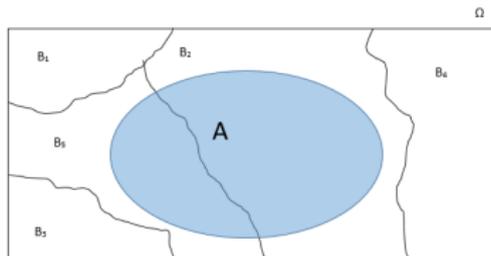


Variables estadísticas, distribuciones conjuntas, marginales y condicionales



Mike Wiper

Departamento de Estadística
Universidad Carlos III de Madrid

Grado en Estadística y Empresa

Objetivo

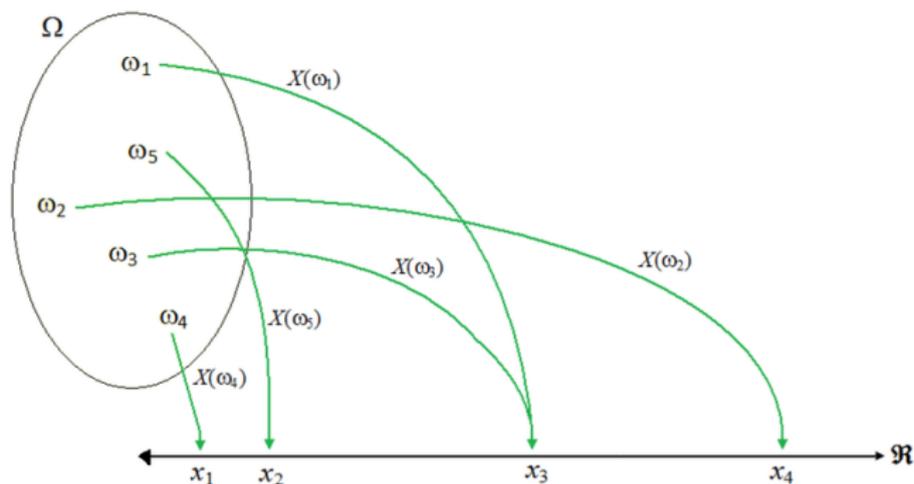
$$\int p(x) dx = 1$$

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

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

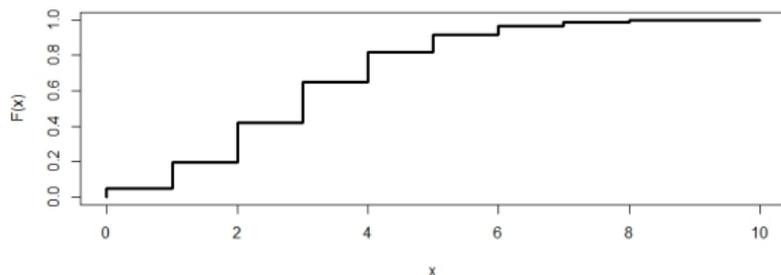
Refamiliarizarnos con las variables estadísticas y la ley de la probabilidad total y el teorema de Bayes para variables

Variables aleatorias



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

Variables discretas



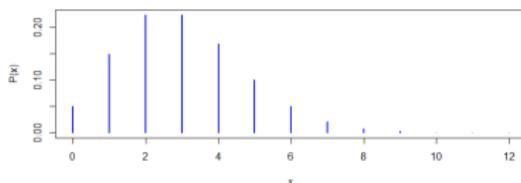
Para una variable discreta, X , tomando valores x_1, x_2, \dots se definen:

- 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:

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

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

Ejemplo: la distribución de Poisson

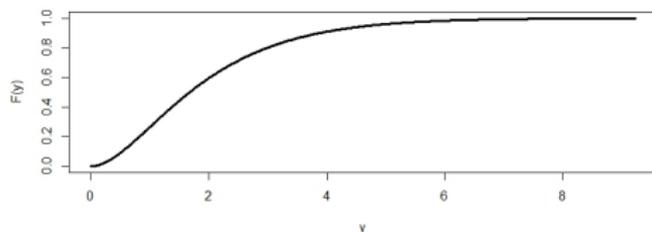


Una variable discreta, X , sigue una distribución de Poisson con parámetro $\lambda > 0$ si

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

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:

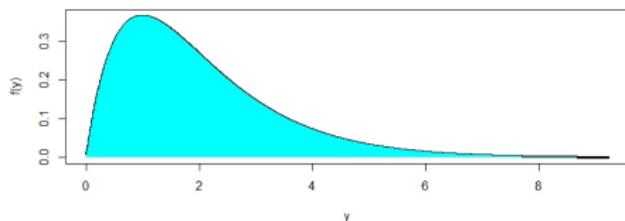
$$F_Y(y) = P(Y \leq y).$$

- 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 $\alpha, \beta > 0$ si

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

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 α 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.

Ejemplo

Sea $Y > 0$ una variable continua y $X \in \{0, 1, 2, \dots, \infty\}$ 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?

Ejemplo

Sea $Y > 0$ una variable continua y $X \in \{0, 1, 2, \dots, \infty\}$ 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. 😞

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

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

Ejemplo

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

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

nuestra distribución conjunta anterior.

La media y varianza marginal

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

😊 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

Ejemplo

Sea $X|Y = y \sim \text{Poisson}(y)$ con $Y \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$. Calculamos la media y varianza de X .

Ejemplo

Sea $X|Y = y \sim \text{Poisson}(y)$ con $Y \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$. Calculamos la media y varianza de X .

$$\begin{aligned} E[X] &= E[E[X|Y]] \\ &= E[Y] \quad \text{¿Por qué?} \end{aligned}$$

Ejemplo

Sea $X|Y = y \sim \text{Poisson}(y)$ con $Y \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$. Calculamos la media y varianza de X .

$$\begin{aligned} E[X] &= E[E[X|Y]] \\ &= E[Y] \quad \text{¿Por qué?} \\ &= \frac{\alpha}{\beta} \end{aligned}$$

Ejemplo

Sea $X|Y = y \sim \text{Poisson}(y)$ con $Y \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta)$. Calculamos la media y varianza de X .

$$\begin{aligned} E[X] &= E[E[X|Y]] \\ &= E[Y] \quad \text{¿Por qué?} \\ &= \frac{\alpha}{\beta} \\ V[X] &= E[V[X|Y]] + V[E[X|Y]] \\ &= E[Y] + V[Y] \\ &= \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta^2} \\ &= \frac{\alpha(1 + \beta)}{\beta^2} \end{aligned}$$

La ley de la probabilidad total para variables

$$P(X = x) = \sum_y P(X = x|Y = y)P(Y = y) \quad \text{si } Y \text{ es discreta,}$$

$$P(X = x) = \int_{-\infty}^{\infty} P(X = x|Y = y)f_Y(y) dx \quad \text{si } Y \text{ es continua.}$$

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

Ejemplo

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

$$\begin{aligned} P(X = x) &= \int P(X = x|Y = y)f_Y(y) dy \\ &= \int_0^\infty \frac{y^x e^{-y}}{x!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha-1} e^{-\beta y} dy \\ &= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)x!} \int_0^\infty y^{\alpha+x-1} e^{-(\beta+1)y} dy \end{aligned}$$

¿El integrando parece a una fórmula que hemos visto?

Ejemplo

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

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

Ejemplo

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

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

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

Ejemplo

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

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

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

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

que es una *distribución binomial negativa*.

El teorema de Bayes para variables

$$\begin{aligned}P(Y = y|X = x) &= \frac{P(X = x|Y = y)P(Y = y)}{P(X = x)} \\&= \frac{P(X = x|Y = y)P(Y = y)}{\sum_i P(X = x|Y = y_i)P(Y = y_i)} \\f_{Y|X}(y|X = x) &= \frac{P(X = x|Y = y)f_Y(Y = y)}{P(X = x)} \\&= \frac{P(X = x|Y = y)f_Y(Y = y)}{\int_{-\infty}^{\infty} P(X = x|Y = y)f_Y(y) dy}\end{aligned}$$

Ejemplo

En nuestro ejemplo:

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

¿Qué distribución es?

Ejemplo

En nuestro ejemplo:

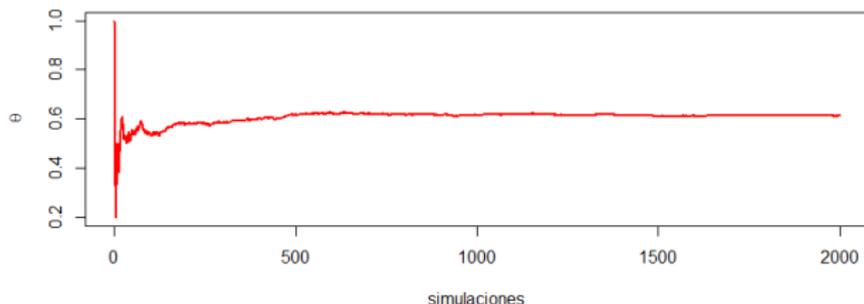
$$\begin{aligned}f_{Y|X}(y|x) &= \frac{P(X = x|Y = y)f_Y(Y = y)}{P(X = x)} \\&= \frac{\frac{y^x e^{-y}}{x!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha-1} e^{-\beta y}}{\frac{\Gamma(\alpha+x)}{\Gamma(\alpha)x!} \left(1 - \frac{\beta}{\beta+1}\right)^x \frac{\beta}{\beta+1}^\alpha} \\&= \frac{(\beta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

¿Qué distribución es?

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

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:

$$\begin{aligned} E[X] &= \int xf_X(x) dx \\ &= \int x \int f_{X,Y}(x,y) dy dx \\ &= \int \int xf_{X|Y}(x|y)f_Y(y) dy dx \\ &= \int \left\{ \int xf_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_Y(y) dy \\ &= \int E[X|Y = y]f_Y(y) dy \\ &= E[E[X|Y]] \end{aligned}$$



Apéndice: demostración de descomposición de la varianza

Supongamos que X e Y son continuas. Entonces:

$$\begin{aligned}V[X] &= \int (x - E[X])^2 f_X(x) dx \\&= \int \int (x - E[X])^2 f_{X|Y}(x|y) f_Y(y) dy dx \\&= \int \left\{ \int (x - E[X|y] + E[X|y] - E[X])^2 f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_Y(y) dy \\&= \int \left\{ \int (x - E[X|y])^2 f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f(y) dy \\&\quad + 2 \int \left\{ \int (x - E[X|y])(E[X|y] - E[X]) f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_Y(y) dy \\&\quad + \int \left\{ \int (E[X|y] - E[X])^2 f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_Y(y) dy\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
V[X] &= \int V[X|y]f_Y(y) dy + \\
& 2 \int (E[X|y] - E[X]) \left\{ \int (x - E[X|y])f_{X|Y}(x|y) dx \right\} f_Y(y) dy + \\
& \int (E[X|y] - E[X])^2 f_Y(y) dy \\
&= E[V[X|Y]] + 0 + \int (E[X|y] - E[E[X|Y]])^2 f_Y(y) dy \\
&= E[V[X|Y]] + V[E[X|Y]]
\end{aligned}$$



Apéndice: la distribución binomial negativa

Una variable discreta, X , sigue una distribución binomial negativa con parámetros $r > 0$ y $0 < p < 1$ si:

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

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

$$P(X = x) = \binom{x + r - 1}{x} (1 - p)^r p^x.$$

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