

# AULA 13 - Variância de distribuições conjuntas, covariância e correlação

Susan Schommer

Introdução à Estatística Econômica - IE/UFRJ

# Covariância

- ▶ Em probabilidade, a covariância de duas variáveis  $X$  e  $Y$  é uma medida da variabilidade conjunta destas variáveis aleatórias.
- ▶ Se as variáveis tem covariância positiva tendem a mostrar um comportamento semelhante, ou seja, os menores (maiores) valores da variável  $X$  corresponde aos menores (maiores) da variável  $Y$ .
- ▶ Se a covariância é negativa então as variáveis tendem a mostrar um comportamento oposto, ou seja, os menores (maiores) valores da variável  $X$  corresponde aos maiores (menores) da variável  $Y$ .
- ▶ Assim, podemos ver que o sinal da covariância mostra a tendência na relação linear entre as variáveis.

# Covariância

## Definition

Sejam  $X$  e  $Y$  v.a., então a covariância entre  $X$  e  $Y$  é definida por

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y))],$$

se essa esperança existe

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E}(XY - Y\mathbb{E}(X) - X\mathbb{E}(Y) + \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)) \\ &= \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(Y)\mathbb{E}(X) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) + \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) \\ &= \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)\end{aligned}$$

Assim, temos que existe a covariância entre duas variáveis se, e somente se, existe a esperança  $\mathbb{E}(XY)$ .

# Covariância

- ▶ Se  $Cov(X, Y) = 0$ , dizemos que  $X$  e  $Y$  são não-correlacionados.
- ▶ Se  $X$  e  $Y$  são independentes, então são não-correlacionado, pois neste caso

$$\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$$

mas é claro que  $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$  não implica que em independência, ou seja, a covariância zero não necessariamente implica independência.

- ▶ Ver exercícios **7.39 e 7.40 do Meyer**

# Covariância

Sejam  $X_1, \dots, X_n$  variáveis aleatórias. Então,

$$\text{Var} \left( \sum_{i=1}^n X_i \right) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j).$$

**Demonstração:**

$$\begin{aligned} \text{Var}(X_1 + \dots + X_n) &= \mathbb{E}(X_1 + \dots + X_n - \mathbb{E}(X_1 + \dots + X_n))^2 \\ &= \mathbb{E}(X_1 - \mathbb{E}(X_1) + \dots + X_n - \mathbb{E}(X_n))^2 \\ &= \mathbb{E} \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (X_i - \mathbb{E}(X_i))(X_j - \mathbb{E}(X_j)) \right] \\ &= \mathbb{E} \left[ \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}(X_i))^2 + \sum_{i \neq j} (X_i - \mathbb{E}(X_i))(X_j - \mathbb{E}(X_j)) \right] \\ &= \mathbb{E} \left( \sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}(X_i))^2 + 2 \sum_{i < j} (X_i - \mathbb{E}(X_i))(X_j - \mathbb{E}(X_j)) \right) \\ &= \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i < j} \text{Cov}(X_i, X_j) \end{aligned}$$

# Covariância

## Corollary

Se  $X_1, \dots, X_n$  são independentes e integráveis, então

$$\text{Var}(X_1 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i).$$

- ▶ A magnitude da covariância não é fácil de interpretar.
- ▶ A versão normalizada da covariância (coeficiente de correlação) entretanto, mostra por sua magnitude a força da relação linear. Assim, agora  $X$  e  $Y$  sejam v.a., com variâncias positivas e finitas. Dizemos que a v.a.  $\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma_X}$  é uma padronização de  $X$ , pois expressa o valor de  $X$  em unidades padronizadas (desvio padrão).
- ▶ Um v.a. padronizada possui esperança zero e variância 1.
- ▶ A covariância padronizada, chama-se coeficiente de correlação entre  $X$  e  $Y$ , o qual denotaremos por  $\rho(X, Y)$

# Coefficiente de correlação

## Definition

Seja  $X$  e  $Y$  v.a. então o coeficiente de correlação entre  $X$  e  $Y$  é dado por

$$\rho(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \mathbb{E} \left[ \left( \frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma_X} \right) \left( \frac{Y - \mathbb{E}(Y)}{\sigma_Y} \right) \right]$$

- ▶ O coeficiente de correlação é uma quantidade adimensional
- ▶ O coeficiente de correlação é independente da escolha e transação das variáveis, ou seja,

$$\rho(X, Y) = \rho(aX + b, cY + d)$$

para  $a < 0, c < 0$ .

# Coeficiente de correlação

A seguir temos uma proposição com algumas propriedades do coeficiente linear.

Sejam  $X$  e  $Y$  v.a. com variâncias finitas e positivas. Então:

a  $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$

b  $\rho(X, Y) = 1$  se, e somente se,  $\mathbb{P}(Y = aX + b) = 1$  para algum  $a > 0$ ,  $b \in \mathbb{R}$ .

c  $\rho(X, Y) = -1 \Leftrightarrow \mathbb{P}(Y = aX + b) = 1$  para algum  $a < 0$ ,  $b \in \mathbb{R}$ .



## Coeficiente de correlação

- ▶ O coeficiente de correlação é uma medida do grau de linearidade entre  $X$  e  $Y$ . Valores de  $\rho$  próximos de  $+1$  ou  $-1$  indicam um alto grau de linearidade, enquanto valores de  $\rho$  próximos de  $0$  indicam falta de tal linearidade.
- ▶ Valores positivos de  $\rho$  mostram que  $Y$  tende a crescer com o crescimento de  $X$ , enquanto valores negativos de  $\rho$  mostram que  $Y$  tende a decrescer com valores crescentes de  $X$ .
- ▶ Existe muito equívoco sobre a interpretação do coeficiente de correlação. Um valor de  $\rho$  próximo de zero indica apenas ausência de relação linear entre  $X$  e  $Y$ . Ele não elimina a possibilidade de alguma relação não-linear.
- ▶ Se as variáveis forem independentes, o coeficiente de correlação é  $0$ .
- ▶ O contrário não é verdadeiro porque o coeficiente de correlação detecta apenas dependências lineares entre duas variáveis.

## Coeficiente de correlação

- ▶ Por exemplo, suponha-se que a v.a.  $X$  é simetricamente distribuída em torno de 0 e que a v.a.  $Y = X^2$ .
- ▶ Então,  $Y$  é completamente determinada por  $X$ , de modo que  $X$  e  $Y$  são perfeitamente dependentes, mas a correlação entre elas é 0. Em outras palavras, as variáveis não são correlacionadas.
- ▶ Entretanto, no caso especial em que  $X$  e  $Y$  são conjuntamente normais, não correlação é equivalente à independência (veremos depois)

## Exemplo 1

Mostre que se  $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$  e  $X$  e  $Y$  assumem apenas valores 0 e 1 então  $X$  e  $Y$  são independentes.

$$\mathbb{E}(X) = 0\mathbb{P}(X = 0) + 1\mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X = 1)$$

$$\mathbb{E}(Y) = 0\mathbb{P}(Y = 0) + 1\mathbb{P}(Y = 1) = \mathbb{P}(Y = 1)$$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(XY) &= 0\mathbb{P}(X = 0, Y = 0) + 0\mathbb{P}(X = 0, Y = 1) + 0\mathbb{P}(X = 1, Y = 0) \\ &\quad + 1\mathbb{P}(X = 1, Y = 1) = \mathbb{P}(X = 1, Y = 1)\end{aligned}$$

Mas como por hipótese  $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$  então temos que  $\mathbb{E}(XY) = \mathbb{P}(X = 1, Y = 1) = \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = \mathbb{P}(X = 1)\mathbb{P}(Y = 1)$  Agora observe que

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X = 0, Y = 1) &= \mathbb{P}(Y = 1) - \mathbb{P}(X = 1, Y = 1) \\ &= \mathbb{P}(Y = 1) - \mathbb{P}(X = 1)\mathbb{P}(Y = 1) \\ &= \mathbb{P}(Y = 1)(1 - \mathbb{P}(X = 1)) = \mathbb{P}(Y = 1)\mathbb{P}(X = 0)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X = 0, Y = 0) &= \mathbb{P}(X = 0) - \mathbb{P}(X = 0, Y = 1) = \mathbb{P}(X = 0)(1 - \mathbb{P}(Y = 1)) \\ &= \mathbb{P}(X = 0)\mathbb{P}(Y = 0)\end{aligned}$$

Pelas equações acima obtemos a independência.

## Exemplo 2

Se  $X$  assume apenas valores  $a$  e  $b$ ,  $Y$  assume apenas os valores  $c$  e  $d$  e  $Cov(X, Y) = 0$ , então  $X$  e  $Y$  são independentes.

De fato, considere que  $W$  e  $Z$  assumem apenas valores 0 e 1. Então

$$X = (b - a)W + a \text{ e } Y = (d - c)Z + c$$

Então,

$$\begin{aligned} XY &= [(b - a)W + a][(d - c)Z + c] \\ &= (b - a)(d - c)WZ + a(d - c)Z + c(b - a)W + ac \end{aligned}$$

e portanto

$$\mathbb{E}(XY) = (b - a)(d - c)\mathbb{E}(WZ) + a(d - c)\mathbb{E}(Z) + c(b - a)\mathbb{E}(W) + ac$$

e temos que

$$\mathbb{E}(X) = (b - a)\mathbb{E}(W) + a$$

$$\mathbb{E}(Y) = (d - c)\mathbb{E}(Z) + c$$

o que implica que

## Exemplo 2 - continuação

$$\mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = (b-a)(d-c)\mathbb{E}(W)\mathbb{E}(Z) + a(d-c)\mathbb{E}(Z) + c(b-a)\mathbb{E}(W) + ac$$

Como a  $Cov(X, Y) = 0$  e

$$0 = Cov(X, Y) = (b-a)(d-c)Cov(W, Z) \text{ e ainda}$$

$$Cov(XY) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$$

$$= (b-a)(d-c)\mathbb{E}(WZ) + a(d-c)\mathbb{E}(Z) + c(b-a)\mathbb{E}(W) + ac$$

$$- (b-a)(d-c)\mathbb{E}(W)\mathbb{E}(Z) + a(d-c)\mathbb{E}(Z) + c(b-a)\mathbb{E}(W) + ac$$

$$(b-a)(d-c)[\mathbb{E}(WZ) - \mathbb{E}(W)\mathbb{E}(Z)] = (b-a)(d-c)Cov(W, Z)$$

Agora se  $Cov(X, Y) = 0$  então como  $(a-b)(d-c) \neq 0$ , pois  $b > a$  e  $d > c$  o que implica que pelo exemplo anterior temos que

$$Cov(W, Z) = 0$$

o que implica que  $W$  e  $Z$  são independentes o que implica que  $(b-a)W + a$  e  $(d-c)Z + c$  são independentes e portanto  $X$  e  $Y$  são independente.

## Exemplo 3

Se  $X$  e  $Y$  são independentes com variância finita, então

$$\text{Var}(XY) = \text{Var}(X)\text{Var}(Y) + \mathbb{E}(X)^2\text{Var}(Y) + \mathbb{E}(Y)^2\text{Var}(X)$$

Para isso observe que

$$\begin{aligned} & \text{Var}(X)\text{Var}(Y) + \mathbb{E}(X)^2\text{Var}(Y) + \mathbb{E}(Y)^2\text{Var}(X) \\ &= (\mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X)) (\mathbb{E}(Y^2) - \mathbb{E}^2(Y)) \\ &+ (\mathbb{E}^2(X)) (\mathbb{E}(Y^2) - \mathbb{E}^2(Y)) + (\mathbb{E}^2(Y)) (\mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X)) \\ &= \mathbb{E}^2(X)\mathbb{E}(Y^2) - \mathbb{E}^2(X)\mathbb{E}^2(Y) + \mathbb{E}(X^2)\mathbb{E}^2(Y) - \mathbb{E}^2(X)\mathbb{E}^2(Y) \\ &+ \mathbb{E}(X^2)\mathbb{E}(Y^2) - \mathbb{E}(X^2)\mathbb{E}^2(Y) - \mathbb{E}^2(X)\mathbb{E}(Y^2) + \mathbb{E}^2(X)\mathbb{E}^2(Y) \\ &= \mathbb{E}(X^2)\mathbb{E}(Y^2) - \mathbb{E}^2(X)\mathbb{E}^2(Y) = \mathbb{E}((XY)^2) - \mathbb{E}^2(XY) = \text{Var}(XY) \end{aligned}$$

portanto o resultado segue.

# Covariância

A covariância é bilinear, ou seja,

$$\text{Cov} \left( \sum_{i=1}^n a_i X_i, \sum_{j=1}^m b_j Y_j \right) = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n a_i b_j \text{Cov}(X_i, Y_j)$$

no qual  $a_i$  e  $b_j$  são números reais e  $\text{Var}(X_i)$ ,  $\text{Var}(Y_j)$  são finitas.