# Variables estadísticas, distribuciones conjuntas, marginales y condicionales



Mike Wiper

Departamento de Estadística

Universidad Carlos III de Madrid

Grado en Estadística y Empresa



#### Objetivo

$$\int p(x) dx = 1$$

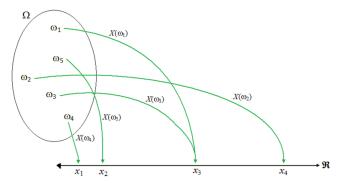
$$p(x) = \int p(x, y) dy$$

$$p(x) = \int p(x|y) p(y) dy$$

Refamiliarizarnos con las variables estadísticas y la ley de la probabilidad total y el teorema de Bayes para variables

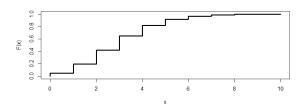


#### Variables aleatorias



Una variable aleatoria es una función que ascribe un valor (numérico) al resultado de un experimento.

#### Variables discretas



Para una variable discreta, X, tomando valores  $x_1, x_2, ...$  se definen:

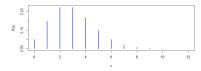
- La función de probabilidad o masa P(X = x) tal que  $\sum_i P(X = x_i) = 1$ .
- La función de distribución  $F_X(x)$  tal que:

$$F_X(x) = P(X \le x) = \sum_{x_i < x} P(X = x_i).$$

• Los momentos:  $E[g(X)] = \sum_i g(x_i)P(X = x_i)$ .



## Ejemplo: la distribución de Poisson

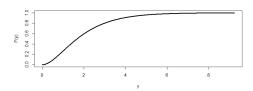


Una variable discreta, X, sigue una distribución de Poisson con parámetro  $\lambda>0$  si

$$P(X = x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} \quad \text{para } x = 0, 1, 2, \dots$$

Se tiene  $E[X] = V[X] = \lambda$ .

#### Variables continuas



Para una variable continua, Y, tomando valores  $x \in \mathbb{R}$ , se tiene:

• La función de distribución  $F_Y(y)$  tal que:

$$F_Y(y) = P(Y \leq y).$$

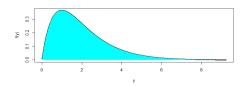
• La función de densidad  $f_Y(y) = \frac{dF(y)}{dy}$  tal que

$$\int_{-\infty}^{y} f_Y(y) \, dy = F_Y(y).$$

• Momentos:  $E[g(Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(y) f_Y(y) dy$ .



#### Ejemplo: la distribución gamma



La variable continua, Y sigue una distribución gamma con parámetros lpha, eta > 0 si

$$f_Y(y) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha - 1} e^{-\beta y}$$
 para  $y > 0$ 

donde  $\Gamma(\cdot)$  es la función gamma:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty u^{\alpha-1} e^{-u} du$$
.

$$\Gamma(\alpha+1)=\alpha\Gamma(\alpha)$$
 y  $\Gamma(\alpha)=(\alpha-1)!$  si  $\alpha$  es un número entero.

$$E[Y] = \frac{\alpha}{\beta} \quad V[Y] = \frac{\alpha}{\beta^2}.$$

#### Distribuciones conjuntas

Para dos (o más) variables discretas, la distribución conjunta es la función P(X=x,Y=y) tal que

$$\sum_{x} \sum_{y} P(X = x, Y = y) = 1,$$

$$\sum_{x} P(X = x, Y = y) = P(Y = y), \quad \text{la distribución marginal de } Y,$$

$$\sum_{y} P(X = x, Y = y) = P(X = x), \quad \text{la distribución marginal de } X.$$

En el caso de variables continuas, sustituimos sus respectivos sumatorios por integrales.

Sea Y>0 una variable continua y  $X\in\{0,1,2,...,\infty\}$  una variable discreta y definimos la distribución conjunta de X e Y:

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} \frac{y^{\alpha+x-1}e^{-(\beta+1)y}}{x!}, \text{ donde } \alpha, \beta > 0.$$

¿Cómo sabemos que es una distribución válida?



Sea Y>0 una variable continua y  $X\in\{0,1,2,...,\infty\}$  una variable discreta y definimos la distribución conjunta de X e Y:

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} \frac{y^{\alpha+x-1}e^{-(\beta+1)y}}{x!}, \text{donde } \alpha, \beta > 0.$$

¿Cómo sabemos que es una distribución válida?

¿Es no negativa? ✓

Si sumamos sobre x e integramos sobre y, tiene que dar 1. extstyle extstyle



#### Distribuciones condicionales

La distribución condicional de una variable (discreta) X dada otra variable (discreta) Y es:

$$P(X = x | Y = y) = \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)},$$

suponiendo que P(Y = y) > 0.

La esperanza condicional de una función g(x, y) es

$$E[g(x,y)|Y = y] = \sum_{x} g(x,y)P(X = x|Y = y).$$

Sea  $Y \sim \mathsf{Gamma}(\alpha, \beta)$  y  $X|Y = y \sim \mathsf{Poisson}(y)$ . Luego, por la ley de la multiplicación:

$$\begin{array}{lcl} f_{X,Y}(x,y) & = & P(X=x|Y=y)f_Y(y) \\ & = & \frac{y^x e^{-y}}{x!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha-1} e^{-\beta y} \\ & = & \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \frac{y^{\alpha+x-1} e^{-(\beta+1)y}}{x!}, \end{array}$$

nuestra distribución conjunta anterior.



#### La media y varianza marginal

Supongamos que en nuestro ejemplo, queremos calcular E[X] y V[X].

ullet Suena complicado porqué en principio, tendríamos que evaluar la distribución marginal de X primero o computar a través de la distribución conjunta. Por ejemplo:

$$E[X] = \sum_{x} \int_{\infty}^{\infty} x f_{X,Y}(x,y) \, dy.$$

¿Existe una manera más fácil de hacer el cálculo?

#### La ley de las esperanzas iteradas

Para dos variables X e Y, la  $ley\ de\ las\ esperanzas\ iteradas\ dice\ que$ 

$$E[X] = E[E[X|Y]].$$

▶ Demostración

Existe otra descomposición semejante para la varianza:

$$V[X] = E[V[X|Y]] + V[E[X|Y]].$$

. Demostración

$$E[X] = E[E[X|Y]]$$
  
=  $E[Y]$  ¿Por qué?

$$E[X] = E[E[X|Y]]$$
  
=  $E[Y]$  ¿Por qué?  
=  $\frac{\alpha}{\beta}$ 

$$E[X] = E[E[X|Y]]$$

$$= E[Y] \text{ iPor qué?}$$

$$= \frac{\alpha}{\beta}$$

$$V[X] = E[V[X|Y]] + V[E[X|Y]]$$

$$= E[Y] + V[Y]$$

$$= \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta^2}$$

$$= \frac{\alpha(1+\beta)}{\beta^2}$$

#### La ley de la probabilidad total para variables

$$P(X = x) = \sum_{y} P(X = x | Y = y) P(Y = y)$$
 si  $Y$  es discreta,  
 $P(X = x) = \int_{-\infty}^{\infty} P(X = x | Y = y) f_{Y}(y) dx$  si  $Y$  es continua.

El segundo caso es más interesante en la mayoría de aplicaciones.

Sea  $X|Y \sim \mathsf{Poisson}(Y)$  con  $Y \sim \mathsf{Gamma}(\alpha, \beta)$ . Calculamos la distribución marginal de X.

$$P(X = x) = \int P(X = x | Y = y) f_Y(y) dy$$

$$= \int_0^\infty \frac{y^x e^{-y}}{x!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha - 1} e^{-\beta y} dy$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha) x!} \int_0^\infty y^{\alpha + x - 1} e^{-(\beta + 1)y} dy$$

¿El integrando parece a una fórmula que hemos visto?



$$P(X = x) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)x!} \int_{0}^{\infty} y^{\alpha^{*}-1} e^{-\beta^{*}y} dy$$

donde  $\alpha^* = \alpha + x$ ,  $\beta^* = \beta + 1$ .



Mike Wiper

$$P(X = x) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)x!} \int_{0}^{\infty} y^{\alpha^{*}-1} e^{-\beta^{*}y} dy$$

donde  $\alpha^* = \alpha + x$ ,  $\beta^* = \beta + 1$ .

El integrando es otra distribución gamma sin su constante de integración.



Mike Wiper

$$P(X = x) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)x!} \int_{0}^{\infty} y^{\alpha^{*}-1} e^{-\beta^{*}y} dy$$

donde  $\alpha^* = \alpha + x$ ,  $\beta^* = \beta + 1$ .

El integrando es otra distribución gamma sin su constante de integración.

$$\begin{split} P(X=x) &= \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)x!} \frac{\Gamma(\alpha^*)}{\beta^{*\alpha^*}} \int_0^{\infty} \frac{\beta^{*\alpha^*}}{\Gamma(\alpha^*)} x^{\alpha^*-1} \mathrm{e}^{-\beta^*x} \, dy \\ &= \frac{\Gamma(\alpha^*)}{\Gamma(\alpha)x!} \frac{\beta^{\alpha}}{\beta^{*\alpha^*}} \\ &= \frac{\Gamma(\alpha+x)}{\Gamma(\alpha)x!} \left(1 - \frac{1}{\beta+1}\right)^{\alpha} \frac{1}{\beta+1} \quad \text{para } x = 0, 1, 2, \dots \end{split}$$

que es una distribución binomial negativa.

**▶** DBN



#### El teorema de Bayes para variables

$$P(Y = y | X = x) = \frac{P(X = x | Y = y)P(Y = y)}{P(X = x)}$$

$$= \frac{P(X = x | Y = y)P(Y = y)}{\sum_{i} P(X = x | Y = y_{i})P(Y = y_{i})}$$

$$f_{Y|X}(y | X = x) = \frac{P(X = x | Y = y)f_{Y}(Y = y)}{P(X = x)}$$

$$= \frac{P(X = x | Y = y)f_{Y}(Y = y)}{\int_{-\infty}^{\infty} P(X = x | Y = y)f_{Y}(y) dy}$$

En nuestro ejemplo:

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{P(X = x|Y = y)f_Y(Y = y)}{P(X = x)}$$

$$= \frac{\frac{y^x e^{-y}}{x!} \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha - 1} e^{-\beta y}}{\frac{\Gamma(\alpha + x)}{\Gamma(\alpha) x!} \left(1 - \frac{\beta}{\beta + 1}\right)^x \frac{\beta}{\beta + 1}^{\alpha}}$$

$$= \frac{(\beta + 1)^{\alpha + x}}{\Gamma(\alpha + x)} y^{\alpha + x - 1} e^{-(\beta + 1)y}$$

¿Qué distribución es?

En nuestro ejemplo:

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{P(X = x|Y = y)f_Y(Y = y)}{P(X = x)}$$

$$= \frac{\frac{y^x e^{-y}}{\Gamma(\alpha)} \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha - 1} e^{-\beta y}}{\frac{\Gamma(\alpha + x)}{\Gamma(\alpha) x!} \left(1 - \frac{\beta}{\beta + 1}\right)^x \frac{\beta}{\beta + 1}^{\alpha}}$$

$$= \frac{(\beta + 1)^{\alpha + x}}{\Gamma(\alpha + x)} y^{\alpha + x - 1} e^{-(\beta + 1)y}$$

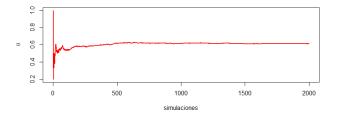
¿Qué distribución es?

$$Y|X = x \sim \mathsf{Gamma}(\alpha + x, \beta + 1).$$



#### Resumen y siguiente sesión

En esta sección hemos repasado algunos de los cálculos necesarios para evaluar distribuciones conjuntas, condicionales y marginales.



En la siguiente sesión vamos a recordar las características de la inferencia frecuentista.

# Apéndice: demostración de la ley de esperanzas iteradas

Supongamos que X e Y son continuas. Entonces:

$$E[X] = \int x f_X(x) dx$$

$$= \int x \int f_{X,Y}(x,y) dy dx$$

$$= \int \int x f_{X|Y}(x|y) f_Y(y) dy dx$$

$$= \int \left\{ \int x f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_Y(y) dy$$

$$= \int E[X|Y = y] f_Y(y) dy$$

$$= E[E[X|Y]]$$





Estadística y Empresa

# Apéndice: demostración de descomposición de la varianza

Supongamos que X e Y son continuas. Entonces:

$$V[X] = \int (x - E[X])^{2} f_{X}(x) dx$$

$$= \int \int (x - E[X])^{2} f_{X|Y}(x|y) f_{Y}(y) dy dx$$

$$= \int \left\{ \int (x - E[X|y] + E[X|y] - E[X])^{2} f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_{Y}(y) dy$$

$$= \int \left\{ \int (x - E[X|y])^{2} f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f(y) dy$$

$$+ 2 \int \left\{ \int (x - E[X|y]) (E[X|y] - E[X]) f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_{Y}(y) dy$$

$$+ \int \left\{ \int (E[X|y] - E[X])^{2} f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_{Y}(y) dy$$

$$V[X] = \int V[X|y] f_Y(y) \, dy +$$

$$2 \int (E[X|y] - E[X]) \left\{ \int (x - E[X|y]) f_{X|Y}(x|y) \, dx \right\} f_Y(y) \, dy +$$

$$\int (E[X|y] - E[X])^2 f_Y(y) \, dy$$

$$= E[V[X|Y]] + 0 + \int (E[X|y] - E[E[X|Y]])^2 f_Y(y) \, dy$$

$$= E[V[X|Y]] + V[E[X|Y]]$$



# Apéndice: la distribución binomial negativa

Una variable discreta, X, sigue una distribución binomial negativa con parámetros r > 0 y 0 si:

$$P(X = x) = \frac{\Gamma(r + x)}{\Gamma(r)x!} (1 - p)^r p^x$$
 para  $x = 0, 1, 2, ...$ 

Cuando  $r \in \{0, 1, 2, ...\}$  se tiene:

$$P(X=x)=\left(\begin{array}{c}x+r-1\\x\end{array}\right)(1-p)^rp^x.$$

Se tiene  $E[X] = r \frac{\rho}{1-\rho}$  y  $V[X] = r \frac{\rho}{(1-\rho)^2}$ .