

Suponha que X e Y sejam duas variáveis aleatórias.

- I. independência plena: $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) \times f_Y(y)$
- II. independência da média condicional: $E(Y|X) = E(Y)$
- III. linear (ou correlação zero): $Cov(Y,X) = 0$

Mostre que $(I) \Rightarrow (II) \Rightarrow (III)$. Com exemplos, mostre que o caminho contrário não é verdadeiro.

Mostraremos inicialmente que $(I) \Rightarrow (II)$ e, em seguida, que $(II) \Rightarrow (III)$.

Prova 1: $(I) \Rightarrow (II)$

$$\begin{aligned} E(Y|X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} y \times f_{Y|X}(y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} y \times \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} dy \stackrel{(I)}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} y \times \frac{f_X(x) \times f_Y(y)}{f_X(x)} dy = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} y \times f_Y(y) dy = E(Y) \end{aligned}$$

Prova 2: $(II) \Rightarrow (III)$

Das propriedades de distribuição conjunta sabemos que: $f_{X,Y}(x,y) = f_{Y|X}(y) f_X(x)$.

Temos então:

$$\begin{aligned} Cov(X,Y) &= E(X)E(Y) - E(XY) \stackrel{(II)}{=} E(X)E(Y|X) - E(XY) \\ &= \left(\int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx \right) \left(\int_{-\infty}^{+\infty} y f_{Y|X}(y) dy \right) - \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_{X,Y}(x,y) dx dy \right) \\ &= \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) y f_{Y|X}(y) dx dy \right) - \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_{Y|X}(y) f_X(x) dx dy \right) \\ &= 0 \end{aligned}$$

Para mostrarmos que o inverso não vale, suponha que X e Y sejam variáveis aleatórias tais que $X \sim N(0,1)$ e $Y = X^2$. Desta forma, temos:

$$E(X) = 0 \tag{1}$$

$$E(X^2) = var(X) + (E(X))^2 = 1 \tag{2}$$

$$E(X^3) = 0 \tag{3}$$

Vale destacar que (3) é derivada da constatação de que a assimetria (terceiro momento centrado na média) de uma normal padrão é zero. Temos então que (III) é obedecida, uma vez que:

$$\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(X, X^2) = \mathbb{E}(X) \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}(X \cdot X^2) = 0 - \mathbb{E}(X^3) = 0$$

No entanto, (II) não vale, já que:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Y) &= \mathbb{E}(X^2) = 1 \\ \mathbb{E}(Y | X) &= \mathbb{E}(X^2 | X) = X^2 \end{aligned}$$

Como $X^2 \neq 1$ para $X \neq 1$, encontramos um exemplo que mostra que (III) não implica (II).

Para mostrar que (II) não implica (I) usaremos um exemplo de duas variáveis aleatórias discretas. Sejam X e Y duas variáveis aleatórias discretas com função de probabilidade conjunta, $f_{X,Y}(x, y)$, dada por:

$Y \setminus X$	2	4	$\mathbb{P}(X)$
1	1/2	0	1/2
3	0	1/2	1/2
$\mathbb{P}(Y)$	1/2	1/2	1

Verificamos que (II) vale, visto que:

$$\mathbb{E}(Y) = 1 \times \mathbb{P}(Y = 1) + 3 \times \mathbb{P}(Y = 3) = 1 \times \frac{1}{2} + 3 \times \frac{1}{2} = 2$$

e

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(Y | X) &= \mathbb{E}(Y | X = 2) \times \mathbb{P}(X = 2) + \mathbb{E}(Y | X = 4) \times \mathbb{P}(X = 4) \\ &= [1 \times \mathbb{P}(Y = 1 | X = 2) + 3 \times \mathbb{P}(Y = 3 | X = 2)] \times \frac{1}{2} + \\ &+ [1 \times \mathbb{P}(Y = 1 | X = 4) + 3 \times \mathbb{P}(Y = 3 | X = 4)] \times \frac{1}{2} = \\ &= \left[1 \times \frac{\mathbb{P}(Y = 1, X = 2)}{\mathbb{P}(X = 2)} + 3 \times \frac{\mathbb{P}(Y = 3, X = 2)}{\mathbb{P}(X = 2)} \right] \times \frac{1}{2} + \\ &+ \left[1 \times \frac{\mathbb{P}(Y = 1, X = 4)}{\mathbb{P}(X = 4)} + 3 \times \frac{\mathbb{P}(Y = 3, X = 4)}{\mathbb{P}(X = 4)} \right] \times \frac{1}{2} = \\ &= \left[1 \times \frac{1/2}{1/2} + 3 \times \frac{0}{1/2} \right] \times \frac{1}{2} + \left[1 \times \frac{0}{1/2} + 3 \times \frac{1/2}{1/2} \right] \times \frac{1}{2} = \\ &= 1 \times \frac{1}{2} + 3 \times \frac{1}{2} = 2 = \mathbb{E}(Y) \end{aligned}$$

Lembrando ainda que $f_X(x) = \mathbb{P}(X = x)$, $f_Y(y) = \mathbb{P}(Y = y)$ e que $f_{X,Y}(x, y) = \mathbb{P}(X = x, Y = y)$, podemos verificar que (I) não vale, uma vez que para $X = 2$ e $Y = 3$ temos:

$$\begin{aligned} f_X(2) &= \mathbb{P}(X = 2) = \frac{1}{2} \\ f_Y(3) &= \mathbb{P}(Y = 3) = \frac{1}{2} \\ f_{X,Y}(2, 3) &= \mathbb{P}(X = 2, Y = 3) = 0 \neq f_X(2) \times f_Y(3) = \frac{1}{4} \end{aligned}$$