EYP1027 Modelos Probabilísticos

Clase 5-1

Profesor: Reinaldo B. Arellano-Valle

Departamento de Estadística Pontificia Universidad Católica de Chile

Primer Semestre 2020



Contenido I

- Función de distribución
 - Definición
 - Propiedades básicas
 - Ejemplos
 - Igualdad en distribución

- Variables Aleatorias Discretas y Continuas
 - Definición
 - Función de masa de probabilidad (fmp)
 - Función de densidad de probabilidad (fdp)

Variables Aleatorias

Definición

Dada una variable aleatoria X en (Ω, \mathcal{A}, P) , su distribución de probabilidad, $P_X(B) = P(X \in B) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\}), B \in \mathcal{B}$, queda completamente determinada por las probabilidades de la forma $P_X((-\infty,x]) = P(X \le x) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\}), x \in \mathbb{R}$.

Definición 1.1

Función de distribución acumulada: Dada una variable aleatoria X en (Ω, \mathcal{A}, P) , la función definida por

$$F_X(x) = P_X((-\infty, x]) = P(X \le x), \quad x \in \mathbb{R}.$$

se llama función de distribución acumulada (fda) de la variable aleatoria X.

Propiedades básicas

Teorema 1.1

Sea X una variable aleatoria definida sobre (Ω, \mathcal{A}, P) . La fda F_X satisface las siguientes propiedades,

- F1) Si $x \leq y$, entonces $F_X(x) \leq F_X(y)$ (F_X es no-decreciente)
- F2) i) $\lim_{x\to-\infty} F_X(x)=0$; ii) $\lim_{x\to\infty} F_X(x)=1$ $(0 \le F_X(x) \le 1 \ \forall \, x \in \mathbb{R})$
- F3) $\lim_{h\to 0} F_X(x+h) = F_X(x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$ (F_X es continua por la derecha)

Nota: La reciproca también se cumple; es decir, cualquier función F(x), $x \in \mathbb{R}$, que verifique las propiedades F1), F2) y F3), es la fda de alguna variable aleatoria X. En otras palabras, una función F(x), $x \in \mathbb{R}$, es una fda si y sólo si se cumplen las condiciones F1), F2) y F3).

Demostración 1.1

F1) Si $x \leq y$, entonces $\{X \leq x\} \subseteq \{X \leq y\}$. Luego, por la definición de F_X y la propiedad P4) de una medida de probabilidad, se tiene que

$$F_X(x) = P(X \le x) \le P(X \le y) = F_X(y).$$

F2i) Basta probar que $\lim_{n\to\infty} F_X(x_n) = \lim_{n\to\infty} P(X \le x_n) = 0$, para cualquier secuencia $x_n \downarrow -\infty$. Sea $x_n = -n$; entonces $\{X \le -n\} \downarrow \emptyset$, es decir, $\lim_{n\to\infty} \{X \le -n\} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \{X \le -n\} = \emptyset$. Luego, por la propiedad P6b) de una medida de probabilidad, se tiene que

$$\lim_{n \to \infty} P(X \le -n) = P(\lim_{n \to \infty} \{X_n \le -n\}) = P(\emptyset) = 0.$$

F2ii) Similarmente, como $\{X \leq n\} \uparrow \Omega$ cuando $n \to \infty$, es decir, $\lim_{n \to \infty} \{X \leq n\} = \bigcup_{n=1}^{\infty} \{X_n \leq n\} = \Omega$, entonces la propiedad P6a) de una medida de probabilidad, implica que

$$\lim_{n \to \infty} P(X \le n) = P(\lim_{n \to \infty} \{X_n \le n\}) = P(\Omega) = 1.$$

F3) Análogamente, como $x_n=x+\frac{1}{n}\downarrow x$ cuando $n\to\infty$, entonces $\{X\leq x+\frac{1}{n}\}\downarrow \{X\leq x\}.$ Aplicando nuevamente P6b), se concluye que

$$\lim_{n \to \infty} F_X(x + \frac{1}{n}) = \lim_{n \to \infty} P(X \le x + \frac{1}{n})$$

$$= P(\lim_{n \to \infty} \{X \le x + \frac{1}{n}\})$$

$$= P(X \le x) = F_X(x) \ \forall x \in \mathbb{R}.$$

Nota: Recuerde que $\{X \in B\} := \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{A} \ \forall B \in \mathcal{B}.$

Corolario 1.1

Sea X una variable aleatoria definida sobre (Ω, \mathcal{A}, P) , F_X su fda y $a, b \in \mathbb{R}$ con a < b; entonces,

- 1) $F_X(a^-) = \lim_{h \to 0^+} F_X(a-h) = P_X(X < a),$
- 2) $P(X = a) = F_X(a) F_X(a^-)$ (salto de F_X en el punto a),
- 3) $P(X > a) = 1 F_X(a)$, $P(X \ge a) = 1 F_X(a^-)$
- 4) $P(a < X < b) = F_X(b^-) F_X(a)$.
- 5) $P(a < X \le b) = F_X(b) F_X(a)$,
- 6) $P(a \le X \le b) = F_X(b) F_X(a^-),$
- 7) $P(a \le X < b) = F_X(b^-) F_X(a^-),$

Nota: De 1) y 2) se concluye que $F_X(x)$ es continua en un punto x ssi P(X=x)=0 ssi $F_X(x)=F_X(x^-)$. Luego, $F_X(x)$ es una función continua en $\mathbb R$ ssi $P(X=x)=0 \ \forall x \in \mathbb R$.

Ejemplos

Ejemplo 1.1

Sea X= número de caras obtenidas en tres lanzamientos de una moneda justa. Entonces, el recorrido de X es $\mathcal{X}=\{0,1,2,3\}$, y su fda X es

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } -\infty < x < 0, \\ \frac{1}{8} & \text{si } 0 \le x < 1, \\ \frac{1}{2} & \text{si } 1 \le x < 2, \\ \frac{7}{8} & \text{si } 2 \le x < 3, \\ 1 & \text{si } 3 \le x < \infty. \end{cases}$$

La función escalera $F_X(x)$ está graficada en la Figura 1. F_X se define para todos los valores de $x \in \mathbb{R}$, no solo para $x \in \mathcal{X} = \{0, 1, 2, 3\}$. Así, por ejemplo,

$$F_X(2.5) = P(X \le 2.5) = P(X = 0, o 1, o 2) = \frac{7}{8}.$$

 F_X tiene un salto para cada $x \in \mathcal{X}$, y el tamaño del salto en x esta dado por $P_X(X = x) = F_X(x) - F_X(x^-)$.

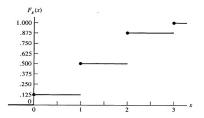


Figura 1: Fda Ejemplo 1.1. (Fuente: Casella & Berger (2002))

Ejemplo 1.2

Experimento: Lanzar una moneda de forma independiente hasta que aparezca una cara. Sea p (0 la probabilidad de que salga cara en cualquier lanzamiento, y defina la variable aleatoria <math>X= número de lanzamientos necesarios para obtener una cara. Entonces, la probabilidad de requerir x lanzamientos (independientes) es $P(X=x)=P(\{(\underbrace{s,\ldots,s},c)\})=(1-p)^{x-1}p,\quad x=1,2,\ldots$

Es claro que
$$F_X(x) = 0$$
 si $x < 1$. Además, $F_X(x)$ es plana entre pares

consecutivos de enteros positivos. Ahora, para cada $x=1,2,\ldots,$

$$F_X(x) = P(X \le x) = \sum_{k=1}^{x} P(X = k) = \sum_{j=1}^{x} (1-p)^{k-1} p = 1 - (1-p)^x.$$

Es fácil demostrar que $F_X(x)$ satisface las condiciones F1) a F3) de una fda.

F1) Para verificar F1), simplemente observe que la suma anterior contiene más términos positivos a medida que aumenta x.

F2)

- i) $\lim_{x \to -\infty} F_X(x) = 0$ ya que $F_X(x) = 0$ para todo x < 1,
- ii) $\lim_{x \to \infty} F_X(x) = \lim_{x \to \infty} \{1 (1-p)^x\} = 1 \quad (0$
- F3) Finalmente, para verificar F3), note que, para cualquier x, $F_X(x+h)=F_X(x)$ si h>0 es suficientemente pequeño. Por lo tanto,

 $\lim_{h \to 0} F_X(x+h) = F_X(x)$, (es decir, es continua por la derecha)

Nota: $F_X(x)$ es la fda de una **distribución geométrica**; y se muestra en la Figura 2.

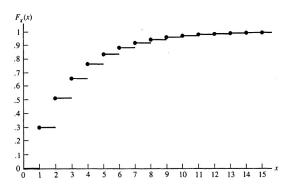


Figura 2: Fda, distribución geométrica, con p=0.3. (Fuente: Casella & Berger (2002))

Ejemplo 1.3

Un ejemplo de una fda continua es $F_X(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}, x \in \mathbb{R}$, la cual verifica las condiciones F1) a F3) de una fda:

i)
$$\lim_{x \to -\infty} F_X(x) = 0 \quad \text{ya que} \quad \lim_{x \to -\infty} e^{-x} = \infty$$
ii)
$$\lim_{x \to \infty} F_X(x) = 1 \quad \text{ya que} \quad \lim_{x \to \infty} e^{-x} = 0.$$

ii)
$$\lim_{x \to \infty} F_X(x) = 1$$
 ya que $\lim_{x \to \infty} e^{-x} = 0$

Al derivar $F_X(x)$ con respecto a x, se tiene que

$$\frac{d}{dx}F_X(x) = \frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2} > 0,$$

de modo que $F_X(x)$ es una función creciente. Por último, es claro que F_X es una función continua y, por tanto, es continua a la derecha.

Nota: Esta fda es un caso especial de la distribución logística

Igualdad en distribución

Es importante notar también que dos o más variables aleotorias (definidas sobre el mismo modelo de probabilidad) pueden tener la misma distribución o fda.

Definición 1.2

Se dice que las variables aleatorias X y Y tienen la misma distribución (o son igualmente distribuídas), y se denota como $X \stackrel{d}{=} Y$, si para cada conjunto $B \in \mathcal{B}$, se tiene que $P_X(B) = P_Y(B)$.

Nota: El hecho de que dos variables aleatorias tengan la misma distribución, no implica necesariamente que ellas sean iguales.

Ejemplo 1.4

Al lanzar una moneda justa tres veces, defina las variables aleatorias X= número de caras observadas, e Y= número de sellos observados. La distribución de X está dada en el Ejemplo 1.1 y se puede verificar que la distribución de Y es exactamente la misma. Es decir, para cada x=0,1,2,3, tenemos P(X=x)=P(Y=x). Así, X e Y son identicamente distribuídas. Sin embargo, para ningún punto del espacio muestral, se tiene que $X(\omega)=Y(\omega)$; de hecho, es fácil ver que $Y(\omega)=3-X(\omega) \ \forall \ \omega \in \{c,s\}^3$, implicando que $X\stackrel{d}{=}3-X$

Teorema 1.2

Las siguientes dos afirmaciones son equivalentes,

- a) Las variables aleatorias X e Y son identicamente distribuídas.
- b) $F_X(x) = F_Y(x)$ para cada x.

Demostración 1.2

Se debe demostrar que cada afirmación implica la otra. Primero, se probara que $a) \Rightarrow b$). Debido a que X e Y son identicamente distribuídas, para cualquier evento $B \in \mathcal{B}$, $P_X(B) = P_Y(B)$. En particular, para cada x, el intervalo $(-\infty, x]$ está en \mathcal{B} , y

$$F_X(x) = P_X((-\infty, x]) = P_Y((-\infty, x]) = F_Y(x).$$

Para $b \Rightarrow a$), ver Casella & Berger (2002).

Definición

Cada variable aleatoria tiene asociada una distribucion o fda, y viceversa. De este modo, el tipo de variable aleatoria determina el tipo de distribución y viceversa. Distinguimos dos tipos principales de variables aletorias o distribuciones, las discretas y las continuas; aunque se debe mencionarse que pueden existir situaciones que deben representarse mediante variables aleatorias o distribuciones mixtas.

La asociacion entre una variable aleatoria y su fda es tan estrecha que una forma simple para distinguir entre variable aleatoria discreta y variable aleatoria continua, queda establecida en la siguiente definición:

Definición 2.1

Una variable aleatoria X es **discreta** si $F_X(x)$ es una función escalera de x. Una variable aleatoria X es **continua** si $F_X(x)$ es una función continua de x.

Función de masa de probabilidad (fmp)

Asociada con una variable aleatoria X y su fda F_X hay otra función, llamada función de masa de probabilidad (fmp) en el caso discreto, y función de densidad de probabilidad (fdp) en el caso continuo.

Definición 2.2

Función de masa de probabilidad (fmp): La fmp de una variable aleatoria discreta X está dada por,

$$f_X(x) = P(X = x)$$
 para todo x .

Claramente, cualquier fmp $f_X(x) = P(X = x) \ge 0$ para todo x. Además, si $\mathcal{X} = \{x_1, x_2, \ldots\}$ es el recorrido de X, entonces:

- a) $f_X(x_i) > 0$ para todo i = 1, 2, ...,
- b) $\sum_{i=1}^{\infty} f_X(x_i) = 1$,
- c) $P_X(B) = P(X \in B) = \sum_{\{i: x_i \in B\}} f_X(x_i) \quad \forall B \in \mathcal{B}$

En particular, al tomar $B=(-\infty,x]$, $x\in\mathbb{R}$, se obtiene la fda de una variable aleatoria discreta a partir de su fmp como

$$F_X(x) = \sum_{\{i: x_i \le x\}} f_X(x_i) \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Ejemplo 2.1

Distribución Geométrica: La fmp de la distribución geométrica es,

$$f_X(x) = P_X(X = x) = \begin{cases} (1-p)^{x-1}p & \text{para } x = 1, 2, \dots \\ 0 & \text{en otros casos.} \end{cases}$$

Podemos usar la fmp para calcular probabilidades. Como ahora podemos medir la probabilidad de un solo punto, solo necesitamos sumar la fmp sobre todos los puntos del evento deseado. Por ejemplo, para dos enteros positivos a y b, con $a \le b$, tenemos,

$$P(a \le X \le b) = \sum_{k=a}^{b} f_X(x) = \sum_{k=a}^{b} (1-p)^{x-1} p.$$

Función de densidad de probabilidad (fdp)

El procedimiento análogo en el caso continuo, consiste en sustituir sumas por integrales, de modo que

$$F_X(x) = P(X \le x) = \int_0^x f_X(t)dt$$

 $F_X(x)=P(X\leq x)=\int_{-\infty}^x f_X(t)dt.$ Usando el teorema fundamental del cálculo, si $F_X(x)$ es continua, tenemos que,

$$\frac{d}{dx}F_X(x) = f_X(x).$$

Definición 2.3

La función de densidad de probabilidad o fdp de una variable aleatoria continua X, es una función no-negativa $f_X(x)$ que satisface,

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t)dt \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Note que para el caso continuo, P(X=x)=0. En efecto, ya que, para cualquier h>0, $\{X=x\}\subseteq \{x-h< X\le x\}$, entonces,

$$P(X = x) \le P(x - h < X \le x) = F_X(x) - F_X(x - h)$$

Por lo tanto,

$$0 \le P(X = x) \le \lim_{h \to 0} \left[F_X(x) - F_X(x - h) \right] = 0$$

por la continuidad de F_X . Luego, si X es una variable aleatoria continua, entonces,

$$P(a < X < b) = P(a < X \le b) = P(a \le X < b) = P(a \le X \le b).$$

En general, para cualquier conjunto $B \in \mathcal{B}$, se tiene que

$$P_X(B) = P(X \in B) = \int_B f_X(x)dX.$$

Ejemplo 2.2

Para la distribución logística tenemos, $F_X(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$, y por lo tanto,

$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{e^{-x}}{(1 + e^{-x})^2}.$$

El área bajo la curva $f_X(x)$ nos da la probabilidad del intervalo,

$$P(a < X < b) = F_X(b) - F_X(a)$$

$$= \int_{-\infty}^b f_X(x) dx - \int_{-\infty}^a f_X(x) dx$$

$$= \int_a^b f_X(x) dx.$$

Teorema 2.1

Una función $f_X(x)$ es una fdp (o fmp) de una variable aleatoria X si y sólo si,

- a) $f_X(x) \ge 0$ para todo x,
- b) $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1$ (fdp) $\left(\sum_x f_X(x) = 1\right)$ (fmp)

Demostración 2.1

Si $f_X(x)$ es una fdp (o fmp), entonces las propiedades a) y b) son directas de la definición. En particular, para una fdp tenemos,

$$1 = \lim_{x \to \infty} F_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t)dt.$$

La implicación inversa no es difícil de probar. Una vez que se tenga $f_X(x)$, se puede obtener $F_X(x)$ y usar el Teorema 1.1.

Ejemplo 2.3

Calculando probabilidades. Suponga que la f
dp de \boldsymbol{X} es de la forma,

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{8} & \text{para } 0 < x < 4 \\ 0 & \text{eoc} \end{cases}$$

Claramente, $f_X(x) \ge 0$ para todo x. Ademas, es fácil ver que

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)dx = \int_0^4 \frac{x}{8}dx = 1.$$

Finalmente, las probabilidades $P(1 \le X \le 2)$ y P(X > 2), por ejemplo, pueden calcularse como

$$P(1 \le X \le 2) = \int_{1}^{2} \frac{x}{8} dx = \frac{3}{16} \text{ y } P(X > 2) = \int_{2}^{4} \frac{x}{8} dx = \frac{3}{4}.$$

Ejercicio 2.1

Sea X una variable aleatoria con f
da dada por

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si} & x < 0, \\ x & \text{si} & 0 \le x < \frac{1}{2}, \\ 1 & \text{si} & x \ge \frac{1}{2}. \end{cases}$$

- a) Haga un gráfico para esta fda.
- b) Verifique que $F_X(x)$ es efectivamente una fda.
- c) Calcule $P(X < \frac{1}{2})$ y $P(X = \frac{1}{2})$.
- d) Identifique la naturaleza de esta fda (continua, discreta u otra?).

Ejercicio 2.2

Se extrae una muestra aleatoria (m.a.) de tamaño n de un lote de N artículos, de los cuales una fracción p son defectuosos. Sea X= número de artículos defectuosos en la m.a. Determine la fmp

$$f_X(x) = P(X = x)$$
 si

- a) La m.a. es ordenada con devolución.
- b) La m.a. es ordenada sin devolución.

Suponga que N=100, n=10 y p=0.10, y que el lote se rechaza si más de la mitad de los artículos inspeccionados son defectuosos. Calcule la probabilidad de rechazar el lote en ambos casos, a) y b).

References

Blanco, L., Arunachalam, V. y Dharmaraja, S. (2012). *Introduction to Probability and Stochastic Processes*. John Wiley, New Jersey.

Casella, G. y Berger, R.L. (2002). *Statistical Inference*. Second Edition. Duxbury, California.