

随机事件与概率

公式名称	公式表达式
德摩根公式	$\overline{A \cup B} = \overline{A} \cap \overline{B}, \quad \overline{A \cap B} = \overline{A} \cup \overline{B}$
古典概型	$P(A) = \frac{m}{n} = \frac{A \text{包含的基本事件数}}{\text{基本事件总数}}$
几何概型	$P(A) = \frac{\mu(A)}{\mu(\Omega)}$ ，其中 μ 为几何度量（长度、面积、体积）
求逆公式	$P(\overline{A}) = 1 - P(A)$
加法公式	$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$ 当 $P(AB) = 0$ 时， $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$
减法公式	$P(A - B) = P(A) - P(AB)$ ， $B \subset A$ 时 $P(A - B) = P(A) - P(B)$
条件概率公式	$P(B A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$
乘法公式	$P(AB) = P(A)P(B A) \quad P(AB) = P(B)P(A B)$
全概率公式	$P(B) = \sum_{i=1}^n P(A_i)P(B A_i)$
贝叶斯公式 (逆概率公式)	$P(A_j B) = \frac{P(A_j)P(B A_j)}{\sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)P(B A_i)}$
两件事件 相互独立	$P(AB) = P(A)P(B)$ ； $P(B A) = P(B)$ ； $P(B A) = P(B \overline{A})$ ；

二、随机变量及其分布

1、分布函数性质

$$F(x) = P(X \leq x) \quad P(a < X \leq b) = F(b) - F(a)$$

2、离散型随机变量

分布名称	分布律
0-1 分布 $B(1, p)$	$P(X = k) = p^k (1 - p)^{1-k}, \quad k = 0, 1$
二项分布 $B(n, p)$	$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n$
泊松分布 $P(\lambda)$	$P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$

3、续型随机变量

分布名称	密度函数	分布函数
均匀分布 $U(a,b)$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$	$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x < b \\ 1, & x \geq b \end{cases}$

分布名称	密度函数	分布函数
指数分布 $E(\lambda)$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$	$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$
正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ $-\infty < x < +\infty$	$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$
标准正态分布 $N(0,1)$	$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ $-\infty < x < +\infty$	$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$

三、多维随机变量及其分布

1、离散型二维随机变量边缘分布

$$p_{i\cdot} = P(X = x_i) = \sum_j P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_j p_{ij}$$

$$p_{\cdot j} = P(Y = y_j) = \sum_i P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_i p_{ij}$$

2、离散型二维随机变量条件分布

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

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

3、连续型二维随机变量 (X, Y) 的分布函数 $F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv$

4、连续型二维随机变量边缘分布函数与边缘密度函数

$$\text{分布函数: } F_X(x) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) dv du \quad \text{密度函数: } f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, v) dv$$

$$F_Y(y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^{+\infty} f(u, v) du dv \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(u, y) du$$

5、二维随机变量的条件分布

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}, -\infty < y < +\infty \quad f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}, -\infty < x < +\infty$$

$$6、X、Y \text{ 相互独立} \Leftrightarrow F(x, y) = F_X(x)F_Y(y) \Leftrightarrow f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$$

四、随机变量的数字特征

1、数学期望

离散型: $E(X) = \sum_{k=1}^{+\infty} x_k p_k$, 连续型: $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$

2、数学期望的性质

(1) $E(C) = C$, C 为常数 $E[E(X)] = E(X)$ $E(CX) = CE(X)$

(2) $E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$ $E(aX \pm b) = aE(X) \pm b$

(3) 若 X 、 Y 相互独立则: $E(XY) = E(X)E(Y)$

3、方差: $D(X) = E[(X - E(X))^2] = E(X^2) - E^2(X)$

4、方差的性质

(1) $D(C) = 0$ $D[D(X)] = 0$ $D(aX \pm b) = a^2 D(X)$

(2) $D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm 2Cov(X, Y)$

(3) 若 X 、 Y 相互独立则: $D(X \pm Y) = D(X) + D(Y)$

5、协方差: $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$, X 、 Y 相互独立时: $Cov(X, Y) = 0$

6、相关系数: $\rho_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Y)}}$, X 、 Y 相互独立时: $\rho_{XY} = 0$ (X, Y 不相关)

7、协方差和相关系数的性质

(1) $Cov(X, X) = D(X)$ $Cov(X, Y) = Cov(Y, X)$

(2) $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$ $Cov(aX + c, bY + d) = abCov(X, Y)$

8、常见随机变量分布的期望和方差

分布	数学期望	方差
0-1 分布 $b(1, p)$	p	$p(1-p)$
二项分布 $b(n, p)$	np	$np(1-p)$
泊松分布 $P(\lambda)$	λ	λ
均匀分布 $U(a, b)$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$	μ	σ^2
指数分布 $e(\lambda)$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$

五、大数定律与中心极限定理

1、切比雪夫不等式

若 $E(X) = \mu, D(X) = \sigma^2$, 对于任意 $\varepsilon > 0$ 有 $P\{|X - E(X)| \geq \varepsilon\} \leq \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$

或 $P\{|X - E(X)| < \varepsilon\} \geq 1 - \frac{D(X)}{\varepsilon^2}$

2、大数定律：若 $X_1 \cdots X_n$ 相互独立， $E(X_i) = \mu_i, D(X_i) = \sigma_i^2$ 且 $\sigma_i^2 \leq C$

则： $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i), (n \rightarrow \infty)$ (切比雪夫)

若 $X_1 \cdots X_n$ 相互独立同分布，且 $E(X_i) = \mu$ ，则： $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{P} \mu$ (辛钦)

3、中心极限定理

(1)独立同分布的中心极限定理：均值为 μ ，方差为 $\sigma^2 > 0$ 的独立同分布时，当 n 充分大时

有： $Y_n = \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow{\sim} N(0,1)$

(2)拉普拉斯定理：随机变量 $X \sim B(n, p)$ 则对任意 x 有：

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} P\left\{\frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(x)$$

(3)近似计算：

$$P(a \leq \sum_{k=1}^n X_k \leq b) = P\left(\frac{a - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq \frac{b - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right) \approx \Phi\left(\frac{b - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}\right)$$

六、数理统计的基本概念

1、总体和样本

总体 X 的分布函数 $F(x)$ 样本 $(X_1, X_2 \cdots X_n)$ 的联合分布为 $F(x_1, x_2 \cdots x_n) = \prod_{k=1}^n F(x_k)$

2、统计量

(1)样本均值： $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ (2)样本方差： $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i^2 - n\bar{X}^2)$

(3)样本标准差： $S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$ (4)样本 k 阶距： $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k, k = 1, 2, \cdots$

(5)样本 k 阶中心距： $B_k = M_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k, k = 2, 3, \cdots$

3、三大抽样分布

(1) χ^2 分布: 设随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 且都服从标准正态分布 $N(0,1)$, 则随机变

量 $\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$ 所服从的分布称为自由度为 n 的 χ^2 分布, 记为 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$

性质: ① $E[\chi^2(n)] = n, D[\chi^2(n)] = 2n$ ② 设 $X \sim \chi^2(m), Y \sim \chi^2(n)$ 且相互独立, 则

$$X + Y \sim \chi^2(m+n)$$

(2) t 分布: 设随机变量 $X \sim N(0,1), Y \sim \chi^2(n)$, 且 X 与 Y 独立, 则随机变量: $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$ 所服

从的分布称为自由度的 n 的 t 分布, 记为 $T \sim t(n)$

性质: ① $E[t(n)] = 0, D[t(n)] = \frac{n}{n-2}, (n > 2)$ ② $\lim_{n \rightarrow \infty} t(n) = N(0,1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$

(3) F 分布: 设随机变量 $U \sim \chi^2(n_1), V \sim \chi^2(n_2)$, 且 U 与 V 独立, 则随机变量

$F(n_1, n_2) = \frac{U/n_1}{V/n_2}$ 所服从的分布称为自由度 (n_1, n_2) 的 F 分布,

记为 $F \sim F(n_1, n_2)$, 性质: 设 $X \sim F(n_1, n_2)$, 则 $\frac{1}{X} \sim F(n_2, n_1)$

七、参数估计

1. 参数估计

(1) 定义: 用 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 估计总体参数 θ , 称 $\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为 θ 的估计量, 相应的

$\hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为总体 θ 的估计值。

(2) 当总体是正态分布时, 未知参数的矩估计值=未知参数的极大似然估计值

2. 点估计中的矩估计法: (总体矩=样本矩)

样本均值: $\bar{X} = E(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 或 $\bar{X} = E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, \theta) dx$

求法步骤: 设总体 X 的分布中包含有未知参数 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$, 它的前 k 阶原点矩

$\mu_i = E(X^i) (i=1, 2, \dots, k)$ 中包含了未知参数 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$, 即

$\mu_i = g_i(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) (i=1, 2, \dots, k)$ 。又设 x_1, x_2, \dots, x_n 为总体 X 的 n 个样本值, 用样本

矩 $A_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j^i (i=1, 2, \dots, k)$ 代替 μ_i , 在所建立的方程组中解出的 k 个未知参数即为参数

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_k$

3. 点估计中的极大似然估计

极大似然估计法： X_1, X_2, \dots, X_n 取自 X 的样本，设 $\boldsymbol{X} \sim \boldsymbol{f}(\boldsymbol{x}, \boldsymbol{\theta})$ 或 $X \sim P(x, \boldsymbol{\theta})$ ，

求法步骤：

①似然函数： $L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \boldsymbol{\theta})$ [或 $\prod_{i=1}^n P_i(\boldsymbol{\theta})$]

②取对数： $\ln L(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i, \boldsymbol{\theta})$ 或 $\ln L(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^n \ln p_i(\boldsymbol{\theta})$

③解方程： $\frac{\partial \ln L}{\partial \theta_1} = 0, \dots, \frac{\partial \ln L}{\partial \theta_k} = 0$ ，解得：
$$\begin{cases} \hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ \dots\dots\dots \\ \hat{\theta}_k = \hat{\theta}_k(x_1, x_2, \dots, x_n) \end{cases}$$

4. 估计量的评价标准

估计量的评价标准	无偏性	设 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为未知参数 θ 的估计量。若 $E(\hat{\theta}) = \theta$ ，则称 $\hat{\theta}$ 为 θ 的无偏估计量。
	有效性	设 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 和 $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是未知参数 θ 的两个无偏估计量。若 $D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$ ，则称 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效。
	一致性	设 $\hat{\theta}_n$ 是 θ 的一串估计量，如果对于任意的正数 ε ，都有 $\lim_{n \rightarrow \infty} P(\hat{\theta}_n - \theta > \varepsilon) = 0$ ，则称 $\hat{\theta}_n$ 为 θ 的一致估计量（或相合估计量）。

5. 单正态总体参数的置信区间

条件	估计参数	枢轴量	枢轴量分布	置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间
----	------	-----	-------	------------------------

已知 σ^2	μ	$Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$	$N(0,1)$	$\left(\bar{x} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$
未知 σ^2	μ	$T = \frac{\bar{x} - \mu}{S / \sqrt{n}}$	$t(n-1)$	$\left(\bar{x} - t_{\alpha/2}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{\alpha/2}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}} \right)$
已知 μ		$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \mu}{\sigma} \right)^2$	$\chi^2(n)$	$\left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n)}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n)} \right)$

八、假设检验

1. 假设检验的基本概念

未知 基本 思想	假设检验的统计思想是概率原理 这里所说的小概率事件就是事件 $\{K \in R_\alpha\}$ ，其概率就是显著性水平	$\chi^2(n-1)$	$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)} \right)$
----------------	---	---------------	---

α ，通常我们取 $\alpha=0.05$ ，有时也取 0.01 或 0.10。

基本 步骤	1. 提出原假设 H_0 ; 2. 选择统计量 K ; 3. 对于 α 查表找分位数 λ ; 4. 由样本值 x_1, x_2, \dots, x_n 计算统计量之值 K ; 将 \hat{K} 与 λ 进行比较, 作出判断: 当 $ \hat{K} > \lambda$ (或 $\hat{K} > \lambda$) 时拒绝 H_0 , 否则认为接受 H_0 。
----------	---

两类 错误	第一类 错误	当 H_0 为真时, 而样本值却落入了拒绝域, 应当否定 H_0 。这时, 我们把客观上 H_0 成立判为 H_0 为不成立 (即否定了真实的假设), 称这种错误为“弃真错误”或第一类错误, 记 α 为犯此类错误的概率, 即: $P\{\text{拒绝 } H_0 H_0 \text{ 为真}\} = \alpha$;
	第二类 错误	当 H_1 为真时, 而样本值却落入了接受域, 按照我们规定的检验法则, 应当接受 H_0 。这时, 我们把客观上 H_0 不成立判为 H_0 成立 (即接受了不真实的假设), 称这种错误为“取伪错误”或第二类错误, 记 β 为犯此类错误的概率, 即: $P\{\text{接受 } H_0 H_1 \text{ 为真}\} = \beta$ 。
	两类错 误的关 系	人们当然希望犯两类错误的概率同时都很小。但是, 当容量 n 一定时, α 变小, 则 β 变大; 相反地, β 变小, 则 α 变大。取定 α 要想使 β 变小, 则必须增加样本容量。

2. 单正态总体均值和方差的假设检验

条件	原假设	检验统计量	统计量 分布	拒绝域
已知 σ^2	$H_0: \mu = \mu_0$	$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$	$N(0,1)$	$ z > z_{\alpha/2}$
	$H_0: \mu \leq \mu_0$			$z > z_\alpha$

	$H_0: \mu \geq \mu_0$			$z < -z_\alpha$
未知 σ^2	$H_0: \mu = \mu_0$	$T = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S / \sqrt{n}}$	$t(n-1)$	$ t > t_{\alpha/2}(n-1)$
	$H_0: \mu \leq \mu_0$			$t > t_\alpha(n-1)$
	$H_0: \mu \geq \mu_0$			$t < -t_\alpha(n-1)$
未知 μ	$H_0: \sigma^2 = \sigma^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$\chi^2(n-1)$	$\chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)$ 或 $\chi^2 > \chi_{\alpha/2}^2(n-1)$
	$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$			$\chi^2 > \chi_\alpha^2(n-1)$
	$H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$			$\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$
已知 μ (少见)	$H_0: \sigma^2 = \sigma^2$	$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma_0^2}$	$\chi^2(n)$	$\chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(n)$ 或 $\chi^2 > \chi_{\alpha/2}^2(n)$
	$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$			$\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)$
	$H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$			$\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n)$