的概率密度分别为 $f_1(x)$ 和 $f_2(x)$,分布函数分别为 $f_1(x)$ 和 $F_{\gamma}(x)$,则()
- (A) $f_1(x) + f_2(x)$ 必为某一随机变量的概率密度;
- (B) $f_1(x)f_2(x)$ 必为某一随机变量的概率密度; (C) $F_1(x) + F_2(x)$ 必为某一随机变量的分布函数;
- (D) $F_1(x)F_2(x)$ 必为某一随机变量的分布函数.

♣ 设X,....,X,,是n个相互独立的随机变量,它们的分布函数分别为 $F_{X_i}(x_i), i = 1, 2, \dots, n.$

 $M=\max(X_1,...,X_n)$ 和 $N=\min(X_1,...,X_n)$ 的分布函数为

$$F_{\max}(z) = F_{X_1}(z)F_{X_2}(z)\cdots F_{X_n}(z),$$

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_{X_1}(z)][1 - F_{X_2}(z)]\cdots [1 - F_{X_n}(z)].$$

若 $X_1, ..., X_n$ 独立同分布于相同的分布函数F(z),则

$$F_{\max}(z) = [F(z)]^n, \qquad f_{\max}(z) = n[F(z)]^{n-1} f(z),$$

$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F(z)]^n. \qquad f_{\min}(z) = n[1 - F(z)]^{n-1} f(z).$$

X,是连续随机变量且有相同概率密度f(z)

二维磁加速量类推卸可 $E[Z] = E[g(X,Y)] = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_i, y_j) p_{ij};$ $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x, y) dx dy,$ $E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y f(x, y) dx dy.$ $\emptyset \ E(C) = C , \ E(CX) = CE(X)$ $Q = (X_1 + \dots + X_m) = Z(X_1) + \dots + Z(X_m)$ E(X,X, ... Xm)=E(X,)E(X2)…E(Xm) 方差: D(X)=E[X-E(X)]²≤E(X-C)² $D(x) = Z(X^2) - Z(x) > 0$ (高椒: $D(x) = Z[x; -Z(x)]^2$);
连读: $D(x) = Z[x; -Z(x)]^2$ [x. Z(x) = Z(x)] Z(x) = Z(x)(2) Z(x) = Z(x)(3) Z(x) = Z(x)(4) Z(x) = Z(x)(5) Z(x) = Z(x)(6) Z(x) = Z(x)(7) Z(x) = Z(x)(8) Z(x) = Z(x)(9) Z(x) = Z(x)(10) Z(x) = Z(x)(11) Z(x) = Z(x)(12) Z(x) = Z(x)(13) Z(x) = Z(x)(14) Z(x) = Z(x)(15) Z(x) = Z(x)(16) Z(x) = Z(x)(17) Z(x) = Z(x)(18) Z(x) = Z(x)(19) Z(x) = Z(x)为分小必要 $\Rightarrow \int D(X_1 + X_2 + \ldots + X_N) = D(X_1) + \ldots + D(X_N)$ $D(XY) = D(X)D(Y) + D(X)[E(Y)]^2 + D(Y)[E(X)]^2.$ (3) $D(x) = 0 \iff P(x=\alpha) = 1$. ①一般情况了, $D(X_1 + X_2) = D(X_1) + D(X_2) + \sum [E(X_1X_2) - E(X_1)E(X_2)]$ Cov(X1,X2) TABA差: COV(X,Y)=E{[X-E(X)][Y-E(Y)]}=E(XY)-E(X)E(Y) 性质: ①对称性 Cov(X,Y) = Cov(Y,X) O Cov(ax,by) = abcov(x,y) 3 COU(X1+X2, Y) = COU(X1, Y) + COU(X2, Y)

才及系数: $p = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Dix}\sqrt{Dix}}$ 性质: 1. $|\rho| \leq 1$; 2. $|\rho|=1 \Leftrightarrow$ 存在常数a,b,使P(Y=a+bX)=1. $\rho = 1$ 时,b > 0,正相关; $\rho = -1$ 时,b < 0,负相关 在新:加上一定不相关,但不相关不一定成立 原族を: dk=E(XP) 中以海· BK= E[X-E(X)]R 强用的分布表: 若 $X \sim B(1, p)$,则E(X) = p,D(X) = p(1-p), 若 $X \sim B(n, p)$,则E(X) = np,D(X) = np(1-p), 若 $X \sim P(\lambda)$,则 $E(X) = D(X) = \lambda$, $(\lambda > 0)$, 若 $X \sim G(p)$,则E(X) = 1/p, $D(X) = (1-p)/p^2$, 若 $X \sim U(a,b)$,则E(X) = (a+b)/2, $D(X) = (b-a)^2 / 12$, 若 $X \sim E(\lambda)$,则 $E(X) = 1/\lambda$, $D(X) = 1/\lambda^2$, $(\lambda > 0)$, 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则 $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2, (\sigma > 0)$. 大数定律: 依概率收敛: Z1, Z2, m, Zr, m是一个随机度量序列, $\lim_{n\to\infty} P(|\mathbf{Z}_n - \alpha| < \varepsilon) = 1$ $\lim_{n\to\infty} P(|\mathbf{Z}_n - \alpha| < \varepsilon) = 1$ $\lim_{n\to\infty} P(|\mathbf{Z}_n - \alpha| < \varepsilon) = 1$ $\lim_{n\to\infty} P(|\mathbf{Z}_n - \alpha| < \varepsilon) = 0$ $\lim_{n\to\infty} P(|\mathbf{Z}_n - \alpha| < \varepsilon) = 0$ $\lim_{n\to\infty} P(|\mathbf{Z}_n - \alpha| > \varepsilon) = 0$ 切比雪夫大数定律: X1, X2,..., Xm,...是相至独立的随机变量序列 $\begin{cases} \lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} E(X_i) \right| \ge \epsilon \right\} = 0$ $\lim_{n\to\infty} P\{|\frac{1}{n}\sum_{i}X_{i}-\frac{1}{n}\sum_{i}E(X_{i})|<\varsigma\}=|$

辛钦大数定律

设 $X_1,X_2,...$ 是独立同分布的随机变量序列,且

$$E(X_i) = \mu, (i = 1, 2, \cdots)$$
 ,则对任给 $\varepsilon > 0$,

有

$$\lim_{n\to\infty} P\{|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i - \mu| \ge \varepsilon\} = 0$$

或

$$\lim_{n\to\infty} P\{|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i - \mu| < \varepsilon\} = 1.$$

伯努利大数定律

设 Y_n 是n重伯努利试验中事件A发生的次数,p(0 $县事<math>M_1$ 4份生的概率。则对任经的 N_2 0、有

$$\lim_{n\to\infty}P\{|\frac{Y_n}{n}-p|\geq\varepsilon\}=0,\quad \text{ im } \lim_{n\to\infty}P\{|\frac{Y_n}{n}-p|<\varepsilon\}=1,$$