## Teoria do Risco Aula2

Danilo Machado Pires danilo.pires@unifal-mg.edu.br

https://atuaria.github.io/portalhalley/index.html

Lima forma de avaliar ganhos em jogos com apostas a dinheiro

➤ Representa o ponto de equilíbrio da distribuição de seus valores.

>... Serve como parâmetro para vários modelos probabilísticos.

A esperança de uma variável aleatória X é dada por:

Variáveis aleatórias discretas:

$$E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X = x_i) = \mu_X$$

Variáveis aleatórias Continuas:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \mu_X$$

- É a mais popular medida de posição...
- > As medidas de posições mais importantes são média aritmética, mediana e moda.

	Conjunto de Dados	Variável aleatória		
		Discreta	Contínua	
Média	$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$	$E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i P(X = x_i)$	$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$	
Mediana	$Md = valor\ central$	$Md: P(X \ge Md) \ge 0.5$	$e \ P(X \le Md) \ge 0.5$	
Moda	Mo= valor c/ maior freque.	Mo= valor c/ maid	or probabilidade	

# Exemplo 1:

Em uma cela, há uma passagem secreta que conduz a um porão de onde partem três túneis. O primeiro túnel dá acesso à liberdade em 1 hora; o segundo em 3 horas; o terceiro leva ao ponto de partida em 6 horas. Em média, os prisioneiros que descobrem os túneis conseguem escapar da prisão em quanto tempo?

Tú	Túnel Tempo (horas)		Probabilidade
	1	1	$\frac{1}{3}$
	2	3	$\frac{1}{3}$
3	1	6 + 1 = 7	$\frac{1.1}{32} = \frac{1}{6}$
	2	6 + 3 = 9	$\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{6}$

$$E(h) = \frac{1 \times 1}{3} + \frac{3 \times 1}{3} + \frac{7 \times 1}{6} + \frac{9 \times 1}{6} = \frac{2 + 6 + 7 + 9}{6} = \frac{24}{6} = 4$$

### Esperança de uma função de variáveis aleatórias

ightharpoonup Seja X uma variável aleatória e g() uma função, ambos com domínio e contradomínio real. O valor esperado do valor da função g(X). Denotado por E[g(X)] é definido por:

$$E[g(X)] = \begin{cases} \sum_{j} g(x_{j})P(X = x_{j}), & X \text{ discreto} \\ \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f_{X}(x)dx, & X \text{ continuo} \end{cases}$$

#### Exemplo 2

Segundo determinada tábua de vida o tempo de vida adicional de uma pessoa de 106 é modelado da seguinte forma :

$\overline{T}$	0		2	3
P(T)	0,67514	0,195183	0,1219955	0,0076815

A expectativa de vida para uma pessoa dessa idade é?



#### Exemplo 2

Segundo determinada tábua de vida o tempo de vida adicional de uma pessoa de 106 é modelado da seguinte forma :

$\overline{T}$	0	1	2	3
P(T)	0,67514	0,195183	0,1219955	0,0076815

A expectativa de vida para uma pessoa dessa idade é?

$$E(T) = \sum_{t} t \times P(t) = 0,4622$$

Essa mesma pessoa pretende fazer um seguro de vida que deixa como benefício 1 u.m. Considere a taxa de juros de 3%, calcule o prêmio puro único.

Fxem	nlı	n 3
LVCIII	ИΙ	ט ע

$\overline{T}$	0	1	2	3
P(T)	0,67514	0,195183	0,1219955	0,0076815

A expectativa de vida para uma pessoa dessa idade é?

$$E(T) = \sum_{t} t \times P(t) = 0,4622$$

Essa mesma pessoa pretende fazer um seguro de vida que deixa como benefício 1 u.m. Considere a taxa de juros de 3%, calcule o prêmio puro único.

$$g(T) = v^{T+1}$$

$$A_{106} = E(v^{T+1}) = \sum_{t=0}^{T+1} v^{t+1} \times P(t) = 0,9866602$$

Seja L um valor limite para dentro do domínio de X, e seja Y uma variável aleatória " Valor de X sujeito ao limite L. Então:

$$Y = \begin{cases} X, & X < L \\ L, & X \ge L \end{cases}$$

Logo, para o caso de X se contínuo tem-se que:

$$E(Y) = E(X;L) = \int_{-\infty}^{L} x f_X(x) dx + \int_{L}^{\infty} L f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{L} x f_X(x) dx + L S_X(L)$$

E no caso de X se discreto, tem-se:

$$E(Y) = E(X; L) = \sum_{i=0}^{x_i < L} x_i P_X(x_i) + \sum_{x_i = L}^{\infty} L P_X(x_i) = \sum_{i=0}^{x_i < L} x_i P_X(x_i) + L S_X(L)$$

## Exemplo 4

Considere uma carteira de seguros com a seguinte função de probabilidade.

(\$9) 2	0	1000	2000	3000	4000	5000	6000
P(S)	0,35	0,31	0,155	0,13	0,04	0,01	0,005

A seguradora determina que irá cobrar dos seus segurados um prêmio baseado no quanto esperam gastar com indenizações, porém esse valor não deve exceder R\$4000. Calcule o valor esperado sujeito a esse limite

S (R\$)	0	1000	2000	3000	4000	5000	6000
P(S)	0,35	0,31	0,155	0,13	0,04	0,01	0,005

Seja Y, tal que:

$$Y = \begin{cases} S, & S < 4000 \\ 4000, & S \ge 4000 \end{cases}$$

$$\Pi_Y = E(Y) = E(S; 4000)$$

$$\Pi_Y = \sum_{s=0}^{3000} s P(s) + \sum_{s=4000}^{6000} 4000 P(s) = R$1230,00$$

### Esperança de uma função de variáveis aleatórias

Caso  $Y=g(X_1,X_2)$ , com  $X_1$  e  $X_2$  variáveis aleatórias contínuas, então:

$$E[g(X_1, X_2)] = \int_{x_1} \int_{x_2} g(X_1, X_2) f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) d_{x_2} d_{x_1}$$

$$E(Y) = \int_{\mathcal{V}} y \, f_Y(y) dy$$

### Esperança de uma função de variáveis aleatórias

Seja  $Y=g(X_1,X_2)$ , com  $X_1$  e  $X_2$  variáveis aleatórias discretas, então:

$$E[g(X_1, X_2)] = \sum_{X_1} \sum_{X_2} g(X_1, X_2) P_{X_1, X_2}(x_1, x_2)$$

$$E(Y) = \sum_{y} y P_{Y}(y)$$

## Exemplo 5

Suponha X e Y duas variáveis aleatórias, tal que:  $f_{X,Y}(x,y)=x+y$ ,  $0< x<1,\ 0< y\leq 1$ . Calcule E[g(X,Y)], para:

$$g_1(X,Y) = XY,$$

$$g_2(X,Y) = 2X + Y,$$

$$g_3(X,Y) = X,$$

$$g_4(X,Y) = Y,$$

$$E[g_1(X,Y)] = \int_0^1 \int_0^1 xy(x+y)dx \, dy = \int_0^1 \int_0^1 x^2y + xy^2 dx \, dy$$

$$E[g_1(X,Y)] = \int_0^1 \left(\frac{x^3}{3}y + \frac{x^2}{2}y^2\right) \Big|_{x=0}^{x=1} dy = \int_0^1 \frac{y}{3} + \frac{y^2}{2} dy$$

$$E[g_1(X,Y)] = \left(\frac{y^2}{6} + \frac{y^3}{6}\right) \Big|_{y=0}^{y-1} = \frac{1}{3}$$

$$E[g_2(X,Y)] = \int_0^1 \int_0^1 (2x+y)(x+y)dxdy = \int_0^1 \int_0^1 2x^2 + 3xy + y^2 dx dy$$

$$E[g_2(X,Y)] = \int_0^1 \left( \frac{2x^3}{3} + \frac{3x^2y}{2} + xy^2 \right) \Big|_{x=0}^{x=1} dy = \int_0^1 \frac{2}{3} + \frac{3}{2}y + y^2 dy$$

$$E[g_2(X,Y)] = \left(\frac{2y}{3} + \frac{3y^2}{4} + \frac{y^3}{3}\right)\Big|_{y=0}^{y=1} = \frac{21}{12}$$

$$E[g_3(X,Y)] = \int_0^1 \int_0^1 (x)(x+y)dx \, dy = \int_0^1 \int_0^1 x^2 + xy \, dx \, dy$$

$$E[g_3(X,Y)] = \int_0^1 \left(\frac{x^3}{3} + \frac{x^2y}{2}\right) \Big|_{x=0}^{x=1} dy = \int_0^1 \frac{1}{3} + \frac{y}{2} dy$$

$$E[g_3(X,Y)] = \frac{y}{3} + \frac{y^2}{4} \Big|_{y=0}^{y=1} = \frac{7}{12} = E(X) = \mu_X$$

$$E[g_4(X,Y)] = \int_0^1 \int_0^1 (y)(x+y)dx \, dy = \int_0^1 \int_0^1 yx + y^2 \, dx \, dy$$

$$E[g_4(X,Y)] = \int_0^1 \left(\frac{yx^2}{2} + \frac{y^3}{3}\right) \bigg|_{x=0}^{x=1} dy = \int_0^1 \frac{y}{2} + \frac{1}{3} dy$$

$$E[g_4(X,Y)] = \frac{y^2}{4} + \frac{y}{3} \Big|_{y=0}^{y-1} = \frac{7}{12} = E(Y) = \mu_Y$$

A partir do exemplo dado é possível notar dentre outras coisas que

$$E(Y) = \int_0^1 \int_0^1 y f_{X,Y}(x,y) d_x d_y = \int_0^1 y \left[ \int_0^1 f_{X,Y}(x,y) d_x \right] d_y = \int_0^1 y f_Y(y) d_y$$

$$E(X) = \int_0^1 \int_0^1 x f_{X,Y}(x,y) d_y d_x = \int_0^1 x \left[ \int_0^1 f_{X,Y}(x,y) d_y \right] d_x = \int_0^1 x f_X(x) d_x$$

Propriedades do valor esperado\*

- 1) Seja um vetor aleatória  $X_1, X_2, \dots, X_n$  (contínua ou discreta), temos.  $E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n)$
- **2)** Seja o vetor  $X_1, X_2, \ldots, X_n$  for composto por variáveis aleatórias independentes então a seguinte propriedade também é valida.

$$E\left(\prod_{i=1}^{n} X_i\right) = E(X_1)E(X_2) \dots E(X_n)$$

Demonstração: ( sem perda de generalidade)

1)

$$E(X_1 \pm X_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (X_1 \pm X_2) f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2 =$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_1 f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \pm \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_2 f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

Sobe condições de regularidade é feita uma troca da ordem das integrais

$$\int_{-\infty}^{\infty} x_1 \left[ \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_2 \right] dx_1 \pm \int_{-\infty}^{\infty} x_2 \left[ \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_1 \right] dx_2$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x_1 f_{X_1}(x_1) dx_1 \pm \int_{-\infty}^{\infty} x_2 f_{X_2}(x_2) dx_2 =$$

$$E(X_1 \pm X_2) = E(X_1) \pm E(X_2)$$

Demonstração: ( sem perda de generalidade)

2)

$$E\left(\prod_{i=1}^{n} X_{i}\right) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \left(\prod_{i=1}^{n} x_{i}\right) f_{X_{1},\dots,X_{n}}(x_{1},\dots,x_{n}) dx_{1} \dots dx_{n}$$

A partir da pressuposição de independência temos:

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} (x_n x_{n-1} x_{n-2} \dots x_1) f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(x_2) \dots f_{X_n}(x_n) dx_1 \dots dx_n$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} (x_n x_{n-1} x_{n-2} \dots) \left( f_{X_2}(x_2) \dots f_{X_n}(x_n) \right) \left[ \int_{-\infty}^{\infty} x_1 f_{X_1}(x_1) dx_1 \right] dx_2 \dots dx_n$$

$$E\left(\prod_{i=1}^{n} X_i\right) = E(X_1)E(X_2) \dots E(X_n).$$

## Variância de uma variáveis aleatórias

- A variância da variável aleatória ( e seu desvio padrão) mede satisfatoriamente a dispersão dos dados ao redor do valor esperado.
- > A definição matemática da variância de uma variável aleatória X é tal que:

$$var(X) = E[(X - \mu_X)^2] = \sigma^2;$$

 $\succ$  A raiz quadrada da variância é denominada de desvio-padrão e representado por  $\sigma$ .

# Variância de uma variáveis aleatórias

> Pode se calcular a variância também por:

$$var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

Como a esperança a variância apresenta certas propriedades, destacase neste texto as seguintes:

$$/\!/var(X+k) = var(X)$$

$$2)var(kX) = k^2 var(X)$$

Demonstração:

1)

$$var(X + k) = E\{[(X + k) - E(X + k)]^{2}\}\$$

$$= E\{[X + k - E(X) - k]^{2}\} = E\{[(X - E(X))^{2}] = var(X)$$

2)

$$var(kX) = E[(kX)^{2}] - E(kX)^{2} = k^{2}E(X^{2}) - k^{2}E(X)^{2}$$
$$= k^{2}[E(X^{2}) - E(X)^{2}] = k^{2}var(X)$$

# Variância de uma variáveis aleatórias

ightharpoonup Seja duas variáveis aleatórias X e Y, então:

$$var(X_1 + X_2) = var(X_1) + var(X_2) + 2cov(X_1, X_2)$$

## Demonstração:

$$var(X_1 + X_2) = E[(X_1 + X_2)^2] - [E(X_1 + X_2)]^2$$

$$var(X_1 + X_2) = E(X_1^2 + 2X_1X_2 + X_2^2) - [E(X_1) + E(X_2)]^2$$

$$var(X_1 + X_2) = E(X_1^2 + 2X_1X_2 + X_2^2) - [E(X_1)^2 + 2E(X_1)E(X_2) + E(X_2)^2]$$

$$var(X_1 + X_2) = E(X_1^2) + E(2X_1X_2) + E(X_2^2) - E(X_1)^2 - 2E(X_1)E(X_2) - E(X_2)^2$$

$$var(X_1 + X_2) = [E(X_1^2) - E(X_1)^2] + [E(X_2^2) - E(X_2)^2] + [2E(X_1X_2) - 2E(X_1)E(X_2)]$$

$$var(X_1 + X_2) = var(X_1) + var(X_2) + 2cov(X_1, X_2)$$

## Variância de uma variáveis aleatórias

A partir da propriedade anterior é possível perceber que se X e Y são independentes temos que:

$$var(X_1 + X_2) = var(X_1) + var(X_2)$$

Logo:

Seja um vetor aleatória  $(X_1,X_2,\ldots,X_k)$  de variáveis aleatória (contínua ou discreta), independentes:

$$var(X_1 + X_2 + ... + X_n) = var(X_1) + var(X_2) + ... + var(X_n).$$

## Variância de uma variáveis aleatórias

Adicionalmente tem-se que para X e Y indepentendes tem-se:

$$var(XY) = E(X^2)E(Y^2) - [E(X)]^2[E(Y)]^2$$

#### Demonstração:

$$var(XY) = E[(XY)^{2}] - [E(XY)]^{2} = E[X^{2}]E[Y^{2}] - [E(X)E(Y)]^{2}$$
$$var(XY) = E(X^{2})E(Y^{2}) - [E(X)]^{2}[E(Y)]^{2}$$

- > A probabilidade condicional satisfaz todas as condições para ser, ela mesma, uma probabilidade.
- Logo, pode-se, em tese, repetir todo o desenvolvimento feito para o valor esperado, usando probabilidades condicionadas a algum evento.

# Valor esperado Condicional

Para o caso de modelos condicionais tem-se que a esperança condicional de Y|X=x é então definida no caso de variáveis continuas como:

Variáveis aleatórias discretas

$$E(Y|X=x) = \sum_{i=1}^{\infty} y_i P(y_i|x)$$

Variáveis aleatórias Continuas

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

# Teorema

Sendo X e Y variáveis no mesmo espaço de probabilidade, temos

$$E[E(Y|X)] = E(Y)$$

Desde que as esperanças existam.

• Demonstração:

Seja X e Y variáveis aleatórias continuas definidas no mesmo espaço de probabilidades então:

$$E[E(Y|X)] = E[h(X)]$$

Pois h(X) é uma função de X já que :

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

#### Demonstração:

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

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

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

$$E[h(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y \left[ f_{Y|X}(y|x) f_X(x) \right] dy dx$$

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

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

$$E[h(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} y[f_Y(y)] d_y = E(Y)$$

$$E[E(Y|X)] = E(Y)$$

## Variância condicional

 $\succ$  E a variância condicional de X, dado que Y = y, é o valor esperado dos desvios da variável em relação à esperança condicional, ou seja:

$$var(X|Y=y)=E\{[X-E(X|Y=y)]^2\}=E(X^2|Y)-[E(X|Y)]^2$$
 supondo a existência das esperanças envolvidas.

> Adicionalmente, tem-se também que:

$$E[var(X|Y)] = var(X) - var(E(X|Y))$$

➤ Demonstração:

Seja 
$$E[var(X|Y)] = E[E(X^2|Y = y) - [E(X|Y = y)]^2]$$

$$E[var(X|Y)] = E[E(X^2|Y)] - E[(E(X|Y))^2]$$

Usando da propriedade de valor esperado

$$E[E(X^2|Y)] = E(X^2)$$

Então

$$E[var(X|Y)] = E(X^{2}) - E(X)^{2} - E[E(X|Y)^{2}] + E(X)^{2}$$
$$E[var(X|Y)] = var(X) - E[E[X|Y]^{2}] + E[E(X|Y)]^{2}$$

$$E[var(X|Y)] = var(X) - var(E(X|Y))$$

Dado X e Y duas variáveis aleatórias no mesmo espaço de probabilidade. A covariância entre X e Y é definida por:

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

Ou

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Demonstração:

$$E[(X - E(X))(Y - E(Y))] = E[XY - XE(Y) - YE(X) + E(X)E(Y)]$$

$$E[(X - E(X))(Y - E(Y))] = E(XY) - E(X)E(Y) - E(X)E(Y) + E(X)E(Y)$$

$$E[(X - E(X))(Y - E(Y))] = E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$Cov(X, Y) = E(XY) - \mu_X \mu_Y$$

desde que as esperanças, presentes na expressão existam.

- ...a covariância poderia ser definida como o valor esperado do produto dos desvios das variáveis, em relação às suas médias.
- A covariância é uma medida de dependência linear entre as variáveis e pode assumir valores de qualquer sinal.
- Se a covariância for zero não há dependência linear entre as variáveis, mas pode haver outro tipo de relação entre elas e, portanto, não pode-se dizer que são independentes.

**Corolário:** Se as variáveis aleatórias X e Y, forem independentes, E(XY) fatora no produto das esperanças, e a covariância se anula.

Demonstração:

Seja X e Y independentes então :

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$Cov(X,Y) = E(X)E(Y) - E(X)E(Y) = 0$$

A recíproca do corolário não é sempre verdadeira.

**Proposição:** Se X e Y são variáveis aleatórias de valor real e a, b, c e d constantes, então verificamos as seguintes propriedades:

(II) 
$$Cov(X,Y) = Cov(Y,X)$$

$$(||) Cov(X,X) = var(X)$$

(III) 
$$Cov(aX + b, cY + d) = ac\ Cov(X, Y)$$

Demonstração:

$$Cov(X,Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$
  
=  $E[(Y - \mu_Y)(X - \mu_X)] = Cov(Y,X)$ 

(||)

$$Cov(X,X) = E(XX) - \mu_X \mu_X$$

$$Cov(X,X) = E(X^2) - \mu_X^2 = var(X)$$

(|||)

$$E(aX + b) = a\mu_X + b$$
  
$$E(cY + d) = c\mu_Y + d$$

$$Cov(aX + b, cY + d) = E[(aX + b - E(aX + b))(cY + d - E(cY + d))]$$

$$Cov(aX + b, cY + d) = E[(aX + b - a\mu_X - b)(cY + d - c\mu_Y - d)]$$

$$Cov(aX + b, cY + d) = E[(aX - a\mu_X)(cY - c\mu_Y)]$$

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

 $Cov(aX + b, cY + d) = acE[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$ 

O coeficiente de correlação, denotado por  $\rho[X,Y]$  ou  $\rho_{X,Y}$  entre as variáveis aleatórias X e Y é denotado por:

$$Corr(X,Y) = \rho_{X,Y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

Dado que  $\sigma_X$  e  $\sigma_Y$  existem, e  $\sigma_Y > 0$  e  $\sigma_X > 0$ .

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

## Exemplo 5

➤ O centro acadêmico de uma faculdade de administração fez um levantamento da remuneração dos estágios os alunos, em salários mínimos, com relação ao ano que estão cursando, as probabilidades de cada caso são apresentadas a baixo:

Salário\Ano	2	3	4	5	P(Sal. = x)
2	2/25	2/25	1/25	0	5/25
3	2/25	5/25	2/25	2/25	11/25
4	1/25	2/25	2/25	4/25	9/25
P(Ano = y)	5/25	9/25	5/25	6/25	1

Y	$P(Y X = 2) = \frac{P(Y,X = 2)}{P(X = 2)}$	$P(Y X=3) = \frac{P(Y,X=3)}{P(X=3)}$	$P(Y X=4) = \frac{P(Y,X=4)}{P(X=4)}$
2	$\frac{\frac{2}{25}}{\frac{5}{25}} = \frac{2}{5}$	$\frac{\frac{2}{25}}{\frac{11}{25}} = \frac{2}{11}$	$\frac{\frac{1}{25}}{\frac{9}{25}} = \frac{1}{9}$
3	$\frac{\frac{2}{25}}{\frac{5}{25}} = \frac{2}{5}$	$\frac{\frac{5}{25}}{\frac{11}{25}} = \frac{5}{11}$	$\frac{\frac{2}{25}}{\frac{9}{25}} = \frac{2}{9}$
4	$\frac{\frac{1}{25}}{\frac{5}{25}} = \frac{1}{5}$	$\frac{\frac{2}{25}}{\frac{11}{25}} = \frac{2}{11}$	$\frac{\frac{2}{25}}{\frac{9}{25}} = \frac{2}{9}$
5	$\frac{0}{\frac{5}{25}} = 0$	$\frac{\frac{2}{25}}{\frac{11}{25}} = \frac{2}{11}$	$\frac{\frac{4}{25}}{\frac{9}{25}} = \frac{4}{9}$
	1	1	1

$$E(Y|X=x) = \sum_{i=1}^{\infty} y_i P(y_i|x)$$

		i=1	
E[Y X]	$2\left(\frac{2}{5}\right) + 3\left(\frac{2}{5}\right) + 4\left(\frac{1}{5}\right) + 5(0)$	$2\left(\frac{2}{11}\right) + 3\left(\frac{5}{11}\right) + 4\left(\frac{2}{11}\right) + 5\left(\frac{2}{11}\right)$	$2\left(\frac{1}{9}\right) + 3\left(\frac{2}{9}\right) + 4\left(\frac{2}{9}\right) + 5\left(\frac{4}{9}\right)$
	$=\frac{14}{5}$	$=\frac{37}{11}$	$=\frac{36}{9}$
X	2	3	4

$$Cov(X,Y) = E(XY) - \mu_X \mu_Y$$

$$E(XY)$$

$$= \left[ (2 \times 2) \frac{2}{25} + (2 \times 3) \frac{2}{25} + (2 \times 4) \frac{1}{25} + (2 \times 5) 0 \right]$$

$$+ \left[ (3 \times 2) \frac{2}{25} + (3 \times 3) \frac{5}{25} + (3 \times 4) \frac{2}{25} + (3 \times 5) \frac{2}{25} \right]$$

$$+ \left[ (4 \times 2) \frac{1}{25} + (4 \times 3) \frac{2}{25} + (4 \times 4) \frac{2}{25} + (4 \times 5) \frac{4}{25} \right] = 11,32$$

$$E(X) = 2\left(\frac{5}{25}\right) + 3\left(\frac{11}{25}\right) + 4\left(\frac{9}{25}\right) = 3,16$$

$$E(Y) = 2\left(\frac{5}{25}\right) + 3\left(\frac{9}{25}\right) + 4\left(\frac{5}{25}\right) + 5\left(\frac{6}{25}\right) = 3,48$$

$$Cov(X,Y) = 11,32 - (3,16)(3,48) = 0,3232$$

$$E(X) = 2\left(\frac{5}{25}\right) + 3\left(\frac{11}{25}\right) + 4\left(\frac{9}{25}\right) = 3,16$$

$$E(X^2) = 2^2 \left(\frac{5}{25}\right) + 3^2 \left(\frac{11}{25}\right) + 4^2 \left(\frac{9}{25}\right) = 10,52$$

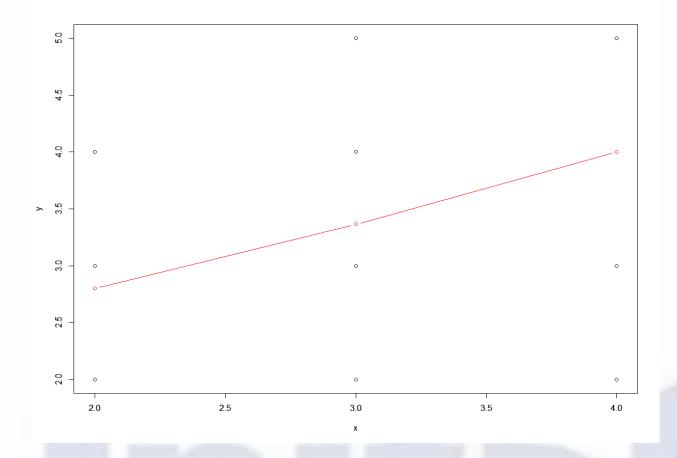
$$\sigma_X = \sqrt{var(x)} = \sqrt{10,52 - 3,16^2} = 0,73102$$

$$E(Y) = 2\left(\frac{5}{25}\right) + 3\left(\frac{9}{25}\right) + 4\left(\frac{5}{25}\right) + 5\left(\frac{6}{25}\right) = 3,48$$

$$E(Y^2) = 2^2 \left(\frac{5}{25}\right) + 3^2 \left(\frac{9}{25}\right) + 4^2 \left(\frac{5}{25}\right) + 5^2 \left(\frac{6}{25}\right) = 13,24$$

$$\sigma_Y = \sqrt{var(x)} = \sqrt{10,52 - 3,16^2} = 1,0628$$

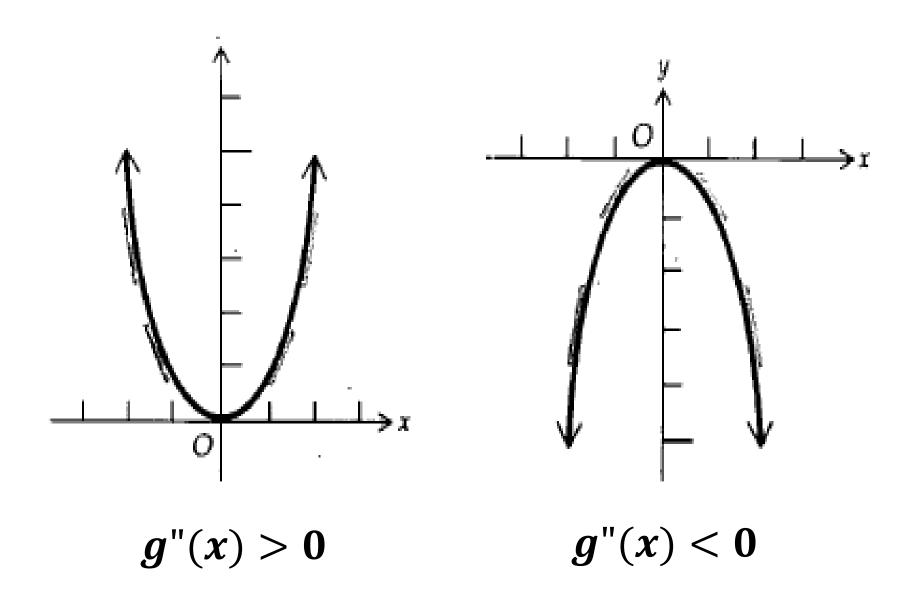
$$\rho_{X,Y} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{0,3232}{(0,73102)(1,0628)} = 0,4159973$$



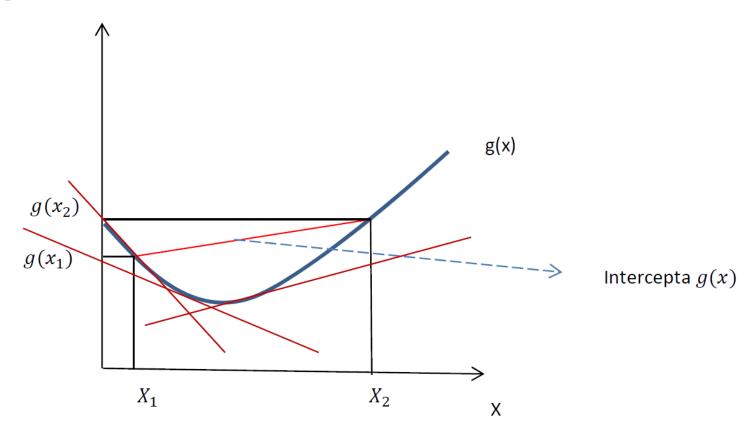
 $\triangleright$  O valor esperado condicional E(Y|X=x) é chamado de curva de regressão.

Algumas proposições envolvendo a média, como desigualdades, auxiliam no estudo do comportamento das variáveis aleatórias.

Elas fornecem limites, em função da variância e de momentos, para a probabilidade da variável aleatória exceder um certo valor de interesse.



> Função Convexa



 $\succ$  A função é côncava se -g(x) for convexa

## ➤ Teorema:

– Seja X uma variável aleatória com média E(X) e seja g(.)uma função convexa. Então:

$$E[g(X)] \ge g[E(X)] \quad \to \quad g''(x) > 0$$

$$E[g(X)] \le g[E(X)] \quad \to \quad g''(x) < 0$$

 Um dentre os muitos resultados que podem ser obtidos mediante a desigualdade de Jensen é o relacionado a correlação, uma vez que através das desigualdades de Jensen e Cauchy-Schwarz pode-se demonstrar que a correlação não pode exceder 1 em valor absoluto.

A designaldade de Cauchy-schwarz estabelece que dadas as variáveis aleatórias X e Y com  $E(X^2)$  e  $E(Y^2)$  finitas, então:

$$|E(XY)| \le \sqrt{E(X^2)E(Y^2)}$$