

Primeira Lista de Contabilometria

Pedro Schuler

03 de novembro de 2025

1 Primeira Lista de Exercícios

Questão 1

Letra a

Empresa	Retorno (Y)	Agressividade (X)	$X \times Y$	X^2
A	3.0	25	75	625
B	3.5	28	98	784
C	3.6	35	126	1225
D	3.1	20	62	400
E	3.3	25	82.5	625
F	3.8	30	114	900
G	4.0	35	140	1225
H	3.1	25	77.5	625
I	3.2	20	64	400
J	3.5	30	105	900
Σ	34.1	273	944	7709

β_1 pode ser definido da seguinte forma:

$$\beta_1 = \frac{n \sum (X_i Y_i) - \sum Y_i \sum X_i}{n \sum X^2 - (\sum X_i)^2}$$

Agora podemos utilizar os valores da tabela criada para calcular β_1 .

$$\beta_1 = \frac{10 \times 944 - 273 \times 34.1}{10 \times 7709 - (273)^2} = 0.05103$$

β_0 pode ser definido como $\beta_0 = \bar{Y} - \beta_1 \times \bar{X}$, logo:

$$\beta_0 = \frac{34.1}{10} + 0.05103 \times \frac{273}{10} = 2.01688$$

Agora que temos os valores de β_0 e β_1 podemos interpretar o seguinte: quando a agressividade tributária for igual a 0, o retorno sobre o investimento das empresas será, em média, igual a 2,01688 mil reais. O β_1 nos informa que,

quando a agressividade tributária aumenta em mil reais, o retorno sobre o investimento aumenta, em média, em 0,05103 mil reais, ou seja, aumenta em R\$ 51,03.

Letra b

A variância do erro, denotada por σ^2 , é um parâmetro populacional e, portanto, desconhecido. Para estimá-lo podemos utilizar os seguintes estimadores:

$$s^2 = \frac{\sum u_i^2}{n-k} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum u_i^2}{n}$$

Inicialmente precisamos calcular o somatório do quadrado dos resíduos (SQR).

$$SQR = \sum (Y - \hat{Y})^2$$

$$[3.0 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25)]^2 = 0.08563$$

$$[3.5 - (\beta_0 + \beta_1 \times 28)]^2 = 0.00295$$

$$[3.6 - (\beta_0 + \beta_1 \times 35)]^2 = 0.04118$$

$$[3.1 - (\beta_0 + \beta_1 \times 20)]^2 = 0.00391$$

$$[3.3 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25)]^2 = 0.00005$$

$$[3.8 - (\beta_0 + \beta_1 \times 30)]^2 = 0.06361$$

$$[4.0 - (\beta_0 + \beta_1 \times 35)]^2 = 0.03884$$

$$[3.1 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25)]^2 = 0.03711$$

$$[3.2 - (\beta_0 + \beta_1 \times 20)]^2 = 0.02641$$

$$[3.5 - (\beta_0 + \beta_1 \times 30)]^2 = 0.00228$$

$$SQR = 0.30197$$

Portanto:

$$s^2 = \frac{0.30197}{10-8} = 0.03775 \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{0.30197}{10} = 0.03020$$

Entretanto, vamos preferir utilizar s^2 como estimador da variância do erro, pois ele é um estimador não viesado.

Letra c

Para calcularmos a variância e covariância das variáveis em questão podemos utilizar uma abordagem matricial. A matriz de variância-covariância dos estimadores é dada por:

$$VarCov = S^2 \times (X'X)^{-1}$$

Como já obtivemos S^2 na questão anterior, precisamos apenas calcular $(X'X)^{-1}$.

$$(X'X) = \begin{bmatrix} n & \Sigma X \\ \Sigma X & \Sigma X^2 \end{bmatrix}$$

E, portanto:

$$(X'X)^{-1} = \frac{1}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} \times \begin{bmatrix} \sum X^2 & -\sum X \\ -\sum X & n \end{bmatrix}$$

Logo, temos que:

$$VarCov = S^2 \times (X'X)^{-1} = 0.03775 \times \frac{1}{10 \times 7709 - (273)^2} \times \begin{bmatrix} 7709 & -273 \\ -273 & 10 \end{bmatrix}$$

$$VarCov = \begin{bmatrix} 0.11363 & -0.00402 \\ -0.00402 & 0.00015 \end{bmatrix}$$

Por fim, temos que:

$$Var(\beta_0) = 0,11363$$

$$Var(\beta_1) = 0,00015$$

Letra d

A hipótese que garante o não-viés dos estimadores é a hipótese de exogeneidade (H1), que diz que $E(u|X) = 0$.

Letra e

A variância de $Var(\beta_0 + \beta_1)$ é dada por:

$$Var(\beta_0 + \beta_1) = Var(\beta_0) + Var(\beta_1) + 2 \times Cov(\beta_0\beta_1)$$

Da letra C temos que:

$$Var(\beta_0 + \beta_1) = 0,11363 + 0,00015 + 2 \times (-0,00402)$$

$$Var(\beta_0 + \beta_1) = 0,10574$$

Letra f

Sabemos que R^2 é dado por:

$$R^2 = 1 - \frac{SQR}{SQT}$$

E da letra b temos que $SQR = 0,30197$. Agora precisamos calcular SQT .

$$SQT = \sum (Y - \bar{Y})^2$$

$$(3.0 - 3.41)^2 = 0.1681$$

$$(3.5 - 3.41)^2 = 0.0081$$

$$(3.6 - 3.41)^2 = 0.0361$$

$$(3.1 - 3.41)^2 = 0.0961$$

$$(3.3 - 3.41)^2 = 0.0121$$

$$(3.8 - 3.41)^2 = 0.1521$$

$$(4.0 - 3.41)^2 = 0.3481$$

$$(3.1 - 3.41)^2 = 0.0961$$

$$(3.2 - 3.41)^2 = 0.0441$$

$$(3.5 - 3.41)^2 = 0.0081$$

$$SQT = 0.9690$$

$$\text{Portanto: } R^2 = 1 - \frac{0.30197}{0.9690} = 0.68837$$

Letra g

O modelo calculado foi:

$$retorno_i = 2.01688 + 0.05103 \times BTD_i + u_i$$

Substituindo o valor apropriado de BTD, temos:

$$retorno_i = 2.01688 + 0.05103 \times 29 = 3,49675$$

Questão 2

Letra a

Preço (Y)	Receita Líquida (X)
10	25
15	30
30	35
16	28
20	25
12	25

Utilizaremos uma abordagem matricial para derivar os estimadores de MQO.
As matrizes X e Y são dadas por:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 25 \\ 1 & 30 \\ 1 & 35 \\ 1 & 28 \\ 1 & 25 \\ 1 & 25 \end{bmatrix} \quad Y = \begin{bmatrix} 10 \\ 15 \\ 30 \\ 16 \\ 20 \\ 12 \end{bmatrix}$$

Também podemos escrever a matrix X' da seguinte forma:

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 25 & 30 & 35 & 28 & 25 & 25 \end{bmatrix}$$

Logo, multiplicando X' por X , obtemos:

$$X'X = \begin{bmatrix} 6 & 168 \\ 168 & 4784 \end{bmatrix}$$

Invertendo a matriz $X'X$ obtemos:

$$(X'X)^{-1} = \frac{1}{6 \times 4784 - 168^2} \times \begin{bmatrix} 4784 & -168 \\ -168 & 6 \end{bmatrix}$$

Podemos também obter a matriz $X'Y$, que é dada por:

$$X'Y = \begin{bmatrix} 103 \\ 2998 \end{bmatrix}$$

Por fim, obtemos o produto de $(X'X)^{-1}$ por $X'Y$:

$$(X'X)^{-1}X'Y = \beta = \frac{1}{6 \times 4784 - 168^2} \times \begin{bmatrix} -10912 \\ 684 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -22,73333 \\ 1,425 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix}$$

Logo, podemos interpretar que, quando a receita líquida é igual a 0, o preço do ativo é, em média, de R\$ -22,73333. Além disso, quando a receita líquida aumenta em (1) mil reais, o preço do ativo aumenta, em média, em R\$ 1,425.

Letra b

A variância dos estimadores pode ser calculada utilizando a seguinte fórmula:

$$VarCov = S^2 \times (X'X)^{-1}$$

Primeiramente precisamos calcular S^2 . Para isso, precisamos calcular o somatório do quadrado dos resíduos (SQR).

$$SQR = \sum(Y - \hat{Y})^2$$

$$[10 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25)]^2 = 8.36176$$

$$[15 - (\beta_0 + \beta_1 \times 30)]^2 = 25.16698$$

$$[30 - (\beta_0 + \beta_1 \times 35)]^2 = 8.17005$$

$$[16 - (\beta_0 + \beta_1 \times 28)]^2 = 1.36112$$

$$[20 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25)]^2 = 50.52836$$

$$[12 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25)]^2 = 0.79508$$

$$SQR = 94.38335$$

Logo, sabendo que $S^2 = \frac{SQR}{n-k}$:

$$S^2 = \frac{94.38335}{6-2} = 23.59584$$

Agora podemos calcular a matriz $VarCov$:

$$VarCov = 23.59584 \times (X'X)^{-1}$$

$$VarCov = \frac{23.59584}{6 \times 4784 - 168^2} \times \begin{bmatrix} 4784 & -168 \\ -168 & 6 \end{bmatrix}$$

$$VarCov = \begin{bmatrix} 235.17187 & -8.25854 \\ -8.25854 & 0.29495 \end{bmatrix}$$

Portanto, temos:

$$Var(\beta_0) = 235,17187$$

$$Var(\beta_1) = 0,29495$$

Letra c

Preço (Y)	Receita Líquida (X_1)	Escolaridade (X_2)
10	25	22
15	30	20
30	35	24
16	28	16
20	25	18
12	25	24

Por se tratar de uma regressão múltipla, precisaremos novamente adotar uma abordagem matricial. As matrizes relevantes são:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 25 & 22 \\ 1 & 30 & 20 \\ 1 & 35 & 24 \\ 1 & 28 & 16 \\ 1 & 25 & 18 \\ 1 & 25 & 24 \end{bmatrix} \quad Y = \begin{bmatrix} 10 \\ 15 \\ 30 \\ 16 \\ 20 \\ 12 \end{bmatrix} \quad X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 25 & 30 & 35 & 28 & 25 & 25 \\ 22 & 20 & 24 & 16 & 18 & 24 \end{bmatrix}$$

Primeiramente obtemos $X'X$:

$$X'X = \begin{bmatrix} 6 & 168 & 124 \\ 168 & 4784 & 3488 \\ 124 & 3488 & 2616 \end{bmatrix}$$

Obtemos também o determinante da matriz $X'X$, que é igual a:

$$\det(X'X) = 24064$$

Invertendo a matriz $X'X$ obtemos:

$$(X'X)^{-1} = \frac{1}{24064} \times \begin{bmatrix} 348800 & -6976 & -7232 \\ -6976 & 320 & -96 \\ -7232 & -96 & 480 \end{bmatrix}$$

Obtemos agora a matriz $X'Y$:

$$X'Y = \begin{bmatrix} 103 \\ 2998 \\ 2144 \end{bmatrix}$$

Podemos então calcular os coeficientes β :

$$(X'X)^{-1}X'Y = \beta = \frac{1}{24064} \times \begin{bmatrix} -493056 \\ 35008 \\ -3584 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -20.48936 \\ 1.45479 \\ -0.14894 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}$$

Letra d

A literatura sugere uma relação positiva entre a escolaridade e o preço do ativo, ou seja, espera-se que $\beta_2 > 0$. Entretanto, o valor obtido para β_2 foi $-0,14894$, indicando uma relação negativa entre as variáveis. Existem evidências de que a hipótese de exogeneidade foi violada, uma vez que $\beta_1^{simples} \neq \beta_1^{múltipla}$.

Letra e

Para calcularmos a variância dos estimadores, precisamos novamente calcular S^2 . Para isso, precisamos calcular o somatório do quadrado dos resíduos (SQR).

$$SQR = \sum(Y - \hat{Y})^2$$

$$[10 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25 + \beta_2 \times 22)]^2 = 6.77930$$

$$[15 - (\beta_0 + \beta_1 \times 30 + \beta_2 \times 20)]^2 = 26.78621$$

$$[30 - (\beta_0 + \beta_1 \times 35 + \beta_2 \times 24)]^2 = 9.89901$$

$$[16 - (\beta_0 + \beta_1 \times 28 + \beta_2 \times 16)]^2 = 3.46600$$

$$[20 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25 + \beta_2 \times 18)]^2 = 46.24721$$

$$[12 - (\beta_0 + \beta_1 \times 25 + \beta_2 \times 24)]^2 = 0.09353$$

$$SQR = 93.27126$$

Logo, sabendo que $S^2 = \frac{SQR}{n-k}$:

$$S^2 = \frac{93.27126}{6-3} = 31.09042$$

Sabendo também que $VarCov = S^2 \times (X'X)^{-1}$, temos que:

$$VarCov = 31.09042 \times (X'X)^{-1}$$

$$VarCov = \frac{31.09042}{24064} \times \begin{bmatrix} 348800 & -6976 & -7232 \\ -6976 & 320 & -96 \\ -7232 & -96 & 480 \end{bmatrix}$$

$$VarCov = \begin{bmatrix} 450.64572 & -9.01291 & -9.34366 \\ -9.01291 & 0.41344 & -0.12403 \\ -9.34366 & -0.12403 & 0.62015 \end{bmatrix}$$

Portanto, temos:

$$Var(\beta_0) = 450,64572$$

$$Var(\beta_1) = 0,41344$$

$$Var(\beta_2) = 0,62015$$

Questão 3

Sabemos que $\beta_1 = \frac{n\sum XY - \sum X \sum Y}{n\sum X^2 - (\sum X)^2}$ e que $\beta_0 = \bar{Y} - \beta_1 \times \bar{X}$.

Utilizando uma abordagem matricial temos as seguintes matrizes:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & X_1 \\ 1 & X_2 \\ \dots & \dots \\ 1 & X_n \end{bmatrix} \quad Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ X_1 & X_2 & \dots & X_n \end{bmatrix}$$

Podemos obter, então, a matriz $X'X$:

$$X'X = \begin{bmatrix} n & \sum X \\ \sum X & \sum X^2 \end{bmatrix}$$

Invertendo a matriz $X'X$ obtemos:

$$(X'X)^{-1} = \frac{1}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} \times \begin{bmatrix} \sum X^2 & -\sum X \\ -\sum X & n \end{bmatrix}$$

Obtemos também a matriz $X'Y$:

$$X'Y = \begin{bmatrix} \sum Y \\ \sum XY \end{bmatrix}$$

Por fim, obtemos o produto de $(X'X)^{-1}$ por $X'Y$:

$$(X'X)^{-1}X'Y = \beta = \frac{1}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} \times \begin{bmatrix} \sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY \\ n \sum XY - \sum X \sum Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix}$$

O coeficiente β_1 calculado pela abordagem matricial concorda com o valor conhecido de β_1 . Entretanto precisamos mostrar que o valor obtido de β_0 também é equivalente ao valor conhecido. Podemos adotar uma prova por contradição, para fazer isso escreveremos que o β_0 obtido pela via matricial é igual ao valor conhecido de β_0 .

$$\frac{\sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} = \bar{Y} - \beta_1 \bar{X} 1$$

Escrevendo \bar{Y} e $\bar{X}1$ em termos de somatórios e substituindo β_1 pela sua forma conhecida, temos:

$$\begin{aligned} \frac{\sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} &= \frac{\sum Y}{n} - \frac{n \sum XY - \sum X \sum Y}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} \times \frac{\sum X}{n} \\ \frac{\sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} + \frac{n \sum XY - \sum X \sum Y}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} \times \frac{\sum X}{n} &= \frac{\sum Y}{n} \\ \frac{\sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} + \frac{\sum X(n \sum XY - \sum X \sum Y)}{n(n\sum X^2 - (\sum X)^2)} &= \frac{\sum Y}{n} \\ \frac{n(\sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY) + \sum X(n \sum XY - \sum X \sum Y)}{n(n\sum X^2 - (\sum X)^2)} &= \frac{\sum Y}{n} \\ \frac{n(\sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY) + n \sum X \sum XY - \sum X \sum X \sum Y}{n(n\sum X^2 - (\sum X)^2)} &= \frac{\sum Y}{n} \\ \frac{n(\sum X^2 \sum Y - \sum X \sum XY + \sum X \sum XY) - (\sum X)^2 \sum Y}{n(n\sum X^2 - (\sum X)^2)} &= \frac{\sum Y}{n} \\ \frac{n \sum X^2 \sum Y - (\sum X)^2 \sum Y}{n(n\sum X^2 - (\sum X)^2)} &= \frac{\sum Y}{n} \\ \frac{n \sum X^2 \sum Y - (\sum X)^2 \sum Y}{n\sum X^2 - (\sum X)^2} &= \sum Y \\ n \sum X^2 \sum Y - (\sum X)^2 \sum Y &= \sum Y(n\sum X^2 - (\sum X)^2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
n \sum X^2 \sum Y - (\sum X)^2 \sum Y &= n \sum Y \sum X^2 - \sum Y (\sum X)^2 \\
n \sum X^2 \sum Y - (\sum X)^2 \sum Y &= n \sum Y \sum X^2 - (\sum X)^2 \sum Y \\
n \sum X^2 \sum Y &= n \sum Y \sum X^2 \\
n \sum X^2 \sum Y &= n \sum X^2 \sum Y \\
n &= n
\end{aligned}$$

Portanto, o valor de β_0 obtido pela via matricial é equivalente ao valor conhecido de β_0 .

Precisamos agora mostrar que, ao atendermos H1, os valores dos coeficiente obtidos são não viesados. Para esta condição ser satisfeita precisamos que $\mathbb{E}(\hat{\beta}) = \beta$

Sabemos que:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

E sabemos que:

$$Y = X\beta + u$$

Substituindo Y na equação de $\hat{\beta}$, temos:

$$\begin{aligned}
\hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'(X\beta + u) \\
\hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'X\beta + (X'X)^{-1}X'u \\
\hat{\beta} &= I\beta + (X'X)^{-1}X'u \\
\hat{\beta} &= \beta + (X'X)^{-1}X'u \\
\mathbb{E}(\hat{\beta} | X) &= \mathbb{E}(\beta + (X'X)^{-1}X'u | X) \\
\mathbb{E}(\hat{\beta} | X) &= \mathbb{E}(\beta | X) + \mathbb{E}((X'X)^{-1}X' | X)\mathbb{E}(u | X)
\end{aligned}$$

Pela hipótese de exogeneidade sabemos que $\mathbb{E}(u | X) = 0$, logo:

$$\mathbb{E}(\hat{\beta} | X) = \mathbb{E}(\beta | X) + \mathbb{E}((X'X)^{-1}X' | X) \times 0$$

$$\mathbb{E}(\hat{\beta} | X) = \mathbb{E}(\beta | X)$$

$$\mathbb{E}(\hat{\beta} | X) = \beta$$