Apelidos: Nome:

Puntuacion test: 0,1,2,3,4 acertos: 0; 5 acertos 0,4; 6 acertos 0,7; 7 acertos 0,9; 8 acertos 1

1.- Nunha regresión $y = X\beta + u$ O vector de residuos **û** podese calcular facendo

a) $\hat{u} = \sum u^2$

b) $\hat{u} = u^t u$

c) $\hat{u} = y - \hat{y}$

d) $\hat{u} = X\beta$

2.- No modelo **salario = β_0+ β_1 antiguidade + β_2 educacion + u**, a **antiguidade**

a)é variable explicada

b)é unha variable esóxena

c)é perturbación aleatoria

d)é unha variable endóxena

3.- Unha regresión y= β_0+ β_1 X_1 + β_2 X_2 + u, estímase con 150 datos. Cales son os graos de liberdade da SCResidual?

a)2

b)147

c)3

d)148

4.- Na expresión $\beta = (X^tX)^{-1}(X^tY)$, a matriz X é:

a) $\begin{pmatrix} x_{11} & x_{21} & \dots & X_{k1} \\ x_{12} & x_{22} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{1n} & x_{2n} & \dots & X_{kn} \end{pmatrix}$

b) $\begin{pmatrix} 1 & y_1 & x_{11} & x_{21} & \dots & X_{k1} \\ 1 & y_2 & x_{12} & x_{22} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & y_n & x_{1n} & x_{2n} & \dots & X_{kn} \end{pmatrix}$

c) $\begin{pmatrix} y_1 & x_{11} & x_{21} & \dots & X_{k1} \\ y_2 & x_{12} & x_{22} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ y_n & x_{1n} & x_{2n} & \dots & X_{kn} \end{pmatrix}$

d) $\begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \dots & X_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & \dots & X_{kn} \end{pmatrix}$

5.- No modelo **salario = β_0+ β_1 antiguidade + β_2 educacion + u**, queremos ver se a influencia da educación sobre o salario é significativa.

a)Aplicamos o contraste de significatividade global

b)Contrastamos se **β_1** é significativa

c)Estimamos **β_1** sen facer contraste

d)Sustituimos os valores da antiguidade no modelo.

6.- O coeficiente de determinación múltiple

a)di a proporción da variación de Y explicada pola regresión

b)é $1 - \frac{SCE}{SCT}$

c)di a proporción da variación de Y que NON ven explicada pola regresión

d)é $\frac{SCR}{SCT}$

7.- No modelo **salario = β_0+ β_1 antiguidade + β_2 educacion + u** , cal (ou cales) serian variables NON observables?

a)ningún, todas son variables observables

b)a variable explicada (salario)

c)calquera das variables explicativas

d)A perturbación aleatoria (u)

8.- Que tipo de modelo se considerá aleatorio?

a)Os dous, o modelo económico e o econométrico

b)O modelo economico

c)Ningún dos dous, nin o económico nin o econométrico

d)O modelo econométrico

1.- Dadas as seguintes variables:

y	x1
-1.0	-1
-1.7	-1
3.3	2
2.4	2

$\hat{y}$
-1,35
-1,35
2,85
2,85

$\hat{u}$
0
0,77
-1,03
0,27

e as seguintes matrices:

$$X^t X = \begin{pmatrix} 4 & 2 \\ 2 & 10 \end{pmatrix} \qquad (X^t X)^{-1} = \begin{pmatrix} 0.278 & -0.056 \\ -0.056 & 0.111 \end{pmatrix} \qquad X^t y = \begin{pmatrix} 3 \\ 14.1 \end{pmatrix}$$

a) Estimade os parámetros (**β**) e a varianza residual $S_{\hat{u}}^2$

2.- Dadas as seguintes saidas de regresión, da tres motivos para preferir o modelo 2 ao modelo 1

MODELO 1

```
lm(formula = qOut ~ qCap + qLab + qMat, data = data)
Coefficients:   Estimate Std. E.  t value  Pr(>|t|)

(Intercept) -1.6e+6 2.3e+05  -6.972    1e-10
qCap          1.788  1.2e+00   0.896    0.372
QLab          11.83  1.3e+00   9.300    3e-16
QMat          46.67  1.1e+01   4.154    5e-05
---

Residual standard error: 1541000 on 136 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7868,        Adjusted R-squared:  0.7821
F-statistic: 167.3 on 3 and 136 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

Modelo 2

```
lm(formula = qOut ~ qLab + qMat, data = data)
Coefficients:Estimate Std. Error t value Pr(>|
t|)
(Intercept) -1.6e+6 2.3e+05   -6.920 1.6e-10
QLab          11.99 1.259e+00  9.518 < 2e-16
QMat          50.74 1.027e+01  4.942 2.22e-06
---

Residual standard error: 1540000 on 137 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.7856,      Adjusted R-squared:  0.7824
F-statistic: 250.9 on 2 and 137 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

3.- Dado o seguinte modelo inventado $\widehat{lg(gasto)} = \underset{(0.0076)}{2,12} + \underset{(0.0002)}{0.021} \cdot ingresos + \underset{(0.012)}{0.62} \cdot tamfamiliar$

Interpreta o térmo independente da regresión e a pendente do tamaño familiar,
(gasto en miles de €; ingresos en miles de €; tamaño familiar en persoas)

4.- No seguinte modelo estímase a produción dun tiopo de explotacións agrarias en función dos custos laborais (Lab) e dos custos de materiais (Mat)

$$\widehat{Prd} = \underset{(230000)}{-1\,600\,000} + \underset{(1.3)}{11.83} \cdot Lab + \underset{(1.1)}{46.67} \cdot Mat$$

a) Unha explotación cun custo laboral de 200 000 e de materiais de 28 000, que produción pode esperar?
b) Se a produción real desa expotación, é de 2 000 000 cal é o residuo que lle corresponde?

- <u>Modelo econométrico – **Notación matricial**</u>:

$$Y=\beta_0+\beta_1\cdot X_1+\beta_2\cdot X_2+\ldots+\beta_k\cdot X_k+u \quad \Leftrightarrow y=X\cdot\beta+u$$

- Criterio de **Mínimos cadraticos**: $\underset{\beta_0,\beta_1,\ldots,\beta_k}{minimo}\sum \hat{u}^2$

Forma matricial $\underset{\beta_0,\beta_1,\ldots,\beta_k}{minimo}\ \hat{u}^t\hat{u}=\underset{\beta_0,\beta_1,\ldots,\beta_k}{minimo}(y-\hat{y})^t(y-\hat{y})=\underset{\beta_0,\beta_1,\ldots,\beta_k}{minimo}(y-X\hat{\beta})^t(y-X\hat{\beta})$

- **<u>Varianza dos parámetros</u>**:

$$Var(\hat{\beta})=\sigma^2(X^tX)^{-1}$$

- **<u>Estimación da varianza dos parámetros</u>**:

$$\widehat{Var}(\hat{\beta})=\hat{\sigma}^2(X^tX)^{-1}$$

Distribucións dos estimadores (poboacional: Se coñecésemos σ^2**)**

$u \sim N(0,\sigma^2 I_n)$

$$\hat{\beta}\sim N\left[\beta,\sigma^2(X^tX)^{-1}\right] \qquad \hat{y}=X\hat{\beta}\sim N\left[X\beta, X\sigma^2(X^tX)^{-1}X^t\right]$$

$$\frac{\hat{\sigma}^2(n-k-1)}{\sigma^2}\sim\chi^2_{n-k-1} \qquad \hat{\beta}_j \text{ e } \hat{\sigma}^2 \text{ son independentes}$$

Inferencia: contraste sobre un único coeficiente (Non coñecemos σ^2**)**

$$\frac{\hat{\beta}_j-\beta_j^0}{S_{\hat{\beta}_j}}\sim t_{n-k-1}=t_{\text{graos de liberdade}}$$

Inferencia: contraste significación global

$$H_0:\beta_1=\beta_2=\ldots=\beta_k=0 \qquad H_0:\text{modelo restrinxido (MR)}$$
$$H_1:\exists j \text{ t.q. } \beta_j\neq 0 \qquad H_1:\text{modelo sen restrinxir (MSR)}$$

Bondade de axuste

$$\bar{R}^2=1-\frac{n-1}{n-k-1}(1-R^2) \qquad \bar{R}^2=1-\frac{SCR/n-k-1}{SCT/n-1}$$

Matrices X^{t}X e X^{t}y

$$X^tX=\begin{pmatrix} N & \sum_{i=1}^n x_{1i} & \sum_{i=1}^n x_{2i} & \sum_{i=1}^n x_{3i} \\ \sum_{i=1}^n x_{1i} & \sum_{i=1}^n x_{1i}^2 & \sum_{i=1}^n\sum_{i=1}^n x_{2i}x_{1j} & \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n x_{3i}x_{1j} \\ \sum_{i=1}^n x_{2i} & \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n x_{1i}x_{2j} & \sum_{i=1}^n x_{2i}^2 & \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n x_{3i}x_{2j} \\ \sum_{i=1}^n x_{3i} & \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n x_{3i}x_{2j} & \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n x_{3i}x_{2j} & \sum_{i=1}^n x_{3i}^2 \end{pmatrix} \qquad X^ty=\begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n y_i \\ \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n y_i x_{1j} \\ \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n y_i x_{2j} \\ \sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n y_i x_{3j} \end{pmatrix}$$