EXAMEN SUSTITUTORIO DE ECONOMETRÍA I

ACHALMA MENDOZA, Elmer Edison.

1

$$y_i = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \mu_i$$

$$X'X = \begin{bmatrix} 10 & 0 \\ 0 & 20 \end{bmatrix}$$

$$X'y = \begin{bmatrix} 3 \\ 5 \end{bmatrix}$$

si: $\beta_1 = \beta_2$

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

Hacemos la inversa de la expresión $X'X$

$$(X'X)^{-1} = \begin{bmatrix} 0,1 & 0 \\ 0 & 0.05 \end{bmatrix}$$

Aplicando la expresión matricial para el cálculo de $\hat{\beta}$.

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 0,1 & 0 \\ 0 & 0.05 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 3 \\ 5 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 0,3 \\ 0,25 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,3 \\ 0,3 \end{bmatrix}$$

$\therefore$ $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = 0,3$

2.

$$y_t = 4 + 3.8D_{1t} + 12D_{2t} - 4D_{3t} + 0.5X_t + e_t$$

$D_{it} = 1$ para el trimestre i-ésimo y

$D_{it} = 0$ para el resto.

$D_{1t} = 0$ para 1980 – 1994

$D_{2t} = 1$ para 1995 - trimestre uno

$D_{3t} = 0$ para el resto

$\Rightarrow y_t = 4 + 12 + 0.5X_t$

$\therefore y_t = 16 + 0.5X_t$

4.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + u_{1i}$$

Siendo el modelo correcto

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + u_{2i}$$

MODELO 1

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + u_{1i}$$

$$\rightarrow \hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} \quad \ldots (i)$$

además el $e = Y_i - \hat{Y}_i$

$$\sum_{i=1}^{n} e^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y})^2 \quad \ldots (ii)$$

reemplazando (i) en (ii)

$$\sum_{i=1}^{n} e^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i})^2$$

MODELO 2

$$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + u_{2i}$$

$$\rightarrow \hat{Y}_i = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 X_{2i} + \hat{\alpha}_3 X_{3i} \quad \ldots (a)$$

además el $e = Y_i - \hat{Y}_i$

$$\sum_{i=1}^{n} e^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \quad \ldots (b)$$

reemplazando (a) en (b)

$$\sum_{i=1}^{n} e^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 X_{2i} - \hat{\alpha}_3 X_{3i})^2$$

la VARIANZA RESIDUAL se calcula con la siguiente fórmula.

$$S_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}{n-2}$$

Tenemos los siguientes casos:

CASO 1

$$S_{e_1}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i})^2}{n-2}$$

CASO 2

$$S_{e_2}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (Y_i - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 X_{2i} - \hat{\alpha}_3 X_{3i})^2}{n-2}$$

Se concluye que la VARIANZA RESIDUAL del primer modelo es mayor al del segundo modelo.

$$\therefore \quad S_{e_1}^2 > S_{e_2}^2$$

6

6a

PERIODO 1960 - 1990

$$Y = CP + CG + IB + X - M$$

$$IB = IP + IG + STOCK$$

$$CP = 4213.66 + 0,6517\,Y$$

$$IP = 2038,13 + 0,0342\,Y + 0,3943\,M$$

PERIODO 1991 - 2018

$$Y = CP + CG + IB + X - M$$

$$IB = IP + IG + STOCK$$

$$CP = 27028.19749 + 0.5220007\,Y$$

$$IP = 6795.1040 - 0.0368157177\,Y + 0,764769\,M$$

$$M = -131489.6023 + 43.7533.TI + 0,27917\,Y + 5,704889\,RIN$$

6b

Según los resultados obtenidos anteriormente, se puede observar que no todos los parámetros estructurales son estadísticamente significativos.

Por ejemplo:

- En el periodo 1960-1990, los parámetros de las variables PBIR, TI, RIN no son estadísticamente significativos, ya que son mayores a un nivel de significancia de 5%.
- En el periodo 1991-2018 los parámetros de las variables PBIR, TI, RIN no son ~~significativamente sta~~ estadísticamente significativos.

6c

$$CG = 2\%$$