## 基础数理统计 2023 Spring

Discrete dist.	pmf	mean	variance	mgf/moment
Discrete Uniform(n)	$\frac{1}{n}$	<u>n+1</u>	$\frac{n^2-1}{12}$	$\frac{e^t(1-e^{nt})}{n(1-e^t)} = \frac{1}{n} \sum e^{it}$
Bernoulli(p)	$p^x(1-p)^{1-x}$	p	p(1 - p)	$(1-p) + pe^t$
Binomial $(n, p)$	$\binom{n}{x}p^x(1-p)^{n-x}$	np	np(1-p)	$((1-p)+pe^t)^n$
Geometric(p)	$(1-p)^{x-1}p$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	$\frac{pe^t}{1-(1-p)e^t}$
$Poisson(\lambda)$	$\frac{\lambda^x}{x!}e^{-\lambda}$	λ	λ	$e^{\lambda(e^t-1)}$
Beta-binomial $(n, \alpha, \beta)$	$\frac{\binom{n}{x}\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}}{\frac{\Gamma(x+\alpha)\Gamma(n-x+\beta)}{\Gamma(n+\alpha+\beta)}}$	$\frac{n\alpha}{\alpha+\beta}$	$\frac{n\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2}$	If $X P$ is Binomial $(n,P)$ , and $P$ is Beta $(\alpha,\beta)$ , then $X$ is Beta-binomial $(n,\alpha,\beta)$ .

	Continuous dist.	pdf	mean	variance	mgf/moment
	Uniform(a, b)	$\frac{1}{b-a}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	$\frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b-a)}$
-	$Exponential(\theta)$	$\frac{1}{\theta}e^{-\frac{x}{\theta}}$	$\theta$	$ heta^2$	$\frac{1}{(1-t\theta)^2}, t < \frac{1}{\theta}$
-	Exponential( $\lambda$ )	$\lambda e^{-\lambda x}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	$\frac{1}{(1-t\theta)^2}, t < \frac{1}{\theta}$ $\frac{\lambda}{\lambda - t}, t < \lambda$ $e^{\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$
	$\mathrm{Normal}(\mu,\sigma^2)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	μ	$\sigma^2$	$e^{\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$
	$Gamma(\alpha, \beta)$	$\frac{1}{2\pi(x)} e^{-x/\beta}$	$\alpha\beta$	$lphaeta^2$	$\left(\frac{1}{1-\beta t}\right)^{\alpha}, t < \frac{1}{\beta}$
	$Beta(\alpha, \beta)$	$\frac{\Gamma(\alpha)\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}$	$\frac{\alpha}{\alpha + \beta}$	$\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$	$1 + \sum_{k=1}^{\infty} \left( \prod_{i=0}^{k-1} \frac{\alpha + i}{\alpha + \beta + i} \right) \frac{t^k}{k!}$
	Cauchy $(\mu, \sigma)$	$\frac{1}{\pi \sigma} \frac{1}{(x-\mu)^2}$	undefined	undefined	undefined
-	$\chi_p^2$	$\frac{1}{2^{p/2}\Gamma(p/2)}x^{p/2-1}e^{-x/2}$	p	2 <i>p</i>	$(1-2t)^{-p/2}, t < 1/2$

## 1.概率

条件概率 P(A|B) = P(AB)/P(B) 全概率  $P(B) = \sum_i P(B|A_i)P(A_i)$  贝叶斯  $P(A_i|B) = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_j P(B|A_j)P(A_j)}$ 

作业: 蓝眼 1/4。对于三个孩子的家庭,如果至少有一个孩子是蓝眼睛 (A),至少有两个蓝眼睛 (B) 的概率为 P(B|A) = P(AB)/P(A) = P(B)/P(A) = 10/37. 作业:  $p_{1...5} = 0, \frac{1}{4}, \frac{1}{2}, \frac{3}{4}, 1$  代表第 i 枚硬币出现正面的概率。随机选取一枚硬币,投掷直到出现正面。求  $P(C_i \mid B_4), B_4$  表示第 4 次首次出现正面。由贝叶斯,  $P(C_i \mid B_4) = \frac{P(B_4 \mid C_i)P(C_i)}{\sum_{i \in [5]}P(B_4 \mid C_i)P(C_i)} = \frac{P(B_4 \mid C_i)}{\sum_{i \in [5]}P(B_4 \mid C_i)}$ .

## 2.随机变量

随机变量  $X:\Omega\mapsto\mathbb{R}$  对每个样本赋予实值。

CDF  $F_X(x) = P(X \le x)$ 

PDF 1:  $f_X(x) \ge 0$ , 2:  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$ , 3:

 $P(a < X < b) = \int_a^b f_X(x) dx.$ 

 $F^{-1}(q) = \inf\{x : F(x) > q\}, (\max x : f(x) \le q)$  Poisson 分布: 平均 5 分钟 10 人到店,问等待第一个顾客两分钟以上的概率。两分钟实际到店人数 X 服从参数为  $\lambda = 4$  的 Poisson 分布, $P(T > 2) = P(X = 0) = e^{-4}$ . 推广,等待时间  $F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ , $f(t) = F'(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ ,为指数分布, $t \in [0, \infty)$ 。

二维正态分布: 
$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2}\right]\right)$$

边际分布:  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) \, \mathrm{d}y$  独立定义  $P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A)P(Y \in B)$ ,  $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$ , 独立 iff  $\forall x,y,f(x,y) = r(x)g(y)$ ,  $f_X(x) = r(x)/\int_{-\infty}^{\infty} r(x) \, \mathrm{d}x$  条件分布  $f_{X|Y}(x|y) = \frac{P(X=x,Y=y)}{P(Y=y)} = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}$  多项分布:  $P(\dots,X_k=n_k) = \frac{n!}{n_1!\dots n_k!}p_1^{n_1}\dots p_k^{n_k}$  多元正态分布:  $f(x_1,\dots,x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}|\Sigma|^{1/2}}\exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^T\Sigma^{-1}(x-\mu)\right)$  随机变量的函数: 对于随机变量 X 考虑函数形式

test

随机变量的函数: 对于随机变量 X 考虑函数形式 r(x), 计算 Y = r(X) 的分布: 对每个 y 求集合  $A_y = \{x : r(x) \leq y\}$ ; 求 CDF:  $F_{r(X)}(y) = P(x) \leq y$  =  $P(x) \in A_y = \int_{A_y} f_X(x) dx$ ; 求 PDF:  $f_Y(y) = f_Y'(y)$ 。当 r 单调时,r 的反函数为  $s = r^{-1}$ ,有  $f_Y(y) = f_X(s(y)) \left| \frac{ds(y)}{dy} \right|$ 。

例:  $f_X(x) = e^{-x}(x > 0)$ ,  $F_X(x) = \int_0^x f_X(s) ds = 1 - e^{-x}$ 。  $\Leftrightarrow Y = r(X) = \log X$ ,  $A_y = \{x : x \le e^y\}$ ,  $F_Y(y) = P(X \le e^y) = F_X(e^y) = 1 - e^{-e^y}$ ,  $f_Y(y) = F_Y'(y) = e^y e^{-e^y}$ 。

作业: 令  $X, Y \sim \text{Uniform}(0, 1)$  且独立,求 X - Y 的 PDF。令  $Z = X - Y, F_Z(z) = \int_{x+y < z} f(x, y) \, dx \, dy =$ 

$$\begin{cases} 0 & \text{if } z \le -1 \\ \frac{(1+a)^2}{2} & \text{if } -1 < z < 0 \\ 1 - \frac{(1-a)^2}{2} & \text{if } 0 \le z < 1 \\ 1 & \text{if } z \ge 1 \end{cases} \begin{cases} f_Z(z) = \\ 1 + z, \quad -1 < z < 0 \\ 1 - z, \quad 0 \le z < 1 \\ 0, \quad \text{otherwise} \end{cases}$$

test