

6 - Coeficiente de correlação de Spearman

Disponha-se de uma amostra de n pares de observações (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$, amostra aleatória de uma v. a. bivariada (X, Y) , com distribuições de probabilidades desconhecidas, X e Y v. a. contínuas.

Sejam $R(X_i)$ os postos associados a X_i e $R(Y_i)$ os postos associados a Y_i , $i = 1, 2, \dots, n$.

O coeficiente de correlação amostral de Spearman é definido como

$$r_s = \frac{\sum R(X_i)R(Y_i) - n\left(\frac{n+1}{2}\right)^2}{\left[\sum R^2(X_i) - n\left(\frac{n+1}{2}\right)^2\right]^{1/2} \left[\sum R^2(Y_i) - n\left(\frac{n+1}{2}\right)^2\right]^{1/2}}$$

que é o coeficiente de correlação de Pearson calculado para os postos.

Se não houver empates ou um n.º moderado de empates, utilizar

$$r_D = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n [R(X_i) - R(Y_i)]^2}{n(n^2 - 1)}$$

Se houver perfeita correlação positiva, $R(X_i) = R(Y_i)$

e $r_D = 1$.

Se houver perfeita correlação negativa

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
$ R(X) - R(Y) $	9	7	5	3	1	1	3	5	7	9

Verifica-se que neste caso, para n qualquer

$$\sum [R(X_i) - R(Y_i)]^2 = \frac{n(n^2 - 1)}{3}, \text{ de modo que}$$

$$r_D = 1 - \frac{6 \cdot n(n^2 - 1)/3}{n(n^2 - 1)} = 1 - 2 = -1$$

Teste de Hipóteses

H_0 : X e Y são não correlacionadas ($\rho = 0$)

H_a : X e Y são correlacionadas ($\rho \neq 0$).

Rejeita-se H_0 se $r_s > w_{1-\alpha/2}$ ou $r_s < w_{\alpha/2}$,

w_p é obtido da Tabela A.10, para $p = 0,9, 0,95, 0,975, 0,99, 0,995, 0,999$ e $n = 4, 5 \dots 30$,

$$\text{e } w_p = -w_{1-p}.$$

Ex: Deseja-se verificar se existe relação entre o nível de agressividade de gêmeos

Amostra de 12 gêmeos

X_i	86	71	77	66	91	72	77	91	70	71	88	87
Y_i	88	77	76	64	96	72	65	90	65	80	81	72
$R(X_i)$	8	3,5	6,5	1	11,5	5	6,5	11,5	2	3,5	10	9
$R(Y_i)$	10	7	6	1	12	4,5	2,5	11	2,5	8	9	4,5
$[R(X_i) - R(Y_i)]^2$	4	12,25	0,25	0	0,25	0,25	16	0,25	0,25	20,25	1	20,25

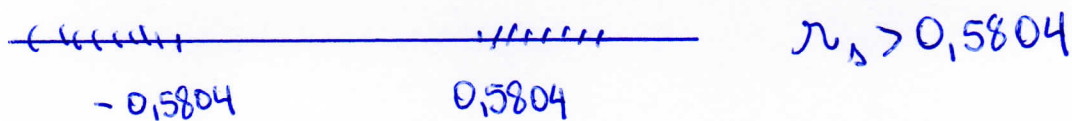
$$r_s = 1 - \frac{6,75}{12,143} = 0,7378$$

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_a: \rho \neq 0$$

$$\text{Para } \alpha = 0,05 \quad n = 12 \quad W_{0,975} = 0,5804$$

$$W_{0,025} = -W_{0,975} = -0,5804$$



Rejeita-se H_0 .

$$\text{Para } H_0: \rho = 0$$

$$H_a: \rho > 0$$

$$\alpha = 0,05 \quad W_{0,95} = 0,4965$$

Rejeita-se H_0 . Os dados sugerem que existe correlação positiva entre o nível de agressividade dos gêmeos.

7-Testes do tipo Kolmogorov Smirnov

Testes de Aderência

O teste χ^2 de aderência é útil para dados na escala nominal, podendo ser usado para dados em escala superior. No entanto, exigiam grandes tamanhos de amostra, pois a distribuição da estatística de teste sob H_0 é assintoticamente qui-quadrado.

Teste de Aderência de Kolmogorov

Dados: amostra aleatória X_1, X_2, \dots, X_n de uma função distribuição desconhecida $F(x)$.

Seja $F^*(x)$ uma função distribuição completamente especificada.

A) Teste Bicaudal

$$H_0: F(x) = F^*(x), \quad -\infty < x < +\infty$$

$H_a: F(x) \neq F^*(x)$ para pelo menos um valor de x .

B) Teste Unicaudal

$$H_0: F(x) \geq F^*(x) \quad -\infty < x < \infty$$

$$H_a: F(x) < F^*(x) \quad \text{para pelo menos um valor de } x$$

C) Teste Unicaudal

$$H_0: F(x) \leq F^*(x) \quad -\infty < x < \infty$$

$$H_a: F(x) > F^*(x) \quad \text{para pelo menos um valor de } x$$

Seja $F_n(x) = \frac{n^\circ \text{ de obs } \leq x}{n}$ — estima $F(x)$

Estatística de teste e regra de decisão:

$$A) T_1 = \sup_x |F^*(x) - F_n(x)|$$

Rejeita-se H_0 ao nível α se $T_1 > W_{1-\alpha}$, onde $W_{1-\alpha}$ é o quantil de ordem $1-\alpha$ dado na Tabela A.13 [quantis da estatística do teste de Kolmogorov], para o teste bicaudal

$$B) T_1^+ = \sup_x [F^*(x) - F_n(x)]$$

Rejeita-se H_0 ao nível α se $T_1^+ > W_{1-\alpha}$,

Tabela A.13, teste unicaudal.

$$C) T_1^- = \sup_x [F_n(x) - F^*(x)]$$

Rejeita-se H_0 ao nível α se $T_1^- > W_{1-\alpha}$,

Tabela A.13, teste unicaudal.

Exemplo

Amostra aleatória de tamanho $n=10$ da v.a. X

0,621 0,503 0,203 0,477 0,710 0,581 0,329

0,480 0,554 0,382

Deseja-se testar a hipótese que $X \sim U[0,1]$

$$F^*(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < 0 \\ \int_0^x dx = x & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{se } x \geq 1 \end{cases}$$

x	$F_n(x)$	$F^*(x)$
0,203	0,1	0,203
0,329	0,2	0,329
0,382	0,3	0,382
0,477	0,4	0,477
0,480	0,5	0,480
0,503	0,6	0,503
0,554	0,7	0,554
0,581	0,8	0,581
0,621	0,9	0,621
0,710	1,0	0,710

$$|F^* - F_n|$$

0,219

0,279

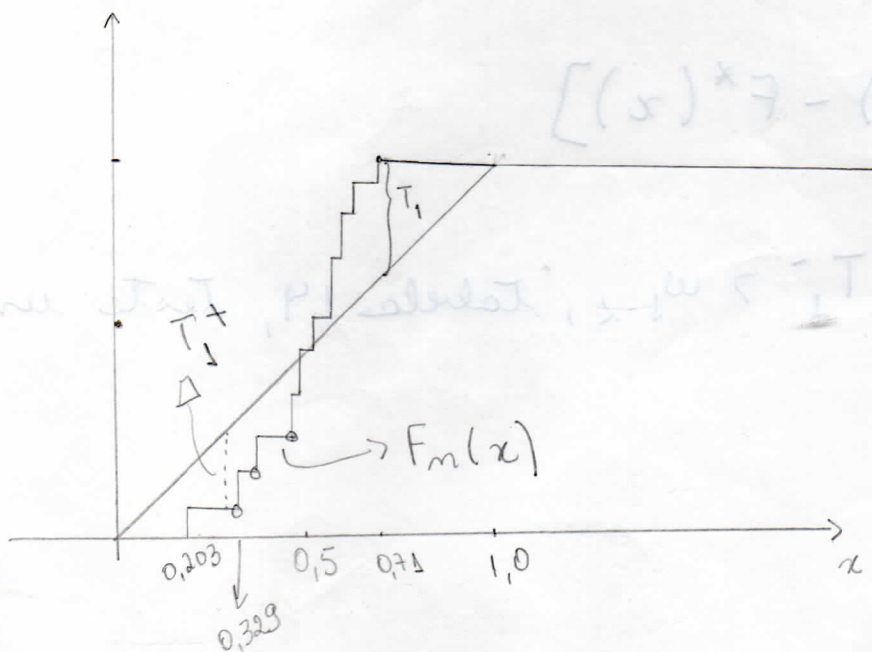
0,290

$$H_0: F(x) = F^*(x)$$

$$H_a: F(x) \neq F^*(x)$$

$$\alpha = 0,05 \quad n = 10$$

$$\omega_{1-\alpha} = \omega_{0,95} = 0,409$$



$$T_1 = \sup_x |F^*(x) - F_n(x)| = |F^*(0,71) - F_n(0,71)| = 0$$

$$= 1 - 0,71 = 0,29$$

$$T_1 < 0,409, \text{ não rejeitamos } H_0$$

Se quiséssemos testar

$$H_0: F(x) \geq F^*(x) \quad \forall x$$

$$H_a: F(x) < F^*(x) \quad \text{para algum } x$$

$$T_1^+ = \sup_x [F^*(x) - F_n(x)] \quad \text{só procura onde } F^* > F_n$$

T_1^+ será o calculado à esquerda do 2.º salto

$$T_1^+ = \lim_{x \rightarrow 0,329^-} [F^*(x) - F_n(x)] = 0,329 - 0,1 = 0,229$$

↳ 2.º elemento da amostra

$$T_1^- = T_1$$

No geral, $T_1 = \max \{ T_1^+, T_1^- \}$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2} = \hat{\sigma}$$

Obs:

- O teste de Kolmogorov não pode ser aplicado a algumas situações (por ex., dados na escala nominal) nas quais os testes χ^2 de aderência pode ser utilizado.
- Quando os dois testes puderem ser aplicados, o teste de Kolmogorov é preferível para pequenas amostras porque é um teste exato (mesmo para pequenas amostras) enquanto o teste χ^2 assume grandes amostras.