Exercicis tipus test uni { Capítulo I, II, V

I. Introducció al model de regressió

I.3 Per a calcular les elasticitats entre les variables y, X_2 i X_3 en el model, $y_i = AX_{2i}^{\beta}X_{3i}^{\gamma}e^{u}$:

a) Pot estimar-se per MQO: $\log y_i = \log A + \beta \log X_{2i} + \gamma \log X_{3i} + u_i$. → log-log ✓

b) Hauria d'estimar-se per MQR: $\log y_i = \log A + \beta \log X_{2i} + \gamma \log X_{3i} + u_i$.

c) No pot utilitzar-se MQO ja que el model és no lineal.

d) Les elasticitats són equivalents a les estimacions MQO de $y_i = \alpha + \beta X_{2i} + \gamma X_{3i} + u_i$

Convocatòria Febrer-98

V. Hipòtesis del model de regressió múltiple

V.2 En el model de regressió bàsic, la matriu de variàncies i covariàncies dels estimadors del vector de paràmetres β (d'ordre kx1) es defineix com $var(\hat{\beta}) = \sigma_u^2 (X'X)^{-1}$. Indiqui quina de les següents afirmacions no és certa:

a) La matriu de variàncies i covariàncies es d'ordre kxk, situant-se les variàncies dels estimadors a la diagonal principal. ✓

b) La definició $var(\hat{\beta}) = \sigma_u^2 (X'X)^{-1}$ s'obté suposant que es compleix la següent hipòtesi en el terme de pertorbació: $E[uu'] = \sigma_u^2 I$. ✓ → $Var(u) = E(uu') = \sigma_u^2 I_N$

c) La matriu de variàncies i covariàncies és una matriu ~~a~~simètrica. F

d) La matriu de variàncies i covariàncies pot estimar-se de manera no esbiaixada mitjançant $\hat{\sigma}_u^2 (X'X)^{-1}$, on $\hat{\sigma}_u^2 = e'e/(N-k)$.

V.4 Quin dels següents models és intrínsecament no lineal?:

a) $y_i = \alpha + \beta X_i + \gamma X_i^2 + u_i$ → lineal

b) $y_i = \alpha + X_i^{\beta} + u_i$ → NO LINEAL

c) $\log y_i = \alpha + \beta \log X_i + u_i$ → lineal

d) $y_i = \alpha + \beta \left(\frac{1}{X_i}\right) + u_i$ → lineal

Convocatòria Febrer-98

V.7 ¿Quin dels següents models és intrínsecament no lineal respecte als paràmetres?:

a) $y_i = \beta_1 X_{2i}^{\beta_2} X_{3i}^{\beta_3} e^u$ → Intrisecament lineal ✓

b) $y_i = \dfrac{1}{\beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i}$ ✓

c) $y_i = \beta_1 + \beta_2 \left(\dfrac{X_{2i}}{X_{3i}} \right) + u_i$ ✓

✓ d) $y_i = \beta_1 + \beta_2 \left(\dfrac{X_{2i}}{\beta_3} \right) + u_i$ → NO LINEAL

NOTA: β_1, β_2, β_3 representen els paràmetres; y_i, X_{2i}, X_{3i} representen les variables.

V.14 En el model de regressió, $y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki} + u_i$ amb $u_i \approx N(0, \sigma_u^2)$; només una de les següents respostes és correcta:

$E(u_i) = 0$ → → $E(\hat{\beta}) = \beta$

a) $E(\hat{y}_i) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki}$

b) $E(y_i) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki} + \cancel{X_i}$

c) $\hat{y}_i = y_i + e_i$ → $\left\{ \begin{array}{l} e_i = y_i - \hat{y}_i \\ y_i = \hat{y}_i + e_i \end{array} \right.$

✓ d) $E(\hat{\beta}_j) = \beta_j \quad \forall j$

Convocatòria Febrer-99

V.15 A partir del model de regressió lineal múltiple, $y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki} + u_i$ amb $u_i \approx N(0, \sigma_u^2)$; llavors quina de les següents respostes no és correcta:

✓ a) $\text{var}(y_i) = \sigma_u^2 \quad \forall i$ → $Var(y_i) = Var(u_i) = \sigma_u^2$

✓ b) $E(y_i) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki}$

✓ c) $e_i = y_i - \hat{y}_i$

d) $\hat{\text{var}}(\hat{\beta}) = \hat{\sigma}_u^2 (X'X)^{-1}$

Convocatòria Febrer-99

Convocatòria Setembre-99

V.22 En un model de regressió múltiple que compleix totes les hipòtesis bàsiques:

✗ a) $\hat{\beta}_{MQO} \approx N\left[\cancel{0}, \sigma_u^2 (X'X)^{-1}\right]$ — $\hat{\beta}_{MCO} \simeq N(\beta, \sigma_u^2 (X'X)^{-1})$

✗ b) $\hat{\sigma}_u^2 = \dfrac{e'e}{N-k}$ és un estimador no esbiaixat de σ_u^2

c) $\sum_{i=1}^{N} e_i = 0$ ✓

Ideal

$\det(X'X) = |X'X| \neq 0$

$\not\to 0$

✗ d) $\det(X'X) \to 0$

↳ MULTICOL. ELEVADA

Convocatòria Setembre-99

Convocatòria Setembre-99

V.24 En el model de regressió lineal múltiple $y = X\beta + u$ on $u \approx N(0, \sigma_u^2 I)$, una de les següents respostes no és correcta:

$\to Var(u) = E(uu')$

$E(u) = 0$

a) $E(u) = 0.$ ✓

b) $E(uu') = \sigma_u^2 I$ $= Var(u)$ ✓

c) $\hat{\beta} \approx N\left(\beta, \sigma_u^2 (X'X)^{-1}\right)$ ✓

d) $e = y - E(y)$; on e és el residu MQO ✗

Convocatòria Febrer-00

$$\begin{cases} e = y - \hat{y} \\ u = y - E(y) \end{cases}$$

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i$$

$$E(y_i) = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

$$y_i - E(y_i) = u_i$$

$$y - E(y) = u$$

Convocatòria Setembre-99

V.23 D'entre les següents especificacions que es mostren a continuació, només una és lineal respecte als paràmetres i, en conseqüència, es pot estimar aplicant MQO

a) $y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i}^{\beta_3} + u_i$ ✗

b) $y_i = e^{\frac{1}{\beta_1 + \beta_2 X_{2i} + u_i}}$ ✓ $\longrightarrow \ln y_i = \ln e^{\frac{1}{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + u_i}} = \frac{1}{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + u_i}$

c) $y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 \left(\frac{X_{3i}}{\beta_{4i}}\right) + u_i$ ✗

d) $y_i = \beta_1 + \beta_2^{\beta_3} X_{2i} + u_i$ ✗

Convocatòria Setembre-99