

6: Transformaciones

Sea X una v.a. con función de distribución $f(x)$, en esta parte estaremos interesados en

$$Y = g(X) \quad \text{¿?}$$

en donde g es alguna función de interés. Empezaremos en el caso continuo y seguiremos al caso discreto.

Transformaciones para una sola variable aleatoria

- Variables aleatorias discretas

• Caso fácil g es biyectiva $\Rightarrow g^{-1}$ existe.

Sea X la v.a. uniforme discreta en $-2, 2$

$$V = \{-2, -1, 0, 1, 2\}$$

$$f(x) = P(X=x) = 1/5, \text{ para } x \in V$$

$$Y = g(X) = 2X$$

$$\Rightarrow V_Y = \{-4, -2, 0, 2, 4\}$$

$$f_Y(y) = P(Y=y) = P(g(X)=y) \\ = P(X=g^{-1}(y)) = \frac{1}{5}$$

• Con general $Y = g(X) = 2|X|$

$$\underline{f_Y(y) = P(Y=y) = P(g(X)=y)} \\ = \sum_{x:g(x)=y} P(X=x)$$

$$V_X = \{0, 4, 8\}$$

$$f_Y(0) = P(Y=0) = P(X=0) = \frac{1}{5}$$

$$f_Y(4) = P(Y=4) = P(X=-2) + P(X=2) = \frac{2}{5}$$

$$f_Y(8) = P(Y=8) = P(X=-4) + P(X=4) = \frac{2}{5}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(g^{-1}(x)), & \text{si } g \text{ es biyectiva} \\ \sum_{x:g(x)=y} f_X(x), & \text{c.o.c.} \end{cases}$$

- Variables aleatorias continuas

Si X es una var. continua con función de distribución $F(x)$
, g es una función

$$\Rightarrow \text{nos interesa } Y = g(X)$$

Aquí vamos a pedir que g sea

- Diferenciable
- Estrictamente monótona

$$\Rightarrow g^{-1} \text{ existe}$$

De nuevo queda

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(g(X) \leq y) \\ &= P(X \leq g^{-1}(y)) \quad \leftarrow g(x) \text{ es estrictamente} \\ &\quad \text{creciente} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right| f_X(g^{-1}(y))$$

Ejemplo

Sea X la v.c. continua con

$$f(x) = 4x^3 \mathbb{1}_{(0,1]}^{(x)}$$

$$Y \text{ sea } Y = g(X) = 1/X$$

creciente $f_Y(y)$

$$\text{Como } y = g(x) = 1/x \Rightarrow \underline{g^{-1}(y) = \frac{1}{y} = y^{-1}}$$

$$\Rightarrow \frac{d}{dy} g^{-1}(y) = -1 y^{-2}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{y^2} 4 \left(\frac{1}{y}\right)^3 = 4 \frac{1}{y^5} \mathbb{1}_{(1, \infty)}^{(y)}$$

Ejemplo Sea $X \sim U(0,1)$

$$\Rightarrow f_X(x) = \mathbb{1}_{(0,1)} \Rightarrow f_X(x) = x$$

$$Y = -\beta \log(X)$$

$$\begin{aligned}
 F_{\mathbb{Y}}(y) &= P(\mathbb{Y} \leq y) = P(-\beta \log(\mathbb{X}) \leq y) \\
 &= P(\log(\mathbb{X}) \geq -\beta y) \\
 &= 1 - P(\log(\mathbb{X}) \leq -\beta y) \\
 &= 1 - P(\mathbb{X} \leq e^{-\beta y}) \\
 &= 1 - e^{-\beta y}
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \mathbb{Y} \sim \text{Exp}(\beta)$$

Scn $\mathbb{X} \sim U(0,1)$

$$\mathbb{Y} = -\beta \log(\mathbb{X}) \sim \text{Exp}(\beta)$$

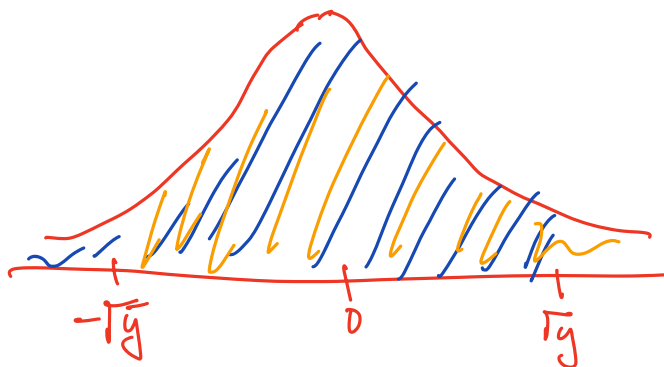
Scn $\mathbb{X} \sim N(0,1)$

$$\Rightarrow \mathbb{Y} = \mathbb{X}^2$$

$$\begin{aligned}
 F_{\mathbb{Y}}(y) &= P(\mathbb{Y} \leq y) = P(\mathbb{X}^2 \leq y) \\
 &= P(|\mathbb{X}| \leq \sqrt{y})
 \end{aligned}$$

$$= P(X \leq \sqrt{y}) + P(-X \leq \sqrt{y})$$

$$= P(X \leq \sqrt{y}) + P(X \geq -\sqrt{y}) = 2P(X \leq \sqrt{y})$$



$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = 2y^{1/2-1} f_X(\sqrt{y})$$

$$= 2y^{1/2-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y} \quad , y > 0$$

$$Y \sim \chi^2_{(1)}$$

Sumas de v.o. independientes

Sea $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ v.o. independientes con

$$X_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i)$$

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Poisson}(\sum \lambda_i)$$

$$M_Y(t) = \mathbb{E}(e^{Yt}) = \mathbb{E}(e^{t \sum X_i})$$

$$= \mathbb{E}(e^{tX_1} e^{tX_2} \dots e^{tX_n})$$

$$= \prod_{i=1}^n \mathbb{E}(e^{tX_i})$$

$$= \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = e^{\sum \lambda_i (e^t - 1)}$$

Si $X_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i) \Rightarrow M_{X_i}(t) = e^{\lambda_i(e^t - 1)}$

Soit X_1, \dots, X_n v.a. $N(\mu_i, \sigma_i^2)$ indépendantes

$$\Rightarrow Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i +$$

$$M_{X_i}(t) = e^{\mu_i t + \sigma_i^2 t^2 / 2}$$

$$\Rightarrow M_Y(t) = \prod_{i=1}^n \mathbb{E}(e^{a_i t X_i})$$

$$= \prod_{i=1}^n M_{X_i}(a_i t) = \prod_{i=1}^n e^{a_i \mu_i t + a_i^2 \sigma_i^2 t^2 / 2}$$

$$= e^{\sum a_i \mu_i t + \sum a_i^2 \sigma_i^2 t^2 / 2}$$

$$Y \sim N(\sum a_i \mu_i, \sum a_i^2 \sigma_i^2)$$

Si $\mu_i = \mu, \sigma_i^2 = \sigma^2$ y $a_i = 1/n$

$$\Rightarrow \bar{Y} = \bar{X}_n \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

Seien X_1, X_2, \dots, X_n v.a. unabhängige $N(\mu, \sigma^2)$

$$\Rightarrow \bar{X}_n \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

Seien X_1, X_2, \dots, X_n v.a. $\text{Gamma}(\alpha_i, \beta)$

$$Y = \sum_{i=1}^n X_i \sim ?$$

$$M_{X_i}(t) = (1 - t/\beta)^{-\alpha_i}$$

$$M_Y(t) = \prod_{i=1}^n M_{X_i}(t) = (1 - t/\beta)^{-\sum \alpha_i}$$

$$\Rightarrow \sum X_i \sim \text{Gamma}(\sum_{i=1}^n \alpha_i, \beta)$$