

# Econometria II

## Part 1: Repàs del Model Lineal General

Riste Gjorgjiev  
[pareto.uab.es/~rgjorgjiev/econ\\_cat](http://pareto.uab.es/~rgjorgjiev/econ_cat)

Lorenzo Burlon  
[idea.uab.es/lburlon/teaching\\_econometria2.html](http://idea.uab.es/lburlon/teaching_econometria2.html)

Universitat Autònoma de Barcelona

# Breu repàs del Model Lineal General

## Notació

L'objectiu de l'econometria és investigar la relació lineal\* entre

- una variable econòmica  $Y_i$  (variable dependent)
- i  $k$  variables explicatives  $X_1, \dots, X_k$

Per tant tenim una mostra de grandor  $T$

A més, en el model hi ha un element aleatori  $u$  perquè l'equació lineal és una aproximació de la veritable per les raons:

- pot ser que haguem omès variables rellevants
- pot ser que hi hagi errors de mesura
- ...

# Notació

Es poden utilitzar uns tipus de notació

- $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$
- $Y_i = X_i' \beta + u_i$  o
- $Y = X\beta + u$ , on

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_T \end{pmatrix}_{T \times 1} \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_T \end{pmatrix}_{k \times 1} \quad u = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_T \end{pmatrix}_{T \times 1}$$

$$X = \begin{pmatrix} 1 & X_{21} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & \dots & X_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & X_{2T} & \dots & X_{kT} \end{pmatrix}_{T \times k}$$

## Supòsits del Model Lineal General

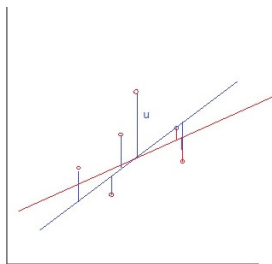
- 1 Les variables independents són fixes,  $E(X)=X$
- 2 Les variables independents no estan correlacionades,  $(X'X)^{-1}$  existeix
- 3 El valor mitjà de les pertorbacions és zero,  $E(u_i) = 0, \forall i$
- 4 La variància de les pertorbacions és constant,  $var(u_i) = \sigma^2$
- 5 No hi ha correlació entre les pertorbacions,  $cov(u_i, u_s) = 0$
- 6 Les pertorbacions segueixen la distribució normal,  $u_i \sim N(0, \sigma^2)$

Els incompliments dels supòsits 2, 4 i 5 es diuen: *Col·linealitat, homoscedasticitat i correlació*

# Minims Quadrats Ordinaris (MQO)

L'estimador MQO dels parametres  $\beta$  és el que minimitza la suma de les distàncies  $u^2$

En el cas  $k = 2$



Després un exemple, veurem unes propietats del MQO

## MQO amb Gretl

El fitxer MI.xls conté les dades sobre la mortalitat infantil (MI), PNB per càpita (PNBC) i la taxa d'analfabetisme de les dones (TAD).

Volem investigar l'influència de PNBC i TAD a la MI, utilitzant l'equació

$$MI = \beta_1 + \beta_2 PNBC + \beta_3 TAD + u_i$$

Aleshores, fem els següents passos:

- obrir Gretl
- introduir l'arxiu (archivo – > abrir datos – > importar – > excel)
- escollir fer un MQO (Modelo – > MQO)

Els resultats són

$$\widehat{MI} = \underset{(11.593)}{263.642} - \underset{(0.0020033)}{0.00564659} PNBC - \underset{(0.20995)}{2.23159} TAD$$

$$T = 64 \quad \bar{R}^2 = 0.6981 \quad F(2, 61) = 73.833 \quad \hat{\sigma} = 41.748$$

(1)

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1–64

Variable dependiente: MI

|                        | Coeficiente | Desv. Típica          | Estadístico $t$ | Valor $p$ |
|------------------------|-------------|-----------------------|-----------------|-----------|
| const                  | 263.642     | 11.5932               | 22.7411         | 0.0000    |
| PNBC                   | -0.00564659 | 0.00200326            | -2.8187         | 0.0065    |
| TAD                    | -2.23159    | 0.209947              | -10.6293        | 0.0000    |
| Media de la vble. dep. | 141.5000    | D.T. de la vble. dep. | 75.97807        |           |
| Suma de cuad. residuos | 106315.6    | D.T. de la regresión  | 41.74780        |           |
| $R^2$                  | 0.707665    | $R^2$ corregido       | 0.698081        |           |
| $F(2, 61)$             | 73.83254    | Valor $p$ (de $F$ )   | 5.12e-17        |           |
| Log-verosimilitud      | -328.1012   | Criterio de Akaike    | 662.2023        |           |
| Criterio de Schwarz    | 668.6790    | Hannan–Quinn          | 664.7538        |           |

## Uns resultats de la estimació per MQO

- $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$
- $E(\hat{\beta}) = \beta$  - sense biaix (quins supòsits necessitem)
- residus -  $\hat{u}_i = Y_i - \hat{Y}_i$
- $var(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$  però  $\hat{var}(\hat{\beta}) = \hat{\sigma}^2(X'X)^{-1}$
- $\hat{\beta} \sim N(\beta, var(\hat{\beta}))$
- $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{T-k}$
- Error estàndard  $ee(\hat{\beta}_j) = \sqrt{\hat{\sigma}^2(X'X)^{-1}_{jj}}$
- coeficient de determinació  $R^2 = 1 - \frac{SQR}{SQT} = \frac{SQE}{SQT}$
- prediccions -  $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki}$
- interpretació dels coeficients estimats



# Contrast d'Hipòtesis

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

- contrast d'una restricció lineal de dues cues

$$H_0 : \beta_i = \beta_{i0}$$

$$H_1 : \beta_i \neq \beta_{i0}$$

Per fer aquest contrast fem servir l'estadístic

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_{i0}}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} \sim t_{T-k}$$

Prenem la decisió de rebutjar o no a nivell  $\alpha$  utilitzant les valors crítiques de la distribució  $t_{T-k, \alpha/2}$

Si  $|t| > t_{T-k, \alpha/2}$  - rebutjem

Si no tenim el supòsit de perturbacions normals?  $t \approx N(0, 1)$

# Contrast d'Hipòtesis

- contrast d'una restricció lineal d'una cua

$$H_0 : \beta_i = \beta_{i0} \qquad H_0 : \beta_i = \beta_{i0}$$

$$H_1 : \beta_i > \beta_{i0} \qquad H_1 : \beta_i < \beta_{i0}$$

- Utilitzem el mateix estadístic  $t$ . Quina és la diferencia?

En el primer cas rebutjem si  $t > t_{T-k,\alpha}$  i en el segon  
si  $t < -t_{T-k,\alpha}$

També en els casos de restricció lineal d'una cua, si no sabem la  
distribució de  $u$ , aproximem la  $t$  amb la normal

En Gretl, on veiem els resultats de l'estadístic  $t$ ?

Tornem a l'exemple d'abans. Calculem l'estadistic  $t$  per la variable  $\beta_2$ . Hi ha dues maneres

- mirar-la directe del cuadro amb tots els resultats,  $t = -2.8187$
- calcular-la utilitzant la primera equació

$$t = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{ee(\hat{\beta}_2)} = \frac{-0.00564659}{0.0020033} = -2.818644$$

El valor crític de la distribució  $t$ , amb 5% de significació és

- 2.0 per contrast de dues cues
- 1.671 per contrast d'una cua

Llavors, rebutjem l'hipotesi

$$H_0 : \beta_2 = 0, \text{ v.s. } H_1 : \beta_2 \neq 0$$

## Contrast de significació global del model

Havent fet la estimació del model

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

és possible fer el següent contrast

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

Què vol dir aquest contrast? Quin estadístic utilitzem?

$$F = \frac{SQE/k-1}{SQR/T-k} = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(T-k)}$$

La distribució de  $F \sim F_{\alpha}(k-1, T-k)$

En el mateix exemple d'abans,

$$F = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(T-k)} = \frac{0.707665/(3-1)}{(1-0.707665)/(64-3)} = 73.8325$$

Però  $F_{5\%}(2, 60) = 3.15$

- Conclusió: rebutjem l'hipotesi  $H_0$

## Inferència en el model restringit

Utilitzant el model amb  $k$  regressors,

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

també podem fer inferència sobre més d'una restricció,

$$R\beta = r$$

Quines són les dimensions de  $R$  i  $r$ ?

L'estadístic que utilitzem per fer aquest d'inferència amb  $k$  restriccions és

$$F = \frac{(R\hat{\beta} - r)' [R(X'X)^{-1}R']^{-1} (R\hat{\beta} - r) / q}{SQR / (T - k)} \sim F_{q, T - k}$$

Tornem una altra vegada al mateix exemple per fer el següent contrast:

$$H_0 : \beta_3 - \beta_2 = -2$$

- Què hem de fer per utilitzar la formula d'abans?
- I amb Gretl?

L'estadístic  $F = 1.15214$  i el valor crític  $F_{5\%}(1, 61) = 252$

La conclusió sobre l' $H_0$ ?