EYP 1027 Modelos Probabilísticos Clase 12

Profesor: Reinaldo B. Arellano-Valle

Departamento de Estadística Pontificia Universidad Católica de Chile

Segundo Semestre 2020



Contenido I

- Vectores Aleatorios: Distribuciones conjuntas, marginales e independencia
 - Distribuciones conjuntas
 - Distribuciones marginales
 - Variables aleatorias independientes
 - Caso bivariado
 - Ejemplos

Vectores Aleatorios: Distribuciones conjuntas, marginales e independencia Distribuciones conjuntas

Vimos que un vector aleatorio (X_1,\ldots,X_n) en $(\Omega,\,\mathcal{Q},\,P)$ es una función,

$$(X_1,\ldots,X_n):\Omega\longrightarrow\mathbb{R}^n,$$

la cual asigna a cada $\omega \in \Omega$ un vector de números reales,

$$(x_1,\ldots,x_n)=(X_1(\omega),\ldots,X_n(\omega))\in\mathbb{R}^n.$$

Es decir, (X_1, \ldots, X_n) un vector aleatorio en (Ω, \mathcal{A}, P) si, y sólo si, todas sus coordenas X_1, \ldots, X_n son variables aleatorias en (Ω, \mathcal{A}, P) .

También vimos que la distribución de probabilidad del vector aleatorio (X_1,\ldots,X_n) , o distribución de probabilidad conjunta de las variables aleatorias X_1,\ldots,X_n , esta dada por,

$$P_{X_1,\ldots,X_n}(B) = P\{(X_1,\ldots,X_n) \in B\}, \quad \forall B \subset \mathbb{R}^n,$$

$$\mathsf{tal} \ \mathsf{que} \ \{(X_1,\ldots,X_n) \in B\} := \{\omega \in \Omega : (X_1(\omega),\ldots,X_n(\omega)) \in B\} \in \mathcal{A}.$$

En particular, la función de distribución acumulada (fda) de (X_1,\ldots,X_n) o fda conjunta de X_1,\ldots,X_n , esta dada por,

$$F_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) = P(X_1 \le x_1,...,X_n \le x_n), \quad \forall (x_1,...,x_n) \in \mathbb{R}^n,$$

la que a su vez determina la distribución de probabilidad de conjunta de X_1, \ldots, X_n .

Finalmente, concluimos que una distribución de probabilidad conjunta queda determinada por la fmp conjunta en el caso discreto (c.d.), y por la fdp conjunta en el caso continuo (c.c.). Es decir, para todo $B\subset \mathbb{R}^n$,

$$P_{X_1,...,X_n}(B) = \begin{cases} \sum_{(x_1,...,x_n) \in B} f_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) & \text{c.d.,} \\ \\ \int_{(x_1,...,x_n) \in B} f_{X_1,...,X_n}(x_1,...,x_n) dx_n \cdots dx_1 & \text{c.c.,} \end{cases}$$

donde

$$f_{X_1,\dots,X_n}(x_1,\dots,x_n) = \begin{cases} P(X_1=x_1,\dots,X_n=x_n) & \text{ fdp conjunta (c.d.),} \\ \\ \frac{\partial^n F_{X_1,\dots,X_n}(x_1,\dots,x_n)}{\partial x_1 \cdots \partial x_n} & \text{ (cp1) fdp conjunta (c.c.).} \end{cases}$$

Distribuciones marginales

Por otra parte, partir de la distribución conjunta de X_1,\ldots,X_n se puede obtener la distribución de cualquier subvector de (X_1,\ldots,X_n) , y en particular las distribuciones marginales de cada una de sus coordenadas.

De hecho, si (X_1,\ldots,X_k) es subvector formado por las primeras k $(1 \leq k < n)$ componentes del vector aleatorio (X_1,\ldots,X_n) , entonces la fda de (X_1,\ldots,X_k) puede determinarse como,

$$F_{X_1,\dots,X_k}(x_1,\dots,x_k) = F_{X_1,\dots,X_k,X_{k+1},\dots,X_n}(x_1,\dots,x_k,\infty,\dots,\infty)$$
$$\forall (x_1,\dots,x_k) \in \mathbb{R}^k.$$

donde
$$F_{X_1,...,X_k,X_{k+1},...,X_n}(x_1,\ldots,x_k,\infty,\ldots,\infty) := \lim_{x_{k+1},...,x_n\to\infty} F_{X_1,...,X_k,X_{k+1},...,X_n}(x_1,\ldots,x_k,x_{k+1},\ldots,x_n).$$

De la misma forma se puede obtener la fda de cualquier subvector formado con diferentes X_i 's.

En particular, para cada $i=1,\ldots,n$, la fda marginal de X_i puede obtenerse como,

$$F_{X_i}(x_i) = F_{X_1,\dots,X_{i-1},X_i,X_{i+1},\dots,X_n}(\infty,\dots,\infty,x_i,\infty,\dots,\infty)$$

$$\forall x_i \in \mathbb{R}.$$

Es decir, la fda conjunta $F_{X_1,...,X_n}$ determina completamente todas las dfa's marginales F_{X_1},\ldots,F_{X_n} .

Similarmente, si f_{X_1,\dots,X_n} es la fmp conjunta (c.d.) o fdp conjunta (c.c.) de X_1,\dots,X_n , entonces, para cada $1\leq k< n$, la fmp o fdp del subvector (X_1,\dots,X_k) puede determinarse como,

$$f_{X_1,\dots,X_k}(x_1,\dots,x_k) = \\ \begin{cases} \sum_{x_{k+1}\in\mathbb{R}}\dots\sum_{x_n\in\mathbb{R}}f_{X_1,\dots,X_k,X_{k+1},\dots,X_n}(x_1,\dots,x_k,x_{k+1},\dots,x_n) \\ & \text{c.d.} \\ \int_{-\infty}^{\infty}\dots\int_{-\infty}^{\infty}f_{X_1,\dots,X_k,X_{k+1},\dots,X_n}(x_1,\dots,x_k,x_{k+1},\dots,x_n)dx_{k+1}\dots dx_n \\ & \text{c.c.} \end{cases}$$

De igual forma se puede obtener la fmp (c.d.) o fdp (c.c.) de cualquier subvector formado con diferentes X_i 's.

En particular, para k=1, se obtiene la fmp marginal (c.d.) o fdp marginal (c.c.) de X_1 , es decir,

$$f_{X_1}(x_1) = \begin{cases} \sum_{x_2 \in \mathbb{R}} \cdots \sum_{x_n \in \mathbb{R}} f_{X_1,X_2,\dots,X_n}(x_1,x_2,\dots,x_n) & \text{c.d.} \\ \\ \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1,X_2,\dots,X_n}(x_1,x_2,\dots,x_n) dx_2 \cdots dx_n & \text{c.d.} \end{cases}$$

De forma análoga se obtienen las fmp's marginales (c.d.) o fdp's marginales (c.c.) de X_2, \ldots, X_n .

Variables aleatorias independientes

Una propiedad importante ocurre cuando la fda conjunta se puede factorizar como el producto de sus dfa's marginales.

Definición 1.1

Sea (X_1,\ldots,X_n) un vector aleatorio (arbitrario) con f
da conjunta F_{X_1,\ldots,X_n} y fda's marginales F_{X_1},\ldots,F_{X_n} , respectivamente. Entonces, las variables aleatoria
s X_1,\ldots,X_n se dicen (mutuamente) independientes, ssi:

$$F_{X_1,\ldots,X_n}(x_1,\ldots,x_n)=\prod^n F_{X_i}(x_i)\quad\forall\,(x_1,\ldots,x_n)\in\mathbb{R}^n.$$

Variables aleatorias independientes

En el caso discreto o continuo, la definición de variables aleatorias independientes se puede etablecer de forma equivalente en términos de las fmp's conjuntas y marginales (c.d.) o las fdp's conjuntas y marginales (c.c.).

Definición 1.2

Si (X_1,\ldots,X_n) es un vector aleatorio (discreto o continuo) con fmp conjunta (c.d.) o fdp conjunta (c.c.) f_{X_1,\ldots,X_n} , y fmp's marginales (c.d.) o fdp's marginales (c.c.) f_{X_1},\ldots,f_{X_n} , respectivamente. Entonces, las variables aleatorias X_1,\ldots,X_n se dicen (mutuamente) independientes, ssi:

$$f_{X_1,\ldots,X_n}(x_1,\ldots,x_n)=\prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i)\quad\forall\,(x_1,\ldots,x_n)\in\mathbb{R}^n.$$

Notas:

- 1) Sean \mathcal{X} y $\mathcal{X}_1,\ldots,\mathcal{X}_n$ los recoridos conjunto y marginales de X_1,\ldots,X_n , respectivamente. Entonces, una condicion necesaria (pero no suficiente) para que X_1,\ldots,X_n sean variables aleatorias (mutuamente) independientes es que $\mathcal{X}=\mathcal{X}_1\times\cdots\times\mathcal{X}_n$.
- 2) Si X_1, \ldots, X_n son variables aleatorias (mutuamente) independientes, entonces todos los subvectores formados con distintas componentes también son independientes.
- 3) Si X_1,\ldots,X_n son variables aleatorias (absolutamente) continuas (mutuamente) independientes, entonces el vector aleatorio (X_1,\ldots,X_n) es (absolutamente) continuo.
- 4) Si X_1,\ldots,X_n son variables aleatorias independientes e identicamente distribuidas (iid), es decir, todas ellas tienen la misma fda F (fmp/fdp f), escribimos $X_1,\ldots,X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} F$ o $X_1,\ldots,X_n \stackrel{\text{iid}}{\sim} f$.

A continuación reforzamos algunos de los conceptos previos en el contexto bivariado, es decir, para n=2, con $X_1=X$ y $X_2=Y$.

Sea (X,Y) es un vector aleatorio con fmp conjunta (c.d.) o fdp conjunta (c.c.) $f_{X,Y}(x,y)$, entonces,

a) La distribución de probabilidad de (X,Y) es,

$$\begin{split} P_{X,Y}(B) &= P\{(X,Y) \in B\} \\ &= \begin{cases} \sum_{(x,y) \in B} f_{X,Y}(x,y) & \text{c.d.} \\ \\ \int_{(x,y) \in B} f_{X,Y}(x,y) dy dx & \text{c.c.} \end{cases} \quad \forall \, B \subset \mathbb{R}^2. \end{split}$$

b1) En particular, la fda (da conjunta) de (X,Y) es,

$$\begin{split} F_{X,Y}(x,y) &= P(X \leq x, Y \leq y) \\ &= \begin{cases} \sum_{u \leq x} \sum_{v \leq y} f_{X,Y}(u,v) & \text{c.d.} \\ \\ \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f_{X,Y}(u,v) dv du & \text{c.c.} \end{cases} & \forall \, (x,y) \in \mathbb{R}^2. \end{split}$$

b1) Las fda's marginales son,

$$\begin{split} F_X(x) &= \lim_{y \to \infty} F_{X,Y}(x,y) := F_{X,Y}(x,\infty) \quad \forall \, x \in \mathbb{R} \quad \text{(fda marginal de X)}, \\ F_Y(x) &= \lim_{x \to \infty} F_{X,Y}(x,y) := F_{X,Y}(\infty,y) \quad \forall \, y \in \mathbb{R} \quad \text{(fda marginal de Y)} \end{split}$$

c1) Si (X,Y) es discreto, las fmp marginales son,

$$\begin{split} f_X(x) &= P(X=x) = P(X=x,Y\in\mathbb{R}) \\ &= P(\{X=x\}\cap [\cup_{y\in\mathbb{R}}\{Y=y\}]) \\ &= P(\cup_{y\in\mathbb{R}}[\{X=x\}\cap \{Y=y\}]) \\ &= P(\cup_{y\in\mathbb{R}}\{X=x,Y=y\}]) \\ &= \sum_{y\in\mathbb{R}} P(X=x,Y=y) \\ &= \sum_{y\in\mathbb{R}} f_{X,Y}(x,y) \quad \forall \, x\in\mathbb{R} \quad (\text{fmp marginal de } X), \end{split}$$

$$\begin{split} f_Y(y) &= P(Y=y) = P(Y \in \mathbb{R}, Y=y) \\ &= P([\cup_{x \in \mathbb{R}} \{Y=y\}] \cap \{X=x\}) \\ &= P(\cup_{x \in \mathbb{R}} \{X=x\} \cap \{Y=y\}]) \\ &= P(\cup_{x \in \mathbb{R}} \{X=x, Y=y\}]) \\ &= \sum_{x \in \mathbb{R}} P(X=x, Y=y) \\ &= \sum_{x \in \mathbb{R}} f_{X,Y}(x,y) \quad \forall \, y \in \mathbb{R} \quad \text{(fmp marginal de } Y). \end{split}$$

El resultado anterior, prueba el siguiente teorema.

Teorema 1.1

Sea (X, Y) un vector aleatorio bivariado discreto con fmp conjunta $f_{X,Y}(x,y)$. Entonces las fmp marginal de X e $Y, f_X(x) = P(X=x)$ y $f_Y(y) = P(Y=y)$, están dadas por

$$f_X(x) = \sum_{y \in \mathbb{R}} f_{X,Y}(x,y)$$
 y $f_Y(y) = \sum_{x \in \mathbb{R}} f_{X,Y}(x,y)$

c2) Recordando que si (X,Y) es un vector aleaotorio continuo, entonces X e Y también son variables aleatorias continuas, las fdp's marginales de X e Y se pueden definir como en el caso discreto, pero reemplazando las sumas por integrales. Específicamente, las fdp's marginales de X e Y están dados por.

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y)dy, \quad -\infty < x < \infty,$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y)dx, \quad -\infty < y < \infty.$$

Alternativamente, como X e Y son variables aleatorias continuas, las fdp's marginales de X e Y también pueden obtenerse derivando las respectivas fda's marginales, es decir,

$$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$$
 (cp1) y $f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy}$ (cp1)

d) Finalmente, X e Y son variables aleatorias independientes si, y sólo si,

$$F_{X,Y}(x,y) = F_X(x)F_Y(y) \quad \forall (x,y) \in \mathbb{R}^2.$$

Equivalentemente, si las variables aleatorias X e Y son ambas discretas o ambas continuas, ellas son independientes si, y sólo si,

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y) \quad \forall (x,y) \in \mathbb{R}^2.$$

Ejemplo 1.1

Caso discreto: Sean A y B dos eventos de Ω . Defina las variables aleatorias,

$$X = I_A := \begin{cases} 1 & \text{si ocurre } A, \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$$
 e $Y := I_B = \begin{cases} 1 & \text{si ocurre } B, \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$

Note que:

$$\Omega = A^{c}B^{c} + A^{c}B + AB^{c} + AB
(X,Y) \downarrow \qquad \downarrow \qquad \downarrow \qquad \downarrow \qquad \downarrow
\mathcal{X} = \{(0,0), \qquad (0,1), \qquad (1,0), \qquad (1,1)\}
= \{0,1\} \times \{0,1\}
= \mathcal{X}_{1} \times \mathcal{X}_{2}$$

Es decir, la fmp conjunta de X e Y es,

$$\begin{split} f_{X,Y}(x,y) &= P(X=x,Y=y) \\ &= \begin{cases} P(A^cB^c) & \text{si } x=0, \ y=0, \\ P(A^cB) & \text{si } x=0, \ y=1, \\ P(AB^c) & \text{si } x=1, \ y=0, \\ P(AB) & \text{si } x=1, \ y=1, \\ 0 & \text{eoc} \end{cases} \end{split}$$

La fmp conjunta $f_{X,Y}(x,y) = P(X=x,Y=y)$ anterior se puede reescribir como sigue,

$x \setminus y$	0	1	P(X=x)
0	$P(A^cB^c)$	$P(A^cB)$	$P(A^c) = 1 - P(A)$
1	$P(AB^c)$	P(AB)	P(A)
P(Y=y)	$P(B^c) = 1 - P(B)$	P(B)	1

donde en los margenes de la tabla se obtienen la distribuciones marginales $f_X(x)=P(X=x)$ y $f_Y(y)=P(Y=y)$ de X e Y, respectivamente.

Es decir,

$$\begin{split} f_X(x) &= P(X = x) \\ &= \sum_{y \in \{0,1\}} P(X = x, Y = y) = \begin{cases} 1 - P(A) & \text{si } x = 0, \\ P(A) & \text{si } x = 1, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases} \end{split}$$

$$\begin{split} f_Y(y) &= P(Y=y) \\ &= \sum_{x \in \{0,1\}} P(X=x, Y=y) = \begin{cases} 1 - P(B) & \text{si } y = 0, \\ P(B) & \text{si } y = 1, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases} \end{split}$$

En particular, si A y B son eventos independientes, entonces

$$\begin{split} P(A^c B^c) &= P(A^c) P(B^c) = (1 - P(A))(1 - P(B)), \\ P(A^c B) &= P(A^c) P(B) = (1 - P(A)) P(B), \\ P(AB^c) &= P(A) P(B^c) = P(A)(1 - P(B)), \\ P(AB) &= P(A) P(B). \end{split}$$

En tal caso, se tiene que,

$$f_{X,Y}(x,y) = P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y) = f_X(x)f_Y(y)$$

 $\forall (x,y).$

lo cual ocurre si, y sólo si, X e Y son variables aleatorias independientes.

Aplicaciones:

1) Lanzar una moneda al aire dos veces consecutivas. Sean,

 $A=\ {
m sale}\ {
m cara}\ {
m en}\ {
m el}\ {
m primer}\ {
m lanzamiento}$

B = sale cara en el segundo lanzamiento

 $\Longrightarrow A$ y B son eventos independientes.

En este caso,

$$\begin{split} P(X=x,Y=y) &= P(X=x)P(Y=y) \\ &= \begin{cases} p^{x+y}(1-p)^{2-(x+y)} & \text{si } x,y=0,1, \\ 0 & \text{eoc}, \end{cases} \end{split}$$

donde p= probabilidad de obtener cara al lanzar la moneda. Aquí, se tiene que $X,Y\stackrel{iid}{\sim} Ber(p),$ es decir, con fmp $f(z)=p^z(1-p)^{1-z}I_{\{0,1\}}(z).$

2) Sacar una carta al azar de una baraja de 52 cartas. Sean,

$$A=\ {
m sale}\ {
m rey}$$
 $B=\ {
m sale}\ {
m coraz\'on}$ $\Longrightarrow A$ y B son eventos independientes.

En este caso,

$$\begin{split} P(X=x,Y=y) &= P(X=x)P(Y=y) \\ &= \begin{cases} \left(\frac{1}{13}\right)^x \left(1 - \frac{1}{13}\right)^{1-x} \left(\frac{1}{4}\right)^y \left(1 - \frac{1}{4}\right)^{1-y} & \text{si } x,y=0,1, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases} \end{split}$$

 \implies X e Y son variables aleatorias independientes, con $X \sim Ber(1/13)$ e $Y \sim Ber(1/4)$.

3) Lanzar un dado honesto dos veces consecutivas. Sean,

$$A = \text{ la suma es impar } \Longrightarrow P(A) = 1/2,$$

$$B = \text{ la suma es par } \Longrightarrow P(B) = 1/2$$

$$\Longrightarrow A \text{ y } B \text{ no son eventos independientes}$$

$$(AB = \emptyset, \quad A + B = \Omega, \text{ es decir, } B = A^c)$$

$$\Longrightarrow X + Y = 1 \text{ y } X \stackrel{d}{=} Y \sim Ber(1/2),$$
 pero $X \in Y$ no son independientes.

En este caso,

$$P(X=x,Y=y) = \begin{cases} 1/2 & \text{si } x,=0,1, \ x+y=1, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases}$$

Ejemplo 1.2

Caso continuo:

1) Sean X e Y variables aleatorias continuas con f
da conjunta dada por,

$$F_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}) & \text{si } x, y > 0, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases}$$

Sigue que,

$$F_X(x) = F_{X,Y}(x,\infty) = \begin{cases} 1 - e^{-x} & \text{si } x > 0, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases}$$

$$F_Y(y) = F_{X,Y}(\infty, y) = \begin{cases} 1 - e^{-y} & \text{si } y > 0, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases}$$

$$\Longrightarrow F_{X,Y}(x, y) = F_X(x)F_Y(y) \ \forall (x, y).$$

Alternativamente, como

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{\partial^2 F_{X,Y}(x,y)}{\partial x \partial y} = \begin{cases} e^{-x}e^{-y} & \text{si } x,y > 0, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases}$$

У

$$\begin{split} F_X(x) &= \frac{\partial F_X(x)}{\partial x} = \begin{cases} e^{-x} & \text{si } x > 0, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases} \\ F_Y(y) &= \frac{\partial F_Y(y)}{\partial y} = \begin{cases} e^{-y} & \text{si } y > 0, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases} \\ \Longrightarrow f_{X,Y}(x,y) &= f_X(x)f_Y(y) \ \forall \ (x,y). \end{split}$$

En este caso, se tiene que $X,Y \stackrel{iid}{\sim} \exp(1)$. Note, además, que $\mathcal{X} = \mathbb{R}^2_+ = \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}_+ = \mathcal{X}_1 \times \mathcal{X}_2$.

2) Sea

$$f(x,y) = \begin{cases} c(|x|+|y|) & \text{si } |x|+|y| \leq 1, \\ 0 & \text{eoc.} \end{cases}$$

- a) Haga un gráfico de f(x,y)
- b) Para qué valores de la constante c, f(x,y) es una fdp bivariada? (Resp. c=3/4)
- c) Calcule $P((X;Y) \in \{(x,y) : x,y \ge 0, x+y \le 1\})$. (Resp. 1/4)
- d) Encuentre las fdp's marginales f_X y f_Y .
- e) Son X e Y variables aleatorias continuas?. Justifique.