Probabilidad: recordatorio 1

PFG-JLF

UAM

Estadística I, 2018-2019

Modelo: variable aleatoria discreta

La variable aleatoria X viene descrita por

valores	x_1,\ldots,x_n
probabilidades	p_1,\ldots,p_n

con las condiciones:

- $p_1, \ldots, p_n > 0$,
- $\sum_{j=1}^{n} p_j = 1$.

Cada p_j es la probabilidad $\mathbf{P}(X = x_j)$.

(Aquí, n podría ser $+\infty$).

La media/esperanza de la variable X es

$$\mathsf{E}(X) = \sum_{j=1}^n x_j \, p_j$$

Si Y = h(X), donde $h : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$, entonces

$$\mathsf{E}(Y) = \sum_{j=1}^n h(x_j) \, p_j.$$

(Si $n = +\infty$, entonces

$$\mathsf{E}(X) = \sum_{j=1}^{\infty} x_j \, p_j,$$

pero sólo en el caso en el que $\mathbf{E}(|X|) = \sum_{j=1}^{\infty} |x_j| p_j < +\infty.$

Los momentos de orden k > 1:

centrados no centrados
$$\mathbf{E}((X - \mathbf{E}(X))^k)$$
 $\mathbf{E}(X^k)$

Varianza:

$$V(X) = E[(X - E(X))^2] = E(X^2) - E(X)^2.$$

Desviación típica:

$$\sigma(X) = \sqrt{\mathbf{V}(X)}$$

Ejemplos

• X es variable de Bernoulli BER(p), con $p \in (0,1)$: valores 1 y 0, con probabilidades respectivas p y 1-p. Media y varianza:

$$E(X) = p,$$
 $V(X) = p(1 - p).$

• X es variable binomial BIN(n, p), con $n \in \mathbb{N}$ y $p \in (0, 1)$: valores 0, 1, 2, ..., n con probabilidades

$$\mathbf{P}(X=j) = \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j}$$
 para cada $j=0,1,\ldots,n$.

$$E(X) = np,$$
 $V(X) = np(1 - p).$

• X es variable geométrica GEOM(p), con $p \in (0,1)$: valores $1,2,\ldots$ con probabilidades

$$P(X = j) = p(1 - p)^{j-1}$$
 para cada $j = 1, 2, ...$

Media y varianza:

$$\mathbf{E}(X) = \frac{1}{p}, \quad \mathbf{V}(X) = \frac{1-p}{p^2}.$$

• X es variable de Poisson POISS(λ), con $\lambda > 0$: valores $0, 1, 2, \ldots$ con probabilidades

$$\mathbf{P}(X=j) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^j}{j!}$$
 para cada $j=0,1,2,...$

$$\mathbf{E}(X) = \lambda, \quad \mathbf{V}(X) = \lambda.$$

Modelo: variable aleatoria continua

Una variable aleatoria continua X viene definida por una función de densidad, $f_X(x)$, una función integrable en \mathbb{R} tal que

$$f_X(x) \ge 0$$
 y $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$

(no negativa y con área total de 1 bajo su gráfica).

El soporte de la variable X se define como

$$sop(X) = \{x \in \mathbb{R} : f_X(x) > 0\}.$$

Cálculo de probabilidades:

$$\mathbf{P}(X \in [a,b]) = \int_a^b f_X(x) \, dx.$$

Esperanza:

$$\mathbf{E}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \, f_X(x) \, dx$$

(se requiere aquí que $\mathbf{E}(|X|) = \int_{-\infty}^{\infty} |x| f_X(x) dx < +\infty$).

Esperanza de transformaciones de X: si Y = h(X),

$$\mathbf{E}(h(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} h(x) f_X(x) dx$$

(se requiere aquí de nuevo $\mathbf{E}(|h(X)|) < +\infty$.)

Función de distribución

La función de distribución de X, F_X , se define como

$$F_X(x) = \mathbf{P}(X \le x)$$
 para cada $x \in \mathbb{R}$

(definida en todo \mathbb{R} y con valores en [0,1]).

• Si X discreta,

$$F_X(x) = \sum_{j: x_j \le x} p_j.$$

Si X continua,

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(y) \, dy.$$

En este caso, $F'_X(x) = f_X(x)$.

Ejemplos

• X es variable uniforme en [0, a]:

$$f_X(x) = rac{1}{a} \, \mathbf{1}_{[0,a]}(x) = \left\{ egin{array}{ll} 1/a & ext{para } x \in [0,a], \\ 0 & ext{en caso contrario.} \end{array}
ight.$$

Media y varianza:

$$\mathbf{E}(X) = \frac{a}{2}, \quad \mathbf{V}(X) = \frac{a^2}{12}.$$

• X es variable exponencial con parámetro $\lambda > 0$:

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} \mathbf{1}_{\{x>0\}}(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{para } x \geq 0, \\ 0 & \text{para } x < 0. \end{cases}$$

$$\mathbf{E}(X) = \frac{1}{\lambda}, \qquad \mathbf{V}(X) = \frac{1}{\lambda^2}.$$

• X es variable normal $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, con $\mu \in \mathbb{R}$ y $\sigma^2 > 0$:

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi \sigma^2}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)^2/\sigma^2}$$
.

Media y varianza:

$$\mathbf{E}(X) = \mu, \quad \mathbf{V}(X) = \sigma^2.$$

Caso particular: $\mu = 0$, $\sigma^2 = 1$, la normal estándar,

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \, .$$

Notación (especial) para la función de distribución de la normal estándar:

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2} \, dy \, .$$

• X es variable gamma GAMMA (λ, t) (con parámetros $\lambda, t > 0$)

$$f_X(x) = \left\{ egin{array}{ll} rac{1}{\Gamma(t)} \, \lambda^t \, x^{t-1} \, \mathrm{e}^{-\lambda x} & \mathsf{para} \, \, x > 0, \\ 0 & \mathsf{para} \, \, x \leq 0. \end{array}
ight.$$

Aquí,

$$\Gamma(t) = \int_0^\infty x^{t-1} e^{-x} dx = \int_0^\infty x^t e^{-x} \frac{dx}{x}$$

es la función Γ de Euler.

$$\mathbf{E}(X) = \frac{t}{\lambda}, \qquad \mathbf{V}(X) = \frac{t}{\lambda^2}.$$

Transformación de variables

- Si X es variable aleatoria continua con sop(X) = (a, b),
- H es difeomorfismo $H: (a, b) \rightarrow (c, d)$,
- e Y es la variable aleatoria dada por Y = H(X),

entonces,

$$f_Y(H(t))|H'(t)|=f_X(t)$$
, para todo $t\in(a,b)$;

o, equivalentemente,

$$f_Y(s) = f_X(H^{-1}(s)) |(H^{-1})'(s)|, \quad \text{para todo } s \in (c, d).$$

Ejemplo: transformación lineal. Sea H(x) = a + bx, con $b \neq 0$. Si Y = a + bX, entonces

$$E(Y) = a + b E(X),$$
 $V(Y) = b^2 V(X),$

y además

$$f_Y(y) = \frac{1}{|b|} f_X\left(\frac{y-a}{b}\right).$$

Caso particular: cambio de escala: H(x) = cx, con c > 0.

Simulación de muestras independientes de una variable

Objetivo: dado un modelo X (variable discreta o continua),

- pretendemos generar números (en el ordenador)
- \bullet que se ajusten aproximadamente a la ley de X,
- y que "parezcan" muestras independientes.

Punto de partida:

- Disponemos de una máquinaU que genera muestras de la UNIF[0,1].
- En Excel, está máquina es =aleatorio().

Caso discreto:

- Sorteo de una Bernoulli de parámetro p:
 - ▶ si la máquinaU da como resultado u,
 - entonces ponemos 1 si $u \le p$.
- Sorteo de una discreta general: valores x_1, \ldots, x_n con probabilidades p_1, \ldots, p_n :
 - dividimos el intervalo [0,1] en n tramos: $[0,p_1)$, (p_1,p_1+p_2) , etc.
 - ▶ si la máquinaU da como resultado u,
 - entonces ponemos x_i si u cae en el tramo j-ésimo.

Caso continuo. Sea X una variable continua, con soporte en (a,b) y función de distribución F_X . Sea U una uniforme en [0,1]. Entonces, las variables

$$Y = F_X^{-1}(U)$$
 y X tienen la misma función de distribución.

Simulación:

- si la máquinaU da como resultado u,
- entonces $x = F_X^{-1}(u)$ es una muestra de X.