Processos Estocásticos

Covariância e conceitos relacionados

Prof. Roberto Wanderley da Nóbrega

roberto.nobrega@ifsc.edu.br

PRE029006 Engenharia de Telecomunicações INSTITUTO FEDERAL Santa Catarina

Câmpus São José

Valor esperado de função de duas VAs

Valor esperado de função de duas VAs

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Seja $g: \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}$ uma função real de duas variáveis reais.

Teorema

$$E[g(X,Y)] = \sum_{X \in Y} g(x,y)p_{X,Y}(x,y)$$
 (caso discreto)

$$E[g(X,Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x,y) f_{X,Y}(x,y) dx dy$$
 (caso geral)

Valor esperado de função de duas VAs

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Seja $g: \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}$ uma função real de duas variáveis reais.

Teorema

$$E[g(X,Y)] = \sum_{x,y} g(x,y)p_{X,Y}(x,y)$$
 (caso discreto)
$$E[g(X,Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x,y)f_{X,Y}(x,y) dx dy$$
 (caso geral)

Esse resultado será necessário no decorrer desta aula.

Covariância

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Definição

A **covariância** de X e Y é definida por

$$\mathrm{cov}[X,Y] = \mathrm{E}[(X-\mu_X)(Y-\mu_Y)].$$

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Definição

A **covariância** de X e Y é definida por

$$\mathrm{cov}[X,Y] = \mathrm{E}[(X-\mu_X)(Y-\mu_Y)].$$



A covariância é uma medida de **dependência** <u>linear</u>.

Fórmula alternativa para a covariância

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Proposição

$$\mathrm{cov}[\mathsf{X},\mathsf{Y}] = \mathrm{E}[\mathsf{X}\mathsf{Y}] - \mathrm{E}[\mathsf{X}]\,\mathrm{E}[\mathsf{Y}].$$

Fórmula alternativa para a covariância

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Proposição

$$\mathrm{cov}[X,Y] = \mathrm{E}[XY] - \mathrm{E}[X] \, \mathrm{E}[Y].$$

Demonstração:

$$\begin{split} \operatorname{cov}[X,Y] &= \operatorname{E}[(X-\mu_X)(Y-\mu_Y)] \\ &= \operatorname{E}[XY-X\mu_Y-\mu_XY+\mu_X\mu_Y] \\ &= \operatorname{E}[XY]-\operatorname{E}[X]\mu_Y-\mu_X\operatorname{E}[Y]+\operatorname{E}[\mu_X\mu_Y] \\ &= \operatorname{E}[XY]-\operatorname{E}[X]\operatorname{E}[Y]-\mu_X\mu_Y+\mu_X\mu_Y \\ &= \operatorname{E}[XY]-\operatorname{E}[X]\operatorname{E}[Y]. \quad \Box \end{split}$$

1 Simetria

$$\mathrm{cov}[X,Y] = \mathrm{cov}[Y,X].$$

1 Simetria

$$cov[X, Y] = cov[Y, X].$$

2 Covariância de uma VA com si mesma

$$\mathrm{cov}[X,X] = \mathrm{var}[X].$$

1 Simetria

$$cov[X, Y] = cov[Y, X].$$

2 Covariância de uma VA com si mesma

$$cov[X, X] = var[X].$$

3 Faixa de valores (desigualdade de Cauchy-Schwarz)

$$-\sqrt{\operatorname{var}[X]\operatorname{var}[Y]} \leq \operatorname{cov}[X,Y] \leq \sqrt{\operatorname{var}[X]\operatorname{var}[Y]}.$$

Pode assumir valor negativo, positivo, ou zero.

1 Simetria

$$cov[X, Y] = cov[Y, X].$$

2 Covariância de uma VA com si mesma

$$cov[X, X] = var[X].$$

3 Faixa de valores (desigualdade de Cauchy-Schwarz)

$$-\sqrt{\operatorname{var}[X]\operatorname{var}[Y]} \leq \operatorname{cov}[X,Y] \leq \sqrt{\operatorname{var}[X]\operatorname{var}[Y]}.$$

Pode assumir valor negativo, positivo, ou zero.

4 Variância da soma

$$var[X + Y] = var[X] + var[Y] + 2 cov[X, Y].$$

Coeficiente de Pearson

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Definição

O **coeficiente de Pearson** de X e Y é definido por

$$\rho_{X,Y} = \frac{\operatorname{cov}[X,Y]}{\sqrt{\operatorname{var}[X]\operatorname{var}[Y]}} = \frac{\operatorname{cov}[X,Y]}{\sigma_X\sigma_Y},$$

definido apenas quando var[X] > 0 e var[Y] > 0.

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Definição

O **coeficiente de Pearson** de X e Y é definido por

$$\rho_{X,Y} = \frac{\operatorname{cov}[X,Y]}{\sqrt{\operatorname{var}[X]\operatorname{var}[Y]}} = \frac{\operatorname{cov}[X,Y]}{\sigma_X\sigma_Y},$$

definido apenas quando var[X] > 0 e var[Y] > 0.



O coeficiente de Pearson é a **covariância normalizada**. Também é uma medida da dependência <u>linear</u>.

1 Faixa de valores (segue da desigualdade de Cauchy-Schwarz.)

$$-1 \le \rho_{X,Y} \le 1$$

Contraste com a covariância, que pode assumir qualquer valor real.

Taixa de valores (segue da desigualdade de Cauchy-Schwarz.)

$$-1 \le \rho_{X,Y} \le 1$$

Contraste com a covariância, que pode assumir qualquer valor real.

2 Dependência completamente linear

$$\rho_{X,Y} = +1 \iff Y = aX + b$$
, com $a > 0$.

$$\rho_{X,Y} = -1 \iff Y = aX + b$$
, com $a < 0$.

Taixa de valores (segue da desigualdade de Cauchy-Schwarz.)

$$-1 \le \rho_{X,Y} \le 1$$

Contraste com a covariância, que pode assumir qualquer valor real.

Dependência completamente linear

$$\rho_{X,Y} = +1 \iff Y = aX + b$$
, com $a > 0$.

$$\rho_{X,Y} = -1 \quad \iff \quad Y = \alpha X + b \text{, com } \alpha < 0.$$

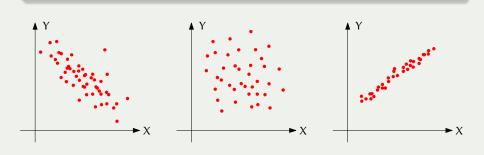
3 Invariância a mudanças de escala e translações

Se
$$X' = a_1 X + b_1$$
 e $Y' = a_2 Y + b_2$, então $\rho_{X,Y} = \rho_{X',Y'}$.



Módulo. O quanto X e Y satisfazem " $Y = \alpha X + b$ ".

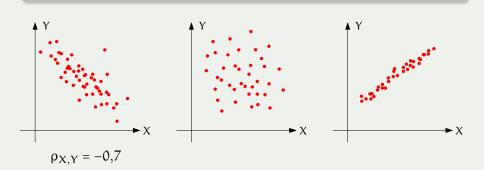
- Sinal. (+) X e Y crescem/decrescem juntos.
 - (-) Quando um cresce o outro decresce.





Módulo. O quanto X e Y satisfazem " $Y = \alpha X + b$ ".

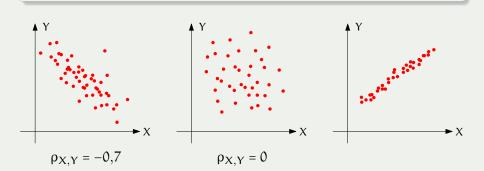
Sinal. (+) X e Y crescem/decrescem juntos. (-) Quando um cresce o outro decresce.





Módulo. O quanto X e Y satisfazem "Y = aX + b".

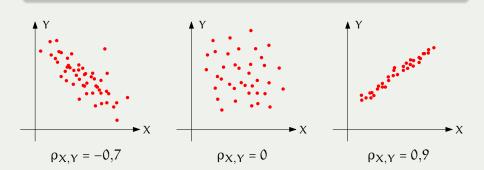
Sinal. (+) X e Y crescem/decrescem juntos. (-) Quando um cresce o outro decresce.

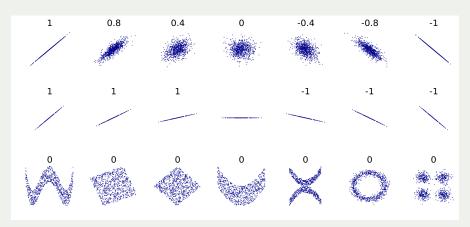




Módulo. O quanto X e Y satisfazem "Y = aX + b".

Sinal. (+) X e Y crescem/decrescem juntos. (-) Quando um cresce o outro decresce.





Fonte: https://commons.wikimedia.org/wiki/File:Correlation_examples2.svg

Exemplo

Considere um dado cúbico honesto cujas seis faces estão pintadas conforme a seguir:



Considere o experimento probabilístico que consiste em rolar tal dado e depois lançar uma moeda honesta o número de vezes mostrado no dado. Sejam:

- \blacksquare X = resultado do dado.
- Y = número de coroas obtidas.

Determine a covariância e o coeficiente de Pearson entre X e Y.

D	M_1	M_2	M_3	X	Υ	Pr
•	©			1	0	1/6
•	业			1	1	1/6
	©	☺		2	0	1/12
	☺	业		2	1	1/12
	₩	☺		2	1	1/12
	业	ϫ		2	2	1/12
$\overline{\cdot}$	©	☺	©	3	0	1/24
••	☺	☺	业	3	1	1/24
·	☺	业	☺	3	1	1/24
•	☺	ϫ	业	3	2	1/24
\cdot		☺	坐 ⊙	3	1	1/24
••	业	☺	业	3	2	1/24
•	业	ϫ	业 ©	3	2	1/24
	业	业	业	3	3	1/24

$p_{X,Y}(x,y)$							
	y = 0	y = 1	y = 2	y = 3	$p_X(x)$		
x = 1	1/6	1/6	0	0	1/3		
x = 2	1/12	2/12	1/12	0	1/3		
x = 3	1/24	3/24	3/24	1/24	1/3		
p _Y (y)	7/24	11/24	5/24	1/24	1		

$p_{X,Y}(x,y)$							
	y = 0	y = 1	y = 2	y = 3	$p_X(x)$		
x = 1	1/6	1/6	0	0	1/3		
x = 2	1/12	2/12	1/12	0	1/3		
x = 3	1/24	3/24	3/24	1/24	1/3		
p _Y (y)	7/24	11/24	5/24	1/24	1		

$$E[X] = (1)\frac{1}{3} + (2)\frac{1}{3} + (3)\frac{1}{3} = 2$$

$$E[Y] = (0)\frac{7}{24} + (1)\frac{11}{24} + (2)\frac{5}{24} + (3)\frac{1}{24} = 1$$

$$E[XY] = (1)(0)\frac{1}{6} + (1)(1)\frac{1}{6} + \dots + (3)(3)\frac{1}{24} = 7/3$$

$p_{X,Y}(x,y)$							
	y = 0	y = 1	y = 2	y = 3	$p_X(x)$		
x = 1	1/6	1/6	0	0	1/3		
x = 2	1/12	2/12	1/12	0	1/3		
x = 3	1/24	3/24	3/24	1/24	1/3		
$p_Y(y)$	7/24	11/24	5/24	1/24	1		

$$E[X] = (1)\frac{1}{3} + (2)\frac{1}{3} + (3)\frac{1}{3} = 2$$

$$E[Y] = (0)\frac{7}{24} + (1)\frac{11}{24} + (2)\frac{5}{24} + (3)\frac{1}{24} = 1$$

$$E[XY] = (1)(0)\frac{1}{6} + (1)(1)\frac{1}{6} + \dots + (3)(3)\frac{1}{24} = 7/3$$

$$cov[X,Y] = \underbrace{E[XY]}_{7/3} - \underbrace{E[X]}_{2}\underbrace{E[Y]}_{1} = 1/3$$

$p_{X,Y}(x,y)$							
	y = 0	y = 1	y = 2	y = 3	$p_X(x)$		
x = 1	1/6	1/6	0	0	1/3		
x = 2	1/12	2/12	1/12	0	1/3		
x = 3	1/24	3/24	3/24	1/24	1/3		
p _Y (y)	7/24	11/24	5/24	1/24	1		

$$E[X^{2}] = (1)^{2} \frac{1}{3} + (2)^{2} \frac{1}{3} + (3)^{2} \frac{1}{3} = 14/3$$

$$var[X] = E[X^{2}] - E[X]^{2} = 14/3 - 2^{2} = 2/3$$

$$E[Y^{2}] = (0)^{2} \frac{7}{24} + (1)^{2} \frac{11}{24} + (2)^{2} \frac{5}{24} + (3)^{2} \frac{1}{24} = 5/3$$

$$var[Y] = E[Y^{2}] - E[Y]^{2} = 5/3 - 1^{2} = 2/3$$

$p_{X,Y}(x,y)$							
	y = 0	y = 1	y = 2	y = 3	$p_X(x)$		
x = 1	1/6	1/6	0	0	1/3		
x = 2	1/12	2/12	1/12	0	1/3		
x = 3	1/24	3/24	3/24	1/24	1/3		
p _Y (y)	7/24	11/24	5/24	1/24	1		

$$\rho_{X,Y} \; = \; \frac{\mathrm{cov}[X,Y]}{\sqrt{\mathrm{var}[X]\,\mathrm{var}[Y]}} \; = \; \frac{1/3}{\sqrt{(2/3)\cdot(2/3)}} \; = \; \frac{1}{2}$$

Exemplo

Uma régua de comprimento unitário é quebrada em um ponto aleatório. O pedaço da esquerda é novamente quebrado. Seja X a variável aleatória que define, a partir da extremidade esquerda da régua, o ponto em que a régua é quebrada pela primeira vez e Y a variável aleatória que define o segundo ponto de quebra.

- a Determine a PDF conjunta de X e Y.
- **b** Determine a covariância e o coeficiente de Pearson entre X e Y.

a Determine a PDF conjunta de X e Y.



a Determine a PDF conjunta de X e Y.

Temos:

$$X \sim \operatorname{Uniform}([0,1])$$

 $Y \mid X = x \sim \operatorname{Uniform}([0,x])$

a Determine a PDF conjunta de X e Y.

Temos:

$$X \sim \text{Uniform}([0,1])$$

 $Y \mid X = x \sim \text{Uniform}([0,x])$

Portanto:

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

a Determine a PDF conjunta de X e Y.

Temos:

$$X \sim \operatorname{Uniform}([0,1])$$

 $Y \mid X = x \sim \operatorname{Uniform}([0,x])$

Portanto:

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

= $1[0 \le x \le 1] \cdot \frac{1}{x}[0 \le y \le x]$

a Determine a PDF conjunta de X e Y.

Temos:

$$X \sim \operatorname{Uniform}([0,1])$$

 $Y \mid X = x \sim \operatorname{Uniform}([0,x])$

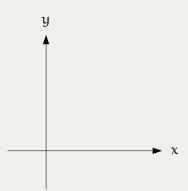
Portanto:

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

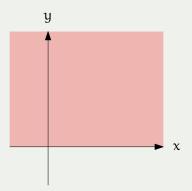
$$= 1[0 \le x \le 1] \cdot \frac{1}{x} [0 \le y \le x]$$

$$= \frac{1}{x} [0 \le y \le x \le 1]$$

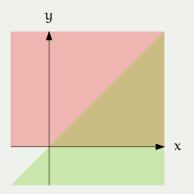
$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{x} [0 \le y \le x \le 1]$$



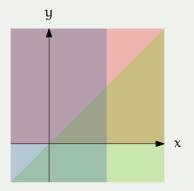
$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{x} \left[\underbrace{0 \le y}_{} \le x \le 1 \right]$$



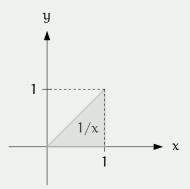
$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{x} [0 \le y \le x \le 1]$$



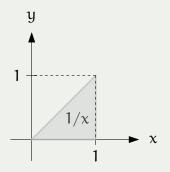
$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{x} [0 \le y \le x \le 1]$$



$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{x} \left[0 \le y \le x \le 1 \right]$$

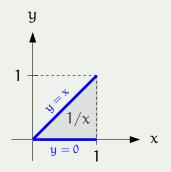


$$\mathrm{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\mathrm{E}[XY]}_{} - \underbrace{\mathrm{E}[X]}_{} \underbrace{\mathrm{E}[Y]}_{}$$



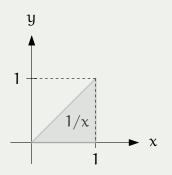
$$\mathrm{E}[X] = \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} x \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x$$

$$\mathrm{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\mathbb{E}[XY]}_{} - \underbrace{\mathbb{E}[X]}_{} \underbrace{\mathbb{E}[Y]}_{}$$



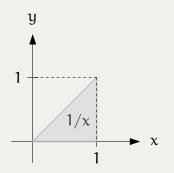
$$\begin{split} \mathrm{E}[X] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} x \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} x \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \end{split}$$

$$\mathrm{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\mathrm{E}[XY]}_{} - \underbrace{\mathrm{E}[X]}_{} \underbrace{\mathrm{E}[Y]}_{}$$



$$\begin{split} \mathrm{E}[X] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} x \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} x \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} 1 \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \end{split}$$

$$\mathrm{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\mathrm{E}[XY]}_{} - \underbrace{\mathrm{E}[X]}_{} \underbrace{\mathrm{E}[Y]}_{}$$



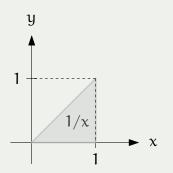
$$E[X] = \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} x f_{X,Y}(x,y) dy dx$$

$$= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} x \frac{1}{x} dy dx$$

$$= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} 1 dy dx$$

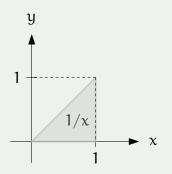
$$= \int_{x=0}^{x=1} x dx$$

$$\operatorname{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\operatorname{E}[XY]}_{1/2} - \underbrace{\operatorname{E}[X]}_{1/2} \underbrace{\operatorname{E}[Y]}$$



$$\begin{split} \mathrm{E}[X] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} x \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} x \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} 1 \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} x \, \mathrm{d}x = \frac{1}{2} \end{split}$$

$$\operatorname{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\operatorname{E}[XY]}_{1/2} - \underbrace{\operatorname{E}[X]}_{1/2} \underbrace{\operatorname{E}[Y]}_{1/4}$$



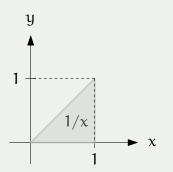
$$E[Y] = \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} y \, f_{X,Y}(x,y) \, dy \, dx$$

$$= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} y \, \frac{1}{x} \, dy \, dx$$

$$= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} \frac{y}{x} \, dy \, dx$$

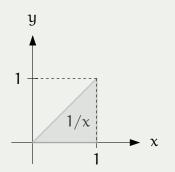
$$= \int_{x=0}^{x=1} \frac{x}{2} \, dx = \frac{1}{4}$$

$$\operatorname{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\operatorname{E}[XY]}_{1/6} - \underbrace{\operatorname{E}[X]}_{1/2} \underbrace{\operatorname{E}[Y]}_{1/4}$$



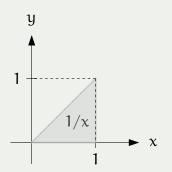
$$\begin{split} \mathrm{E}[XY] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} xy \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} xy \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} y \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \frac{x^2}{2} \, \mathrm{d}x \, = \, \frac{1}{6} \end{split}$$

$$\operatorname{cov}[X,Y] \ = \ \underbrace{\operatorname{E}[XY]}_{1/6} \ - \ \underbrace{\operatorname{E}[X]}_{1/2} \ \underbrace{\operatorname{E}[Y]}_{1/4} \ = \ \frac{1}{24}$$



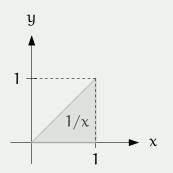
$$\begin{split} \mathrm{E}[XY] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} xy \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} xy \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} y \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \frac{x^2}{2} \, \mathrm{d}x \, = \, \frac{1}{6} \end{split}$$

$$\rho_{X,Y} \,=\, \frac{\operatorname{cov}[X,Y]}{\sqrt{\operatorname{var}[X]\operatorname{var}[Y]}} \,=\, \frac{1/24}{\sqrt{(1/12)\cdot()}} \,=\,$$



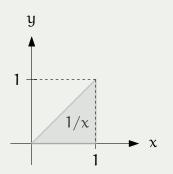
$$\begin{split} \mathrm{E}[X^2] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} x^2 \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} x^2 \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} x \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} x^2 \, \mathrm{d}x = \frac{1}{3} \end{split}$$

$$\rho_{X,Y} \; = \; \frac{\text{cov}[X,Y]}{\sqrt{\text{var}[X]\,\text{var}[Y]}} \; = \; \frac{1/24}{\sqrt{(1/12)\cdot(7/144)}} \; = \;$$



$$\begin{split} \mathrm{E}[Y^2] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} y^2 \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} y^2 \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} \frac{y^2}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \frac{x^2}{3} \, \mathrm{d}x \, = \, \frac{1}{9} \end{split}$$

$$\rho_{X,Y} \; = \; \frac{\mathrm{cov}[X,Y]}{\sqrt{\mathrm{var}[X]\,\mathrm{var}[Y]}} \; = \; \frac{1/24}{\sqrt{(1/12)\cdot(7/144)}} \; = \; \frac{\sqrt{21}}{7}$$



$$\begin{split} \mathrm{E}[Y^2] &= \int_{x=-\infty}^{x=\infty} \int_{y=-\infty}^{y=\infty} y^2 \, f_{X,Y}(x,y) \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} y^2 \, \frac{1}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \int_{y=0}^{y=x} \frac{y^2}{x} \, \mathrm{d}y \, \mathrm{d}x \\ &= \int_{x=0}^{x=1} \frac{x^2}{3} \, \mathrm{d}x \, = \frac{1}{9} \end{split}$$

Descorrelação ______

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Relembrando...

X e Y são independentes \iff $f_{X,Y} = f_X f_Y$

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Relembrando...

X e Y são independentes
$$\iff$$
 $f_{X,Y} = f_X f_Y$

Definição

 $X \ e \ Y \ s \ \tilde{a} o \ \textbf{descorrelacionadas} \ \Longleftrightarrow \ \mathrm{E}[XY] = \mathrm{E}[X] \, \mathrm{E}[Y]$

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Relembrando...

X e Y são independentes
$$\iff$$
 $f_{X,Y} = f_X f_Y$

Definição

$$X$$
 e Y são **descorrelacionadas** \iff $E[XY] = E[X]E[Y]$ \iff $cov[X, Y] = 0$

Sejam X e Y duas VAs definidas no mesmo experimento probabilístico.

Relembrando...

X e Y são independentes
$$\iff$$
 $f_{X,Y} = f_X f_Y$

Definição

$$X$$
 e Y são **descorrelacionadas** \iff $\mathrm{E}[XY] = \mathrm{E}[X]\,\mathrm{E}[Y]$ \iff $\mathrm{cov}[X,Y] = 0$ \iff $\mathrm{var}[X+Y] = \mathrm{var}[X] + \mathrm{var}[Y]$

$Independência \times Descorrelação \\$

Proposição

X e Y independentes \implies X e Y descorrelacionadas

Independência × Descorrelação

Proposição

X e Y independentes \implies X e Y descorrelacionadas

Demonstração: Se X e Y são independentes, então

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

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

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X}(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y}(y) dy = E[X] E[Y]. \quad \Box$$

$Independência \times Descorrelação \\$

Proposição

X e Y independentes \implies X e Y descorrelacionadas

...mas a recíproca é falsa!



Descorrelação não implica independência.

Exemplo

Sejam X e Y duas VAs discretas conjuntamente distribuídas como abaixo.

(x,y)	$p_{X,Y}(x,y)$
(0, +1)	1/4
(+1,0)	1/4
(0, -1)	1/4
(-1,0)	1/4

Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

$p_{X,Y}(x,y)$				
	y = -1	y = 0	y = 1	$p_X(x)$
x = -1	0	1/4	0	1/4
x = 0	1/4	0	1/4	1/2
x = 1	0	1/4	0	1/4
p _Y (y)	1/4	1/2	1/4	1

$p_{X,Y}(x,y)$					
	y = -1	y = 0	y = 1	$p_X(x)$	
x = -1	0	1/4	0	1/4	
x = 0	1/4	0	1/4	1/2	
x = 1	0	1/4	0	1/4	
p _Y (y)	1/4	1/2	1/4	1	

$$\begin{split} &\mathrm{E}[XY] = \sum_{x,y} xy \, p_{X,Y}(x,y) = (0\cdot 1) \frac{1}{4} + (1\cdot 0) \frac{1}{4} + (-1\cdot 0) \frac{1}{4} + (0\cdot -1) \frac{1}{4} = 0 \\ &\mathrm{E}[X] = \sum_{x} x \, p_{X}(x) = (-1) \frac{1}{4} + (0) \frac{1}{2} + (1) \frac{1}{4} = 0 \\ &\mathrm{E}[Y] = \sum_{y} y \, p_{Y}(y) = (-1) \frac{1}{4} + (0) \frac{1}{2} + (1) \frac{1}{4} = 0 \end{split}$$

$p_{X,Y}(x,y)$				
	y = -1	y = 0	y = 1	$p_X(x)$
x = -1	0	1/4	0	1/4
x = 0	1/4	0	1/4	1/2
x = 1	0	1/4	0	1/4
$p_Y(y)$	1/4	1/2	1/4	1

$$\underbrace{\mathrm{E}[\mathrm{X}\mathrm{Y}]}_{0} = \underbrace{\mathrm{E}[\mathrm{X}]}_{0} \underbrace{\mathrm{E}[\mathrm{Y}]}_{0}$$

 $\mathrm{E}[\mathrm{XY}] = \mathrm{E}[\mathrm{X}] \; \mathrm{E}[\mathrm{Y}] \quad \therefore \quad \mathrm{X} \; \mathrm{e} \; \mathrm{Y} \; \mathrm{s\~{a}o} \; \mathrm{descorrelacionadas}$

$p_{X,Y}(x,y)$				
	y = -1	y = 0	y = 1	$p_X(x)$
x = -1	0	1/4	0	1/4
x = 0	1/4	0	1/4	1/2
x = 1	0	1/4	0	1/4
$p_Y(y)$	1/4	1/2	1/4	1

$$\underbrace{p_{X,Y}(0,0)}_{0} \neq \underbrace{p_{X}(0)}_{1/2} \underbrace{p_{Y}(0)}_{1/2} \quad \therefore \quad X \text{ e Y são dependentes}$$

Exemplo

Seja U $\sim \mathrm{Uniform}([-1,1])$. Sejam $X=U^2$ e $Y=U^3$. Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

Exemplo

Seja U $\sim \text{Uniform}([-1,1])$. Sejam $X = U^2$ e $Y = U^3$. Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

A solução é facilitada se calcularmos primeiramente $\mathrm{E}[\mathrm{U}^n]$:

Exemplo

Seja U $\sim \text{Uniform}([-1,1])$. Sejam $X = U^2$ e $Y = U^3$. Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

A solução é facilitada se calcularmos primeiramente $E[U^n]$:

$$E[U^n] = \int_{-\infty}^{\infty} u^n f_U(u) du$$

Exemplo

Seja U $\sim \text{Uniform}([-1,1])$. Sejam $X = U^2$ e $Y = U^3$. Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

A solução é facilitada se calcularmos primeiramente $\mathbb{E}[\mathbb{U}^n]$:

$$E[U^n] = \int_{-\infty}^{\infty} u^n f_U(u) du$$
$$= \int_{-1}^{1} u^n \frac{1}{2} du$$

Exemplo

Seja U $\sim \text{Uniform}([-1,1])$. Sejam $X = U^2$ e $Y = U^3$. Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

A solução é facilitada se calcularmos primeiramente $\mathbb{E}[\mathbb{U}^n]$:

$$E[U^{n}] = \int_{-\infty}^{\infty} u^{n} f_{U}(u) du$$

$$= \int_{-1}^{1} u^{n} \frac{1}{2} du = \frac{1}{2} \left[\frac{u^{n+1}}{n+1} \right]_{u=-1}^{u=1}$$

Exemplo

Seja U $\sim \text{Uniform}([-1,1])$. Sejam $X = U^2$ e $Y = U^3$. Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

A solução é facilitada se calcularmos primeiramente $E[U^n]$:

$$\begin{split} \mathrm{E}[\mathrm{U}^{\mathrm{n}}] &= \int_{-\infty}^{\infty} \mathrm{u}^{\mathrm{n}} \, f_{\mathrm{U}}(\mathrm{u}) \, \mathrm{d} \mathrm{u} \\ &= \int_{-1}^{1} \mathrm{u}^{\mathrm{n}} \, \frac{1}{2} \, \mathrm{d} \mathrm{u} \, = \frac{1}{2} \left[\frac{\mathrm{u}^{\mathrm{n}+1}}{\mathrm{n}+1} \right]_{\mathrm{u}=-1}^{\mathrm{u}=1} \, = \frac{1}{2(\mathrm{n}+1)} \left[1^{\mathrm{n}+1} - (-1)^{\mathrm{n}+1} \right] \end{split}$$

Exemplo

Seja U $\sim \text{Uniform}([-1,1])$. Sejam $X = U^2$ e $Y = U^3$. Mostre que X e Y são descorrelacionadas mas dependentes.

A solução é facilitada se calcularmos primeiramente $E[U^n]$:

$$\begin{split} \mathrm{E}[\mathrm{U}^n] &= \int_{-\infty}^{\infty} u^n \, f_{\mathrm{U}}(u) \, \mathrm{d}u \\ &= \int_{-1}^{1} u^n \, \frac{1}{2} \, \mathrm{d}u \, = \frac{1}{2} \bigg[\frac{u^{n+1}}{n+1} \bigg]_{u=-1}^{u=1} \, = \frac{1}{2(n+1)} \big[1^{n+1} - (-1)^{n+1} \big] \\ &= \begin{cases} \frac{1}{n+1}, & \text{se n \'e par}, \\ 0, & \text{se n \'e \'impar}. \end{cases} \end{split}$$

■ X e Y são descorrelacionadas:

■ X e Y são descorrelacionadas:

$$\begin{split} & \mathrm{E}[X] = \mathrm{E}[u^2] = \frac{1}{3} \\ & \mathrm{E}[Y] = \mathrm{E}[u^3] = 0 \\ & \mathrm{E}[XY] = \mathrm{E}[u^2 u^3] = \mathrm{E}[u^5] = 0 \end{split}$$

■ X e Y são descorrelacionadas:

$$E[X] = E[U^{2}] = \frac{1}{3}$$

 $E[Y] = E[U^{3}] = 0$
 $E[XY] = E[U^{2}U^{3}] = E[U^{5}] = 0$

$$\underbrace{\mathbb{E}[XY]}_{0} = \underbrace{\mathbb{E}[X]}_{1/3} \underbrace{\mathbb{E}[Y]}_{0} \quad \therefore \quad X \text{ e Y são descorrelacionadas}$$

■ X e Y são dependentes:

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

Prova por contradição:

1 Hipótese: X e Y são independentes.

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

- 1 Hipótese: X e Y são independentes.
- 2 Então X^2 e Y^2 são independentes.

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

- 1 Hipótese: X e Y são independentes.
- 2 Então X^2 e Y^2 são independentes.
- 3 Então X^2 e Y^2 são descorrelacionadas.

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

- 1 Hipótese: X e Y são independentes.
- 2 Então X^2 e Y^2 são independentes.
- 3 Então X^2 e Y^2 são descorrelacionadas.
- 4 Então $E[X^2Y^2] = E[X^2]E[Y^2]$.

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

- 1 Hipótese: X e Y são independentes.
- 2 Então X^2 e Y^2 são independentes.
- 3 Então X^2 e Y^2 são descorrelacionadas.
- 4 Então $E[X^2Y^2] = E[X^2]E[Y^2]$.
- 5 Então $E[U^{10}] = E[U^4] E[U^6]$.

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

- 1 Hipótese: X e Y são independentes.
- 2 Então X^2 e Y^2 são independentes.
- 3 Então X^2 e Y^2 são descorrelacionadas.
- 4 Então $E[X^2Y^2] = E[X^2]E[Y^2]$.
- 5 Então $E[U^{10}] = E[U^4] E[U^6]$.
- 6 Então $\frac{1}{11} = \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{7}$. Absurdo!

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

Prova por contradição:

- 1 Hipótese: X e Y são independentes.
- 2 Então X^2 e Y^2 são independentes.
- 3 Então X^2 e Y^2 são descorrelacionadas.
- 4 Então $E[X^2Y^2] = E[X^2]E[Y^2]$.
- 5 Então $E[U^{10}] = E[U^4] E[U^6]$.
- 6 Então $\frac{1}{11} = \frac{1}{5} \cdot \frac{1}{7}$. Absurdo!

Portanto, a hipótese (X e Y são independentes) é falsa.

■ X e Y são dependentes:

Não temos $f_X(x)$, $f_Y(y)$, $f_{X,Y}(x,y)$... E agora?

Alternativamente... Para $U \sim \mathrm{Uniform}([-1,1])$, $X = U^2$, $Y = U^3$:

$$f_X(x \mid Y = y) = \delta(x - y^{2/3})$$

$$f_Y(y \mid X = x) = \frac{1}{2}\delta(y - x^{3/2}) + \frac{1}{2}\delta(y + x^{3/2})$$

Portanto, X e Y são dependentes.

Exercícios propostos

Yates-Goodman

- **5.7.12.**
- **5.7.13**.
- **5.8.6**
- **5.8.7.**



Esboce sua resposta sempre que possível.

Referências

Referências



JOSÉ PAULO DE ALMEIDA ALBUQUERQUE, JOSÉ MAURO PEDRO FORTES, AND WEILER ALVES FINAMORE.

PROBABILIDADE, VARIÁVEIS ALEATÓRIAS E PROCESSOS ESTOCÁSTICOS. Editora Interciência, 2008.



ROY D. YATES AND DAVID J. GOODMAN. PROBABILITY AND STOCHASTIC PROCESSES.

Wiley, 3rd edition, 2014.