

Metode Transformasi

Multidimensi

Untuk kasus diskrit sama seperti sebelumnya, hanya perlu menambah peubah acak pada fungsinya. Namun untuk kasus kontinu kita perlu meninjau Jacobian dari fungsi transformasi tersebut. Misal $X = (X_1, \dots, X_n)$ variabel acak kontinu dengan pdf bersama $f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) > 0$ atas A , dan $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ didefinisikan oleh transformasi satu-satu $Y_i = u_i(X_1, X_2, \dots, X_n)$, maka pdf bersama dari Y adalah

$$f_Y(y_1, y_2, \dots, y_n) = f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) |J|$$

dengan $J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} & \dots & \frac{\partial x_1}{\partial y_n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial x_n}{\partial y_1} & \frac{\partial x_n}{\partial y_2} & \dots & \frac{\partial x_n}{\partial y_n} \end{vmatrix}$

Jika transformasi tidak satu-satu, dengan cara yang sama yaitu kita partisi A sehingga $u(x)$ satu-satu pada A_i . Kemudian jumlahkan semua pdf nya.

Order Statistik

Misal X_1, X_2, \dots, X_n adalah sampel acak. Kemudian didefinisikan

- $X_{(1)}$ adalah sampel terkecil dari X_1, X_2, \dots, X_n .
- $X_{(i)}$ adalah sampel terkecil ke- i dari X_1, X_2, \dots, X_n untuk $i = 2, 3, \dots, n - 1$.
- $X_{(n)}$ adalah sampel terbesar dari X_1, X_2, \dots, X_n .

Misalkan $Y_k = X_{(k)}$, maka pdf bersama untuk order statistik Y_1, Y_2, \dots, Y_n adalah

$$g(y_1, y_2, \dots, y_n) = n!f(y_1)f(y_2) \dots f(y_n)$$

$$y_1 < y_2 < \dots < y_n$$

Kemudian untuk pdf dari Y_k adalah

$$g_k(y) = \frac{n!F(y)^{k-1}[1 - F(y)]^{n-k}f(y)}{(k - 1)!(n - k)!}, a < y_k < b$$

- PDF Y_1 : $g_1(y_1) = n f(y_1)[1 - F(y_1)]^{n-1}$
- PDF Y_n : $g_n(y_n) = n f(y_n)[F(y_n)]^{n-1}$
- CDF Y_k : $G_k(y_k) = \sum_{i=k}^n \binom{n}{i} F(y_k)^i [1 - F(y_k)]^{n-i}$
- CDF Y_1 : $G_1(y_1) = 1 - [1 - F(y_1)]^n$
- CDF Y_n : $G_n(y_n) = [F(y_n)]^n$

Teorema Limit Pusat

Misal Y_1, Y_2, \dots adalah barisan variabel acak dengan CDF $G_1(y), G_2(y), \dots$ dan MGF $M_1(t), M_2(t), \dots$. Jika $\lim_{n \rightarrow \infty} M_n(t) = M(t)$

untuk setiap t dalam suatu interval $-h < t < h$, maka $\lim_{n \rightarrow \infty} G_n(y) = G(y)$.

Jika X_1, X_2, \dots, X_n adalah sampel acak dari distribusi dengan mean μ dan varian σ^2 , maka lim-iting distribution dari

$$Z_n = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

adalah distribusi normal standar, $Z_n \xrightarrow{d} N(0, 1)$.

Asimtotik Distribusi Normal

Jika Y_1, Y_2, \dots adalah barisan variabel acak dan m dan c adalah konstan sedemikian sehingga

$$Z_n = \frac{Y_n - m}{c} \xrightarrow{d} Z \sim N(0, 1)$$

untuk $n \rightarrow \infty$, maka Y_n dikatakan berdistribusi normal asimtotik dengan mean m dan varians c^2/n .

Misalkan X_1, X_2, \dots, X_n adalah sampel acak dari distribusi kontinu dengan PDF $f(x)$ dan tidak nol pada persentil ke- p . Jika $k/n \rightarrow p$, maka barisan order statistik ke- k , $X_{k:n}$ adalah normal asimtotik dengan mean x_p dan varians c^2/n , dimana

$$c^2 = \frac{p(1 - p)}{f^2(x_p)}$$

Konvergen Stokastik

Barisan Y_1, Y_2, \dots konvergen stokastik ke c jika dan hanya jika untuk setiap $\epsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - c| < \epsilon) = 1$$

Barisan tersebut dapat dikatakan konvergen dalam peluang menuju suatu konstanta c , yang dinotasikan dengan $Y_n \xrightarrow{P} c$.

Ketaksamaan Chebyshev: $P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}$ atau dapat ditulis $P(|X - \mu| < k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^2}$, dengan X adalah variabel acak, μ adalah mean, dan σ adalah standar deviasi.

Jika X_1, X_2, \dots, X_n adalah sampel acak dari distribusi dengan mean μ dan varian σ^2 , maka barisan sampel mean konvergen dalam peluang menuju μ , dinotasikan dengan $\bar{X}_n \xrightarrow{P} \mu$.

Sifat-sifat

Jika $X_n \xrightarrow{P} c$ dan $Y_n \xrightarrow{P} d$, maka

- $X_n + Y_n \xrightarrow{P} c + d$
- $X_n - Y_n \xrightarrow{P} c - d$
- $X_n Y_n \xrightarrow{P} cd$
- $X_n/c \xrightarrow{P} 1$ jika $c \neq 0$
- $\sqrt{X_n} \xrightarrow{P} \sqrt{c}$

Distribusi Bersama

Tabel Distribusi Diskrit

Nama Distribusi	Notasi dan Parameter	PDF Diskrit $f(x)$	Ekspektasi $E(X)$	Varian $\text{Var}(X)$	MGF $M_X(t)$
Bernoulli	$X \sim B(1, p)$	$p^x(1 - p)^{1-x}$	p	$p(1 - p)$	$1 - p + pe^t$
Binomial	$X \sim B(n, p)$	$\binom{n}{x} p^x(1 - p)^{n-x}$	np	$np(1 - p)$	$(1 - p + pe^t)^n$
Negatif Binomial	$X \sim NB(r, p)$	$\binom{x-1}{r-1} p^r(1 - p)^x$	$\frac{r}{p}$	$\frac{r(1 - p)}{p^2}$	$\left(\frac{p}{1 - (1 - p)e^t}\right)^r$
Geometrik	$X \sim G(p)$	$p(1 - p)^{x-1}$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1 - p}{p^2}$	$\frac{p}{1 - (1 - p)e^t}$
Hypergeometrik	$X \sim H(n, M, N)$	$\frac{\binom{M}{x} \binom{N - M}{n - x}}{\binom{N}{n}}$	$n \frac{M}{N}$	$n \frac{M}{N} \left(1 - \frac{M}{N}\right) \frac{N - n}{N - 1}$	-
Multinomial	$X \sim M(n, p_1, \dots, p_k)$	$\frac{n!}{x_1! \dots x_k!} p_1^{x_1} \dots p_k^{x_k}$	np_i	$np_i(1 - p_i)$	$\left(\sum_{i=1}^k p_i e^{t_i}\right)^n$
Poisson	$X \sim P(\mu)$	$\frac{e^{-\mu} \mu^x}{x!}$	μ	μ	$e^{\mu(e^t - 1)}$
Uniform Diskrit	$X \sim U(a, b)$	$\frac{1}{b - a}$	$\frac{a + b}{2}$	$\frac{(b - a)^2}{12}$	$\frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b - a)}$

Tabel Distribusi Kontinu

Nama Distribusi	Notasi dan Parameter	PDF Kontinu $f(x)$	Ekspektasi $E(X)$	Varian $\text{Var}(X)$	MGF $M_X(t)$
Uniform	$X \sim UNIF(a, b)$	$\frac{1}{b - a}$	$\frac{a + b}{2}$	$\frac{(b - a)^2}{12}$	$\frac{e^{bt} - e^{at}}{(b - a)t}$
Normal	$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	μ	σ^2	$e^{\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$
Gamma	$X \sim GAM(\theta, \kappa)$	$\frac{1}{\theta^\kappa \Gamma(\kappa)} x^{\kappa-1} e^{-x/\theta}$	$\kappa\theta$	$\kappa\theta^2$	$\left(\frac{1}{1 - \theta t}\right)^\kappa$
Exponential	$X \sim EXP(\theta)$	$\frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}$	θ	θ^2	$\frac{1}{1 - \theta t}$
Weibull	$X \sim WEI(\theta, \beta)$	$\frac{\beta}{\theta^\beta} x^{\beta-1} e^{-(x/\theta)^\beta}$	$\theta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)$	$\theta^2 \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\beta}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)\right]$	-
Pareto	$X \sim PAR(\theta, \kappa)$	$\frac{\kappa}{\theta(1 + x/\theta)^{\kappa+1}}$	$\frac{\theta}{\kappa - 1}$	$\frac{\theta^2 \kappa}{(\kappa - 1)^2(\kappa - 2)}$	-