

Tony Crane 概率论 (H)

Poisson 定理 $n \rightarrow \infty$ $np_n \rightarrow \lambda$ $\lim_{n \rightarrow +\infty} b(k; n, p) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$

Poisson 分布 $P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$

分布函数, $F(x) = P(\xi \leq x)$

单调不减. $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$, 右连续 $F(x+0) = F(x)$

$F(x) = \int_{-\infty}^x p(y) dy$ $p(x)$ 为密度函数 $p(x) = F'(x)$

$$p(x) \geq 0 \quad \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = 1$$

正态分布 $p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}\right\}$ $\xi \sim N(a, \sigma^2)$.

$\xi \sim N(a, \sigma^2)$ 用 $\eta = \frac{1}{\sigma}(\xi - a)$ 代换. $\eta \sim N(0, 1)$ 标准 —

$$P(\eta < x) = \Phi(x)$$

$$F(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \dots \int_{-\infty}^{x_n} p(y_1, \dots, y_n) dy_1 \dots dy_n$$

$$P_{\xi}(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(u, v) dv \quad F_{\xi}(x) = \int_{-\infty}^x P_{\xi}(u) du$$

n 维正态, B 为 n 维正定对称矩阵. $\vec{x} = (x_1, \dots, x_n)'$ $\vec{a} = (a_1, \dots, a_n)'$

$$P(\vec{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |B|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\vec{x} - \vec{a})' B^{-1} (\vec{x} - \vec{a})\right\} \quad \vec{\xi} \sim N(\vec{a}, B)$$

$$\text{二维: } B = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & r\sigma_1\sigma_2 \\ r\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \quad \vec{x} = (x, y)' \quad \vec{a} = (a, b)'$$

$$p(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-r^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-r^2)} \times \left[\frac{(x-a)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2r(x-a)(y-b)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-b)^2}{\sigma_2^2} \right]\right\}$$

$(\xi, \eta) \sim N(a, b, \sigma_1^2, \sigma_2^2, r)$ 也称为正态,

$$P(\eta \leq y | \xi = x) = \int_{-\infty}^y \frac{p(x, v)}{P_{\xi}(x)} dv \quad P_{\eta|\xi}(y|x) = \frac{p(x, y)}{P_{\xi}(x)}$$

离散随机变量求和 $\zeta = \xi + \eta$

$$P(\zeta = r) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} P(\xi = k) P(\eta = r - k) \quad \text{离散卷积}$$

连续: $f(x)$ 严格单调 $f^{-1}(y)$ 有连续导数. $\eta = f(\xi)$ 密度:

$$g(y) = \begin{cases} p(f^{-1}(y)) | (f^{-1}(y))' | & y \in f(x) \text{ 值域} \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$\eta = \xi_1 + \xi_2 \quad p_\eta(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_1(x) p_2(z-x) dx$$

$$\xi \sim N(a_1, \sigma_1^2) \quad \eta \sim N(a_2, \sigma_2^2) \quad \xi + \eta \sim N(a_1 + a_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

$$\eta = \xi_1 / \xi_2 \quad p_\eta(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(zx, x) |x| dx$$

(ξ_1, \dots, ξ_n) 密度函数为 $p(x_1, \dots, x_n)$ 有 n 个函数 $\eta_1 = f_1(\xi_1, \dots, \xi_n)$

$\dots \eta_n = f_n(\xi_1, \dots, \xi_n)$ 则 (η_1, \dots, η_n) 也是随机向量.

若 f_i 有唯一反函数组 $x_i = x_i(y_1, \dots, y_n)$ 且

$$J = \partial(x_1, \dots, x_n) / \partial(y_1, \dots, y_n) \neq 0 \quad \text{则 } (y_1, \dots, y_n) \in (f_1, \dots, f_n)$$

$$\text{值域时. 密度为 } q(y_1, \dots, y_n) = p(x_1(y_1, \dots, y_n), \dots, x_n(y_1, \dots, y_n)) |J|$$

连续随机变量期望. $\int_{-\infty}^{+\infty} |x| p(x) dx < \infty$ 时称

$E\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x p(x) dx$ 为 ξ 期望. 否则称之不存在

$$E\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x dF(x) \quad \text{Stieltjes 积分}$$

$$\eta = f(\xi) \quad E\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} x dF_\eta(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dF_\xi(x)$$

ξ 与 η 同分布 $\Leftrightarrow \forall$ 有界连续函数 f 有 $Ef(\xi) = Ef(\eta)$

Stein 引理. $\xi \sim N(0, 1)$ g 连续可微. 且 $E|g(\xi)| < \infty$ $E|g'(\xi)| < \infty$

$$\Leftrightarrow E[\xi g(\xi)] = E g'(\xi)$$

ξ_1, \dots, ξ_n 相互独立. $E\xi_i$ 均存在. 则 $E(\xi_1 \dots \xi_n) = E\xi_1 \dots E\xi_n$

条件期望. $E(\eta | \xi = x) = \int_{-\infty}^{+\infty} y dF_{\eta|\xi}(y|x)$

$$E[E(\eta | \xi)] = E\eta$$

全期望公式 $E\eta = \sum_i p_i E(\eta | \xi = x_i) = \sum_i E(\eta | \xi = x_i) P(\xi = x_i)$

$$E(h(\xi), \eta | \xi) = h(\xi) E(\eta | \xi)$$

柯西-施瓦兹不等式 $|E(XY|z)| \leq \sqrt{E(X^2|z)} \cdot \sqrt{E(Y^2|z)} \quad |E\xi\eta|^2 \leq E\xi^2 E\eta^2$

$\xi - E\xi$ 为 ξ 对于均值 $E\xi$ 的离差. 是随机变量.

方差. $\text{Var } \xi = E(\xi - E\xi)^2$ 标准差 $\sqrt{\text{Var } \xi}$

$$\text{Var } \xi = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E\xi)^2 dF_\xi(x) \quad \text{Var } \xi = E\xi^2 - (E\xi)^2$$

切比雪夫不等式 $P(|\xi - E\xi| \geq \varepsilon) \leq \text{Var}\xi / \varepsilon^2$

马尔可夫不等式 $P(|\xi| > \varepsilon) \leq E\xi / \varepsilon$

若 $c \neq E\xi$ 则 $\text{Var}\xi < E(\xi - c)^2$

ξ_1, \dots, ξ_n 两两独立. 则 $\text{Var}(\sum_{i=1}^n \xi_i) = \sum_{i=1}^n \text{Var}\xi_i$

设 ξ 期望, 方差都存在. $\text{Var}\xi > 0$ 则 $\xi^* = (\xi - E\xi) / \sqrt{\text{Var}\xi}$ 称为 ξ 的标准化. $E\xi^* = 0$ $\text{Var}\xi^* = 1$

协方差 $\text{Cov}(\xi_i, \xi_j) = E(\xi_i - E\xi_i)(\xi_j - E\xi_j) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E\xi_i)(y - E\xi_j) dF_{ij}(x, y)$

$\text{Cov}(\xi_i, \xi_i) = \text{Var}\xi_i$ $\text{Var}(\sum_{i=1}^n \xi_i) = \sum_{i=1}^n \text{Var}\xi_i + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{Cov}(\xi_i, \xi_j)$

$\text{Cov}(\xi, \eta) = \text{Cov}(\eta, \xi) = E\xi\eta - E\xi E\eta$

$\text{Cov}(a\xi, b\eta) = ab \text{Cov}(\xi, \eta)$ $\text{Cov}(\sum_{i=1}^n \xi_i, \eta) = \sum_{i=1}^n \text{Cov}(\xi_i, \eta)$

n 维随机向量 $\vec{\xi} = (\xi_1, \dots, \xi_n)'$ 协方差矩阵:

$$B = E(\vec{\xi} - E\vec{\xi})(\vec{\xi} - E\vec{\xi})' = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1} & b_{n2} & \dots & b_{nn} \end{pmatrix}$$

$b_{ij} = \text{Cov}(\xi_i, \xi_j)$ B 是非负定的. $C\vec{\xi}$ 协方差阵为 CBC'

ξ 与 η 的相关系数 $r_{\xi\eta} = \text{Cov}(\xi^*, \eta^*) = E(\xi - E\xi)E(\eta - E\eta) / \sqrt{\text{Var}\xi \text{Var}\eta}$

ξ 与 η 不相关 $\Leftrightarrow \text{Cov}(\xi, \eta) = 0 \Leftrightarrow E\xi\eta = E\xi E\eta \Leftrightarrow \text{Var}(\xi + \eta) = \text{Var}\xi + \text{Var}\eta$

$\text{Cov}(\xi, \eta) = E[(\xi - a)(\eta - b)] = E[E((\xi - a)(\eta - b) | \xi)]$

原点矩 $m_k = E\xi^k$ k 阶原点矩. 高阶矩存在 \Rightarrow 低阶一定存在.

中心矩 $C_k = E(\xi - E\xi)^k$ k 阶中心矩. $=$ 阶 \rightarrow 方差.

$C_3 / C_2^{3/2}$ 偏态系数 $C_4 / C_2^2 - 3$ 峰态系数

$\xi \sim N(0, \sigma^2)$ $m_n = C_n = \begin{cases} 0 & n=2k+1 \\ 1 \cdot 3 \cdot \dots \cdot (n-1) \sigma^n & n=2k \end{cases}$ 偏/峰均为 0

$C_k = \sum_{r=0}^k (-1)^r \binom{k}{r} m_1^r m_{k-r}$ $m_k = \sum_{r=0}^k (-1)^r \binom{k}{r} m_1^r C_{k-r}$

α 阶绝对矩 $M_\alpha = E|\xi|^\alpha$

指数分布任意阶矩存在 $E\xi^k = k! / \lambda^k$

复随机变量 $\zeta = \xi + i\eta$ $E\zeta = E\xi + iE\eta$.

ζ 的特征函数 $f(t) = E e^{it\zeta}$ $t \in \mathbb{R}$ $E|e^{it\zeta}| = 1$ $f(t)$ 一定有意义.

$$f(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} p(x) dx \leftarrow p(x) \text{ 的傅里叶变换.}$$

$|f(t)| \leq f(0) = 1$ $f(-t) = \overline{f(t)}$ $f(t)$ 在 \mathbb{R} 上一致连续.

$f(t)$ 是特征函数 $\Leftrightarrow f(t)$ 非负定, 连续且 $f(0) = 1$

ζ_1, \dots, ζ_n 相互独立. 特征函数分别为 $f_1(t), \dots, f_n(t)$ 则 $\eta = \zeta_1 + \dots + \zeta_n$ 特征函数:

$$f_\eta(t) = f_1(t) f_2(t) \dots f_n(t)$$

$E\zeta^n$ 存在, 且 $f(t)$ n 次可微. $k \leq n$ 时, 有

$$f^{(k)}(t) = i^k \int_{-\infty}^{+\infty} x^k e^{itx} dF(x) \quad f^{(k)}(0) = i^k E\zeta^k$$

$E\zeta^2$ 存在时 $E\zeta = -if'(0)$ $E\zeta^2 = -f''(0)$ $\text{Var}\zeta = -f''(0) + [f'(0)]^2$

n 为偶数 $f^{(n)}(0)$ 存在. 则 $E\zeta^n$ 存在.

$\eta = a\zeta + b$ 则 $f_\eta(t) = e^{ibt} f(at)$

逆转公式 分布函数 $F(x)$ 特征函数 $f(t)$ x_1, x_2 为 $F(x)$ 连续点.

$$\text{则 } F(x_2) - F(x_1) = \lim_{T \rightarrow +\infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-itx_1} - e^{-itx_2}}{it} f(t) dt$$

$f(t)$ 是特征函数. $\int_{-\infty}^{+\infty} |f(t)| dt < \infty$ 则 $F(x)$ 导数存在且连续.

$$F'(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-itx} f(t) dt$$

$\{F_n\}$ 是一列分布函数 F 是一个... 如果对 F 的每个连续点 $x \in \mathbb{R}$, 当 $n \rightarrow +\infty$ 时都有 $F_n(x) \rightarrow F(x)$ 称 F_n 弱收敛于 $F(x)$ 记 $F_n \xrightarrow{w} F$

若 ζ_n 分布函数弱收敛于 ζ 分布函数. 称 ζ_n 依分布收敛于 ζ , 记 $\zeta_n \xrightarrow{d} \zeta$

海莱第一定理. 设 $\{F_n\}$ 是一列分布函数. 则存在一个单调不减右连续的函数

F , $0 \leq F(x) \leq 1$ $x \in \mathbb{R}$. 和子列 $\{F_{n_k}\}$ 使对 F 的每个连续点 x , 有

$$F_{n_k}(x) \rightarrow F(x) \quad (k \rightarrow +\infty)$$

海莱身=定理. 若 $F_n \xrightarrow{w} F$ 且 $g(x)$ 是 \mathbb{R} 上有界连续函数. 则

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) dF_n(x) \rightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) dF(x)$$

勒维连续定理. 若 $F_n \xrightarrow{w} F$. 则特征函数列 $\{f_n(t)\}$ 在任所有有限区间内一致收敛于 $f(t)$

逆极限定理. 对于每个 t , $f_n(t) \rightarrow f(t)$ 且 $f(t)$ 在 $t=0$ 处连续. 则 $F_n \xrightarrow{w} F$

$$\xi_n \xrightarrow{d} \xi \Leftrightarrow \exists \text{有界连续 } g(x). \text{ 有 } E g(\xi_n) \rightarrow E g(\xi) \Leftrightarrow \forall t \in \mathbb{R}, f_n(t) \rightarrow f(t)$$

推论. $\forall x, p_n(x) \rightarrow p(x)$ 则 $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$

性质. $F_n \xrightarrow{w} F$. F 连续. 则 $F_n(x)$ 在 \mathbb{R} 一致收敛于 $F(x)$

$$\xi_n \xrightarrow{d} \xi, g \text{ 连续. 则 } g(\xi_n) \xrightarrow{d} g(\xi)$$

$$a_n \rightarrow a, b_n \rightarrow b, F_n \xrightarrow{w} F \text{ 则 } F_n(ax+bn) \xrightarrow{w} F(ax+b)$$

$$\xi_n \xrightarrow{d} \xi \text{ 则 } a_n \xi_n + b_n \xrightarrow{d} a\xi + b$$

德莫佛-拉普拉斯 $x \in \mathbb{R}, P(S_n = k) = b(k; n, p) \quad q = 1-p$. 有

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\frac{S_n - np}{\sqrt{npq}} \leq x\right) = \Phi(x)$$

$$P(\alpha < S_n \leq \beta) \approx \Phi\left(\frac{\beta - np}{\sqrt{npq}}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha - np}{\sqrt{npq}}\right)$$

$\{\xi_n\}$ 是一列随机变量. 若 \exists 常数 $B_n > 0$ 与 A_n 使得 $\frac{1}{B_n} \left(\sum_{k=1}^n \xi_k - A_n\right) \xrightarrow{d} N(0,1)$

则称 $\{\xi_n\}$ 服从中心极限定理.

林德贝格-勒维定理. $\{\xi_n\}$ 独立同分布. 记 $S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k \quad E\xi_1 = a \quad \text{Var}\xi_1 = \sigma^2$

则中心极限定理成立. $\frac{S_n - na}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow{d} N(0,1)$

林德贝格-费勒定理 $\{\xi_n\}$ 独立. 则

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{\sum_{k=1}^n \text{Var}\xi_k} \max_{1 \leq k \leq n} \text{Var}\xi_k = 0 \quad \text{且} \quad \frac{\sum_{k=1}^n (\xi_k - E\xi_k)}{\sqrt{\sum_{k=1}^n \text{Var}\xi_k}} \xrightarrow{d} N(0,1)$$

$$\Leftrightarrow \forall \tau > 0 \quad \frac{1}{\sum_{k=1}^n \text{Var}\xi_k} \sum_{k=1}^n \int_{|x - E\xi_k| \geq \tau \sqrt{\sum_{k=1}^n \text{Var}\xi_k}} (x - E\xi_k)^2 dF_k(x) \rightarrow 0$$

林-条件

李雅普诺夫定理 $\{\xi_n\}$ 独立. $\exists \delta > 0$ 使 $n \rightarrow +\infty$ 时有

$$\frac{1}{\left(\sum_{k=1}^n \text{Var} \xi_k\right)^{1+\delta/2}} \sum_{k=1}^n E|\xi_k - E\xi_k|^{2+\delta} \rightarrow 0 \quad \text{则中心一成立.}$$

$\forall \varepsilon > 0 \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|\xi_n - \xi| \geq \varepsilon) = 0$ 或 $\lim_{n \rightarrow +\infty} P(|\xi_n - \xi| < \varepsilon) = 1$

则称 ξ_n 依概率收敛于 ξ . 记 $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$

若 $\xi_n \xrightarrow{P} \xi$ 则 $\xi_n \xrightarrow{d} \xi$. 若 $\xi_n \xrightarrow{d} c$ 常数 则 $\xi_n \xrightarrow{P} c$

马尔科夫不等式 $f(x)$ 在 $[0, +\infty)$ 上非负单调不减 则 $\forall x > 0$ 有

$$P(|\xi| > x) \leq E f(|\xi|) / f(x)$$

$$\xi_n \xrightarrow{P} \xi \Leftrightarrow E \frac{|\xi_n - \xi|^2}{1 + |\xi_n - \xi|^2} \rightarrow 0$$

伯努利大数定律. $\{\xi_n\}$ 独立同分布. $P(\xi_n = 1) = p \quad P(\xi_n = 0) = 1 - p$.

$0 < p < 1$ 记 $S_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$ 则 $S_n/n \xrightarrow{P} p$

若 \exists 常数列 $\{a_n\} \{b_n\}$ s.t. $\frac{1}{a_n} \sum_{k=1}^n \xi_k - b_n \xrightarrow{P} 0$ 则称其服从(弱)大数定律.

切比雪夫大数定律. $\{\xi_n\}$ 独立. $E\xi_n = \mu_n \quad \text{Var} \xi_n = \sigma_n^2$ 若 $\sum_{k=1}^n \sigma_k^2/n^2 \rightarrow 0$

则 $\{\xi_n\}$ 服从弱大数定律. 即 $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \xi_k - \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mu_k \xrightarrow{P} 0$

马尔科夫大数定律. $\{\xi_n\}$ 不一定独立 $\text{Var}(\sum_{k=1}^n \xi_k)/n^2 \rightarrow 0$ 则一切一仍成立.

辛钦大数定律. $\{\xi_n\}$ 独立同分布. $E|\xi_1| < \infty$ 记 $\mu = E\xi_1 \quad S_n = \sum_{k=1}^n \xi_k$.

则 $\{\xi_n\}$ 服从弱大数定律. 即 $S_n/n \xrightarrow{P} \mu$