

Probabilidad y Estadística

Agustín G. Bonifacio



UNSL

Variables Aleatorias Continuas

- Recordemos que si X es una v.a. definida sobre un e.p. (Ω, \mathcal{A}, P) siempre podemos calcular su función de distribución F_X a través de la fórmula

$$F_X(r) = P([X \leq r])$$

para todo $r \in \mathbb{R}$.

Las v.a. continuas se caracterizan por una fórmula de representación para F_X .

Definición

Una v.a. X se dice **continua** si existe una función no negativa $f_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ tal que

$$F_X(r) = \int_{-\infty}^r f_X(t) dt$$

para todo $r \in \mathbb{R}$. Una tal función f_X recibe el nombre de **función de densidad** para X .

Teorema

Si f_X es una función de densidad para la v.a. X , entonces

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) dt = 1$$

Teorema

Si X es una v.a. continua, entonces F_X es una función continua para todo $r \in \mathbb{R}$.

Observaciones

- Que X sea una v.a. continua *no* implica que la función de densidad sea continua.
- El Teorema anterior establece una diferencia importante entre las funciones de distribución de una v.a. continua y una v.a. discreta. Recordemos que, típicamente, las funciones de distribución de las v.a. discretas son funciones escalonadas.

Corolario

Si X es una v.a. continua, entonces

$$P([X = r]) = 0$$

para todo $r \in \mathbb{R}$.

Observación

Este resultado marca también una diferencia con las v.a. discretas, puesto que para éstas últimas $P([X = r]) \neq 0$ por lo menos para un $r \in RgX$.

Teorema

Si X es una v.a. continua con función de densidad f_X , entonces

$$\begin{aligned} P([a < X \leq b]) &= P([a \leq X < b]) = P([a \leq X \leq b]) = \\ &= P([a < X < b]) = \int_a^b f_X(t) dt \end{aligned}$$

Teorema

Si X es una v.a. continua con función de distribución F_X y función de densidad f_X , entonces

$$f_X(r) = \left. \frac{dF_X}{dt} \right|_{t=r}$$

en todo $r \in \mathbb{R}$ donde F_X sea derivable.

Observación

Para completar la analogía entre función de densidad continua y función de densidad discreta, notemos que

$$P([r - \delta \leq X \leq r + \delta]) \approx f_X(r)2\delta.$$

Distribución uniforme en $[a, b]$

La v.a. X tiene una **distribución uniforme en $[a, b]$** con $a, b \in \mathbb{R}$, $a < b$, si X admite una función de densidad dada por

$$f_X(r) = \begin{cases} 1/(b-a) & \text{si } a \leq r \leq b \\ 0 & \text{o.c.} \end{cases}$$

Para resumir, escribimos $X \sim \text{Unif}[a, b]$.

Ejercicio

Graficar f_X y calcular y graficar F_X .

Observación

La distribución uniforme en $[a, b]$ tiene la importante propiedad de que la probabilidad de que X tome valores en un intervalo $[r_1, r_2] \subseteq [a, b]$ depende solamente de la longitud $r_2 - r_1$. En efecto,

$$P([r_1 \leq X \leq r_2]) = \frac{r_2 - r_1}{b - a}.$$

Distribución Exponencial

La v.a. X tiene una **distribución exponencial** con parámetro $\lambda > 0$ si X admite una función de densidad dada por

$$f_X(r) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda r} & \text{si } r \geq 0 \\ 0 & \text{o.c.} \end{cases}$$

Para resumir, escribimos $X \sim \text{Exp}(\lambda)$.

Observaciones

- 1 $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) dt = 1.$
- 2 $F_X(r) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda r} & \text{si } r \geq 0 \\ 0 & \text{o.c.} \end{cases}$
- 3 Dibujar gráfica.

Ejemplo

Supongamos que la longitud de una llamada (en minutos) puede ser modelada por una v.a. distribuída exponencialmente con parámetro $\lambda = 1/10$. Si Ud. llega a un teléfono inmediatamente después de otra persona, ¿cuál es la chance de que deba esperar

- 1 más de 10 minutos?
- 2 entre 10 y 20 minutos?

Relación entre las distribuciones Poisson y Exponencial

Ilustraremos, a través de un ejemplo, que si el número de ocurrencias de un hecho se distribuyen Poisson con parámetro λ , entonces la distribución del tiempo hasta que el hecho ocurra se distribuye exponencialmente con el mismo parámetro.

Supongamos que Y modela el número de llamadas por minuto que llegan a una central telefónica. Asumamos $Y \sim \text{Poiss}(1, 5)$. Entonces, la probabilidad de que ocurran exactamente r llamadas en t minutos viene dada por

$$P([N(t) = r]) = \frac{(1, 5t)^r}{r!} e^{-1,5t}.$$

Si denotamos por X la v.a. que mide el tiempo (a partir de un origen 0) hasta que entra la primera llamada, entonces

$$P([X > t]) = P([N(t) = 0]).$$

Pero $P([N(t) = 0]) = e^{-1,5t}$ de donde

$$F_X(t) = P([X \leq t]) = 1 - P([X > t]) = 1 - e^{-1,5t}.$$

Pérdida de Memoria

Definición

La v.a. X tiene la propiedad de **pérdida de memoria** si vale, para todo $s, r > 0$

$$P([X > s + t] | [X > t]) = P([X > s])$$

Observación

Las v.a. exponenciales tienen la propiedad de pérdida de la memoria