

Complemento sobre Esperanza Condicional, Normal bivariada y Regresión lineal

Mathias Bourel

IMERL - Facultad de Ingeniería, Universidad de la República, Uruguay

April 22, 2021

Recordamos que el objetivo del aprendizaje supervisado en un problema de regresión consiste en buscar una función f que minimice el riesgo empírico

$$\mathbb{E}_{(X,Y)} \left[(Y - f(X))^2 \right]$$

La función f que minimiza esta función es la esperanza condicional $m(X) = \mathbb{E}(Y|X)$. En efecto si $f : \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ entonces:

$$\mathbb{E}[(f(X) - Y)^2] = \mathbb{E}[(f(X) - m(X) + m(X) - Y)^2] = \mathbb{E}[(f(X) - m(X))^2] + \mathbb{E}[(m(X) - Y)^2]$$

y es claro que esta expresión es mínima cuando $f(x) = m(x) = \mathbb{E}(Y|X = x) \forall x$.

En el cálculo anterior usamos que:

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}_{(X,Y)} [(f(X) - m(X) + m(X) - Y)^2] \\ &= \mathbb{E}[(f(X) - m(X))^2] + \mathbb{E}[(m(X) - Y)^2] + 2\mathbb{E}((f(X) - m(X))(m(X) - Y)) \\ & \text{y } \mathbb{E}_{(X,Y)} ((f(X) - m(X))(m(X) - Y)) = \\ & \mathbb{E}_X(\mathbb{E}((f(X) - m(X))(m(X) - Y)|X)) = \mathbb{E}_X((f(X) - m(X))(\mathbb{E}(m(X) - Y|X))) = \\ & \mathbb{E}_X((f(X) - m(X))(\mathbb{E}(Y|X) - \mathbb{E}(Y|X))) = 0. \end{aligned}$$

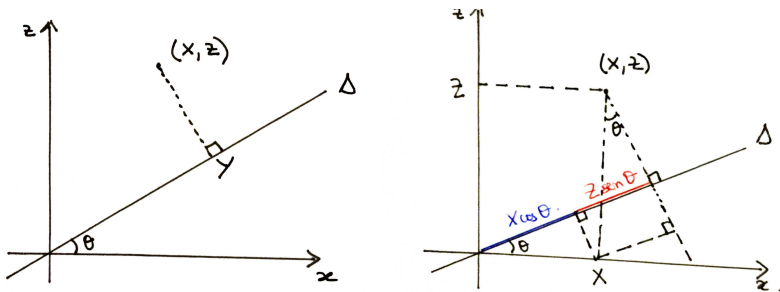
Conclusión:

$$\mathbb{E}(Y|X) = \underset{f}{\operatorname{Argmin}} \mathbb{E} \left[(Y - f(X))^2 \right]$$

La función $m(X)$ se conoce también como *regresión* de Y sobre X .

Motivación

Sean X e Z dos variables aleatorias independientes normales estándar ($X, Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$). Entonces (X, Z) es un vector aleatorio con distribución normal estándar. Consideramos la recta Δ que pasa por el origen y que forma un ángulo de θ con el eje (Ox). Sea Y la proyección de (X, Z) sobre Δ . En realidad identificamos Y con la norma del vector OY .



Por lo tanto $Y = X \cos \theta + Z \sin \theta$ y entonces al ser combinación lineal de dos normales, Y tiene distribución normal. Más aún $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$ ya que:

$$\mathbb{E}(Y) = \mathbb{E}(X \cos \theta + Z \sin \theta) = \cos \theta \mathbb{E}(X) + \sin \theta \mathbb{E}(Z) = 0$$

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}(X \cos \theta + Z \sin \theta) = \cos^2 \theta \text{Var}(X) + \sin^2 \theta \text{Var}(Z) = \cos^2 \theta + \sin^2 \theta = 1$$

El coeficiente de correlación entre X e Y es entonces:

$$\rho = \rho_{X,Y} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X(X \cos \theta + Z \sin \theta)) = \mathbb{E}(X^2) \cos \theta = \cos \theta$$

Para cada $\rho \in [-1, 1]$, existe un ángulo θ tal que $\rho = \cos \theta$. Luego, para cada $\rho \in [-1, 1]$ existen X e Y normales estándar con correlación ρ . Podemos escribir entonces:

$$Y = \rho X + \sqrt{1 - \rho^2} Z$$

en donde X e Z son normal estándares independientes.

Definición:

- Decimos que el par (X, Y) tiene distribución normal estándar con correlación ρ si existe Z normal estándar independiente de X tal que

$$Y = \rho X + \sqrt{1 - \rho^2} Z$$

- Decimos que el par (X, Y) tiene distribución normal con parámetros $(\mu_X, \mu_Y, \sigma_X^2, \sigma_Y^2, \rho)$ si $\left(\frac{X - \mu_X}{\sigma_X}, \frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y}\right)$ tiene distribución normal estándar con correlación ρ .

De la definición anterior se desprende que existe una variable aleatoria Z normal estándar, independiente de X tal que

$$\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} = \rho \frac{X - \mu_X}{\sigma_X} + \sqrt{1 - \rho^2} Z$$

es decir:

$$Y = \mu_Y + \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (X - \mu_X) + \sigma_Y \sqrt{1 - \rho^2} Z$$

Veamos como queda en este caso la función de regresión:

$$\begin{aligned} m(x) &= \mathbb{E}(Y|X = x) = \mathbb{E} \left(\mu_Y + \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (X - \mu_X) + \sigma_Y \sqrt{1 - \rho^2} Z | X = x \right) \\ &= \mu_Y + \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (x - \mu_X) + \sigma_Y \sqrt{1 - \rho^2} \mathbb{E}(Z|X = x) \\ &= \mu_Y + \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (x - \mu_X) + \sigma_Y \sqrt{1 - \rho^2} \mathbb{E}(Z) \\ &= \mu_Y + \rho \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (x - \mu_X) \end{aligned}$$

ya que Z es independiente de X . Este razonamiento muestra que $m(x)$ es una función lineal en el caso que (X, Y) sea un vector normal bivariado. Observar que

$$m(x) = \beta_0 + \beta_1 x \quad \text{donde} \quad \beta_0 = \mathbb{E}(Y) - \beta_1 \mathbb{E}(X) \quad \text{y} \quad \beta_1 = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X^2}$$