

Esperança Matemática

Rodrigo R. Pescim

Universidade Estadual de Londrina

03 de junho de 2020

Vamos estudar o conceito de **valor esperado ou média** de uma variável aleatória. Observa-se que em contextos mais formais, o valor esperado é denotado como **esperança matemática**.

Valor Esperado

- Historicamente o conceito de valor esperado teve origem para avaliar ganhos em jogos com apostas em meados do século XVII.

Vamos estudar o conceito de **valor esperado ou média** de uma variável aleatória. Observa-se que em contextos mais formais, o valor esperado é denotado como **esperança matemática**.

Valor Esperado

- Historicamente o conceito de valor esperado teve origem para avaliar ganhos em jogos com apostas em meados do século XVII.
- Com o auxílio do formalismo matemático, em meados do século XIX, essas ideias foram estabelecidas em definições rigorosas, incluindo os casos discreto e contínuo.

Vamos estudar o conceito de **valor esperado ou média** de uma variável aleatória. Observa-se que em contextos mais formais, o valor esperado é denotado como **esperança matemática**.

Valor Esperado

- Historicamente o conceito de valor esperado teve origem para avaliar ganhos em jogos com apostas em meados do século XVII.
- Com o auxílio do formalismo matemático, em meados do século XIX, essas ideias foram estabelecidas em definições rigorosas, incluindo os casos discreto e contínuo.
- Vamos assumir que as variáveis aleatórias estão todas em um mesmo espaço de probabilidade (Ω, \mathcal{F}, P) .

Definição 1. Seja X uma **variável aleatória discreta** com função de probabilidade $p(x_i) = p[X = x_i]$ para i , num certo conjunto de índices $i \in \mathcal{I}$. Então, a **esperança matemática** ou o **valor esperado** ou a **média** de X é definida por

$$E(X) = \sum_{i \in \mathcal{I}} x_i P[X = x_i],$$

desde que a soma seja determinada, isto é, $\sum_{i \in \mathcal{I}} |x_i| P[X = x_i] < \infty$.

A utilização do termo média para o valor esperado da variável tem origem histórica, porém pode ser entendido como referência a um resultado importante conhecido como **Lei dos Grandes Números**.

Se coletarmos, de maneira independente, um certo número de valores da variável X , pode-se ter repetições de valores dentre aqueles que são possíveis para X . Assim, **espera-se que a proporção, com que cada valor observado aparece, é próxima da sua respectiva probabilidade**. Dessa forma, **tem-se a expectativa de que a média dos valores observados não ficasse distante do valor esperado da variável**.

Exemplos

1. Seja X uma variável aleatória discreta com função de probabilidade dada por

$$f_X(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{2}\right)^x, & x = \{1, 2, 3, \dots\} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Qual é o valor esperado da variável X ?

Exemplos

1. Seja X uma variável aleatória discreta com função de probabilidade dada por

$$f_X(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{2}\right)^x, & x = \{1, 2, 3, \dots\} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Qual é o valor esperado da variável X ?

Solução:

$$E(X) = \sum_{x=1}^{\infty} x \left(\frac{1}{2}\right)^x =$$

Exemplos

1. Seja X uma variável aleatória discreta com função de probabilidade dada por

$$f_X(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{2}\right)^x, & x = \{1, 2, 3, \dots\} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Qual é o valor esperado da variável X ?

Solução:

$$E(X) = \sum_{x=1}^{\infty} x \left(\frac{1}{2}\right)^x = \sum_{x=1}^{\infty} \underbrace{\sum_{y=1}^x 1}_{x} \left(\frac{1}{2}\right)^x =$$

Exemplos

1. Seja X uma variável aleatória discreta com função de probabilidade dada por

$$f_X(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{2}\right)^x, & x = \{1, 2, 3, \dots\} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Qual é o valor esperado da variável X ?

Solução:

$$E(X) = \sum_{x=1}^{\infty} x \left(\frac{1}{2}\right)^x = \sum_{x=1}^{\infty} \underbrace{\sum_{y=1}^x 1}_x \left(\frac{1}{2}\right)^x = \sum_{y=1}^{\infty} \sum_{x=y}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^x$$

Exemplos

1. Seja X uma variável aleatória discreta com função de probabilidade dada por

$$f_X(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{2}\right)^x, & x = \{1, 2, 3, \dots\} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Qual é o valor esperado da variável X ?

Solução:

$$E(X) = \sum_{x=1}^{\infty} x \left(\frac{1}{2}\right)^x = \sum_{x=1}^{\infty} \underbrace{\sum_{y=1}^x 1}_{x} \left(\frac{1}{2}\right)^x = \sum_{y=1}^{\infty} \sum_{x=y}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^x$$

Resultado:

$$\sum_{k=i}^{\infty} q^k = \frac{q^i}{1-q} \quad \text{se } |q| < 1.$$

Então,

$$\sum_{y=1}^{\infty} \underbrace{\sum_{x=y}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^x}_{\text{série geométrica}} = \sum_{y=1}^{\infty} \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^y}{1 - \frac{1}{2}} = 2 \underbrace{\sum_{y=1}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^y}_{\text{série geométrica}} = 2.$$

Portanto, $E(X) = 2$.

2. Seja X uma variável aleatória discreta com função dada por

$$P[X = x] = \begin{cases} \frac{1}{2^{|x|}(|x|+1)}, & x = \{-1, -2, \dots\} \\ \frac{1}{2^x(x+1)}, & x = \{1, 2, \dots\} \end{cases}$$

- a) Mostre que P é uma função de probabilidade.
- b) É possível determinar o valor esperado de X ? Justifique.

Definição 2. Seja X uma **variável aleatória contínua** com função densidade f_X . Define-se **esperança matemática** ou o **valor esperado** ou a **média** de X por

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx,$$

desde que a integral seja absolutamente convergente, isto é,

$$\int_{-\infty}^{\infty} |x| f_X(x) dx < \infty.$$

Observação: No caso em que a integral não é convergente, diz-se que a variável aleatória X não possui valor esperado ou esperança.

Exemplos

1. Seja $X \sim \exp(\lambda)$, $\lambda > 0$, variável aleatória que segue distribuição exponencial. Sua função densidade é dada por

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{(0, \infty)}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Exemplos

1. Seja $X \sim \exp(\lambda)$, $\lambda > 0$, variável aleatória que segue distribuição exponencial. Sua função densidade é dada por

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{(0,\infty)}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Solução:

$$E(X) = \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda \int_0^t x e^{-\lambda x} dx$$

Exemplos

1. Seja $X \sim \exp(\lambda)$, $\lambda > 0$, variável aleatória que segue distribuição exponencial. Sua função densidade é dada por

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{(0,\infty)}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Solução:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda \int_0^t x e^{-\lambda x} dx \\ &= \lim_{t \rightarrow \infty} \left[-x e^{-\lambda x} + \int_0^t e^{-\lambda x} dx \right] \end{aligned}$$

Exemplos

1. Seja $X \sim \exp(\lambda)$, $\lambda > 0$, variável aleatória que segue distribuição exponencial. Sua função densidade é dada por

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{(0,\infty)}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Solução:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda \int_0^t x e^{-\lambda x} dx \\ &= \lim_{t \rightarrow \infty} \left[-x e^{-\lambda x} + \int_0^t e^{-\lambda x} dx \right] \\ &= \lim_{t \rightarrow \infty} \left[-e^{-\lambda x} \left(x + \frac{1}{\lambda} \right) \right]_0^t \end{aligned}$$

Exemplos

1. Seja $X \sim \exp(\lambda)$, $\lambda > 0$, variável aleatória que segue distribuição exponencial. Sua função densidade é dada por

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{(0,\infty)}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Solução:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_0^{\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx = \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda \int_0^t x e^{-\lambda x} dx \\ &= \lim_{t \rightarrow \infty} \left[-x e^{-\lambda x} + \int_0^t e^{-\lambda x} dx \right] \\ &= \lim_{t \rightarrow \infty} \left[-e^{-\lambda x} \left(x + \frac{1}{\lambda} \right) \right]_0^t \\ &= \frac{1}{\lambda} + \underbrace{\lim_{t \rightarrow \infty} \left[-e^{-\lambda t} \left(t + \frac{1}{\lambda} \right) \right]}_0 = \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$

2. Seja X uma variável aleatória que segue o modelo Weibull, com função densidade dada por $f_X(x) = \alpha \lambda x^{\alpha-1} e^{-\lambda x^\alpha} I_{(0,\infty)}(x)$, $\alpha, \lambda > 0$. Obtenha a média de X .
3. Seja X uma variável aleatória que segue distribuição Cauchy padrão, isto é, sua função densidade é dada por

$$f_X(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}, \quad -\infty < x < \infty.$$

4. Seja X uma variável aleatória simétrica ao redor de uma constante a , isto é, $P(X \geq a+x) = P(X \leq a-x) \forall x \in \mathbb{R}$. Admita, ainda, que X é contínua e que $E(|X|) < \infty$. Mostre que $E(X) = a$.
5. Calcule o valor esperado de X com função de distribuição dada por

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x < -1 \\ -(x^2 - 1)/4, & \text{se } -1 \leq x < 0 \\ (x^2 + 1)/4, & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 1/2, & \text{se } 1 \leq x < 2 \\ 1, & \text{se } x \geq 2 \end{cases}$$

Propriedades de Valor Esperado

Sejam X e Y duas variáveis aleatórias com esperança finita e seja $c \in \mathbb{R}$ uma constante qualquer. Então,

1. $E(c) = c, \forall c \in \mathbb{R}$
2. $E(cX) = cE(X)$
3. Se $X \geq 0$ então $E(X) \geq 0$
4. Se $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$
5. Se $X \geq Y$ em Ω , então $E(X) \geq E(Y)$
6. Se X e Y são independentes então $E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$

Teorema 1. Seja X uma variável aleatória cujo o valor esperado existe. Considere $Y = g(X)$, uma função (invertível e sobrejetora) de X que também é variável aleatória no mesmo espaço de probabilidade. Então,

- Caso Contínuo:

$$E(Y) = E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx.$$

- Caso Discreto:

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

Muitas características importantes das variáveis aleatórias podem ser quantificadas por meio do valor esperado de potências da variável em estudo.

Definição 3. Seja X uma variável aleatória qualquer. O n -ésimo **momento ordinário** (ou o **momento de ordem n**) de X é definido por

$$\mu'_n = E(X^n),$$

desde que essa quantidade exista.

Se $E(X) = \mu < \infty$ **não for convergente**, então pode-se definir o **momento central de ordem n** representado por $E[(X - \mu)^n]$, sempre que essa quantidade exista.

Exemplo

1. Seja X uma variável aleatória contínua que possui função densidade dada por

$$f_X(x) = 2x I_{[0,1]}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Exemplo

1. Seja X uma variável aleatória contínua que possui função densidade dada por

$$f_X(x) = 2x \cdot I_{[0,1]}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Solução:

$$\mu'_n = E(X^n) = \int_0^1 x^n \cdot 2x \, dx = 2 \int_0^1 x^{n+1} \, dx = \frac{2}{n+2}.$$

Exemplo

1. Seja X uma variável aleatória contínua que possui função densidade dada por

$$f_X(x) = 2x \mathbf{I}_{[0,1]}(x).$$

Determine o valor esperado de X ?

Solução:

$$\mu'_n = E(X^n) = \int_0^1 x^n \cdot 2x \, dx = 2 \int_0^1 x^{n+1} \, dx = \frac{2}{n+2}.$$

2. Seja $X \sim \exp(\lambda)$, $\lambda > 0$, variável aleatória que segue distribuição exponencial. Sua função densidade é dada por

$$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} \mathbf{I}_{(0,\infty)}(x).$$

Determine o n -ésimo momento de X ?

Observa-se que

- Para $n = 1$ temos : 1º momento ordinário de $X \rightarrow \mu = E(X)$
- Para $n = 2$ temos : 2º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^2)$
- Para $n = 3$ temos : 3º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^3)$
- Para $n = 4$ temos : 4º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^4)$

Observa-se que

- Para $n = 1$ temos : 1º momento ordinário de $X \rightarrow \mu = E(X)$
- Para $n = 2$ temos : 2º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^2)$
- Para $n = 3$ temos : 3º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^3)$
- Para $n = 4$ temos : 4º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^4)$

Note que o **1º momento de X** representa a **média da variável aleatória**.

Observa-se que

- Para $n = 1$ temos : 1º momento ordinário de $X \rightarrow \mu = E(X)$
- Para $n = 2$ temos : 2º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^2)$
- Para $n = 3$ temos : 3º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^3)$
- Para $n = 4$ temos : 4º momento ordinário de $X \rightarrow E(X^4)$

Note que o **1º momento de X** representa a **média da variável aleatória**.

Pergunta:

Será que podemos afirmar que o 2º, 3º e 4º momentos de X podem **representar as medidas de tendência** como, por exemplo, a variância e os coeficientes de assimetria e curtose de X , respectivamente ?

Variância de uma variável aleatória

Definição 4. Seja X uma **variável aleatória** tal que $E(X) = \mu < \infty$. Define-se como variância de X , $\text{Var}(X)$, o **momento central de ordem 2**, isto é,

$$\text{Var}(X) = E[(X - \mu)^2].$$

Nota-se que a raiz quadrada de $\text{Var}(X)$ é denominada de **desvio-padrão de X** .

Variância de uma variável aleatória

Definição 4. Seja X uma **variável aleatória** tal que $E(X) = \mu < \infty$. Define-se como variância de X , $\text{Var}(X)$, o **momento central de ordem 2**, isto é,

$$\text{Var}(X) = E[(X - \mu)^2].$$

Nota-se que a raiz quadrada de $\text{Var}(X)$ é denominada de **desvio-padrão de X** .

Observações:

- Existem muitas outras **medidas de variabilidade**, porém, a variância é a mais importante delas.
- Um exemplo disso, é que a variância de X é um dos parâmetros de alguns modelos probabilísticos, como a distribuição normal.
- Em Inferência, no processo de estimação de parâmetros, a informação sobre a variância da variável de interesse auxilia na determinação do método adequado.

Coeficientes de Assimetria e Curtose

Definição 5. Seja X uma **variável aleatória** qualquer tal que $E(X) = \mu < \infty$ e desvio-padrão $\sigma > 0$. O **coeficiente de assimetria** de X , denotado por α_3 , que indica o grau de assimetria da sua distribuição de probabilidade é definido por

$$\alpha_3 = \frac{E[(X - \mu)^3]}{\sigma^3}.$$

Coeficientes de Assimetria e Curtose

Definição 5. Seja X uma **variável aleatória** qualquer tal que $E(X) = \mu < \infty$ e desvio-padrão $\sigma > 0$. O **coeficiente de assimetria** de X , denotado por α_3 , que indica o grau de assimetria da sua distribuição de probabilidade é definido por

$$\alpha_3 = \frac{E[(X - \mu)^3]}{\sigma^3}.$$

Definição 6. Seja X uma **variável aleatória** qualquer tal que $E(X) = \mu < \infty$ e desvio-padrão $\sigma > 0$. O **coeficiente de curtose** de X , denotado por α_4 , que mede a intensidade dos picos da sua distribuição de probabilidade é definido por

$$\alpha_4 = \frac{E[(X - \mu)^4]}{\sigma^4}.$$

Observação: Note que as definições de α_3 e α_4 dependem da existência dos momentos centrais de ordem 3 e 4.

Propriedades da Variância de X

Sejam X e Y duas variáveis aleatórias com esperança finita e seja $c \in \mathbb{R}$ uma constante qualquer. Então,

1. $\text{Var}(X) \geq 0$
2. $\text{Var}(c) = 0, \forall c \in \mathbb{R}$
3. $\text{Var}(c X) = c^2 \text{E}(X)$
4. $\text{Var}(X + c) = \text{Var}(X)$
5. $\text{Var}(X) = \text{E}(X^2) - \text{E}^2(X) = \text{E}(X^2) - \mu^2$
6. Se X e Y são independentes então

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

dem: Sejam X e Y são variáveis aleatórias quaisquer num mesmo espaço de probabilidade. Então, pela propriedade 5, temos que

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

dem: Sejam X e Y são variáveis aleatórias quaisquer num mesmo espaço de probabilidade. Então, pela propriedade 5, temos que

$$\text{Var}(X + Y) = E[(X + Y)]^2 - E^2(X + Y)$$

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

dem: Sejam X e Y são variáveis aleatórias quaisquer num mesmo espaço de probabilidade. Então, pela propriedade 5, temos que

$$\begin{aligned}\text{Var}(X + Y) &= E[(X + Y)]^2 - E^2(X + Y) \\ &= E(X^2 + 2XY + Y^2) - [\underbrace{E(X)}_{\mu_X} + \underbrace{E(Y)}_{\mu_Y}]^2\end{aligned}$$

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

dem: Sejam X e Y são variáveis aleatórias quaisquer num mesmo espaço de probabilidade. Então, pela propriedade 5, temos que

$$\begin{aligned}\text{Var}(X + Y) &= E[(X + Y)]^2 - E^2(X + Y) \\&= E(X^2 + 2XY + Y^2) - \underbrace{[E(X)]}_{\mu_X} + \underbrace{E(Y)}_{\mu_Y}]^2 \\&= E(X^2) + 2E(XY) + E(Y^2) - E^2(X) - 2E(X) \cdot E(Y) - E^2(Y)\end{aligned}$$

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

dem: Sejam X e Y são variáveis aleatórias quaisquer num mesmo espaço de probabilidade. Então, pela propriedade 5, temos que

$$\begin{aligned}\text{Var}(X + Y) &= E[(X + Y)]^2 - E^2(X + Y) \\&= E(X^2 + 2XY + Y^2) - [\underbrace{E(X)}_{\mu_X} + \underbrace{E(Y)}_{\mu_Y}]^2 \\&= E(X^2) + 2E(XY) + E(Y^2) - E^2(X) - 2E(X) \cdot E(Y) - E^2(Y) \\&= \underbrace{E(X^2) - E^2(X)}_{\text{Var}(X)} + \underbrace{E(Y^2) - E^2(Y)}_{\text{Var}(Y)} + 2 \underbrace{[E(XY) - E(X) \cdot E(Y)]}_{\text{Cov}(X, Y)}\end{aligned}$$

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

dem: Sejam X e Y são variáveis aleatórias quaisquer num mesmo espaço de probabilidade. Então, pela propriedade 5, temos que

$$\begin{aligned}\text{Var}(X + Y) &= E[(X + Y)]^2 - E^2(X + Y) \\&= E(X^2 + 2XY + Y^2) - [\underbrace{E(X)}_{\mu_X} + \underbrace{E(Y)}_{\mu_Y}]^2 \\&= E(X^2) + 2E(XY) + E(Y^2) - E^2(X) - 2E(X) \cdot E(Y) - E^2(Y) \\&= \underbrace{E(X^2) - E^2(X)}_{\text{Var}(X)} + \underbrace{E(Y^2) - E^2(Y)}_{\text{Var}(Y)} + 2 \underbrace{[E(XY) - E(X) \cdot E(Y)]}_{\text{Cov}(X, Y)} \\&= \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y)\end{aligned}$$

7. Se X e Y são V.A.'s quaisquer então $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$

dem: Sejam X e Y são variáveis aleatórias quaisquer num mesmo espaço de probabilidade. Então, pela propriedade 5, temos que

$$\begin{aligned}\text{Var}(X + Y) &= E[(X + Y)]^2 - E^2(X + Y) \\&= E(X^2 + 2XY + Y^2) - \underbrace{[E(X)]}_{\mu_X} + \underbrace{[E(Y)]}_{\mu_Y}^2 \\&= E(X^2) + 2E(XY) + E(Y^2) - E^2(X) - 2E(X) \cdot E(Y) - E^2(Y) \\&= \underbrace{E(X^2) - E^2(X)}_{\text{Var}(X)} + \underbrace{E(Y^2) - E^2(Y)}_{\text{Var}(Y)} + 2 \underbrace{[E(XY) - E(X) \cdot E(Y)]}_{\text{Cov}(X, Y)} \\&= \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y)\end{aligned}$$

Portanto, $\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$.

Definição 7. Seja X e Y variáveis aleatórias no mesmo espaço de probabilidade. A **covariância** entre X e Y é definida por

$$\text{Cov}(X, Y) = \sigma_{X,Y} = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E(XY) - E(X) \cdot E(Y),$$

desde que as esperanças sejam finitas.

- A covariância é uma medida de dependência linear entre as variáveis aleatórias.
- Se as variáveis são independentes, torna-se evidente que a covariância será zero, isto é,

$$\text{Se } X \text{ e } Y \text{ são independentes} \implies \text{Cov}(X, Y) = 0.$$

- Se a covariância for zero não existe dependência linear entre as variáveis, porém pode ter outro tipo de relação entre elas e, portanto, não se pode afirmar que elas são independentes.

$$\text{Se } \text{Cov}(X, Y) = 0 \not\Rightarrow X \text{ e } Y \text{ são independentes}$$