Lección 8

${\it Marcos}$ Bujosa

2 de noviembre de $2023\,$

Índice

1.	Estimación restringida vía mínimos cuadrados restringidos y vía sustitución	2
	1.1. Código completo de la práctica GujaratiEx8-3.inp	3
2.	Test de Chow de cambio estructural	4
	2.1. Código completo de la práctica GujaratiSec8-8.inp	E

1. Estimación restringida vía mínimos cuadrados restringidos y vía sustitución

Guión: GujaratiEx8-3.inp

Cargue los datos Table_8.8.gdt de la pestaña del libro de Gujarati.

```
open Table_8.8.gdt
```

Estimación restringida Suponga que deseamos estimar el siguiente modelo en logaritmos proveniente de una función de Cobb-Douglas:

$$\ln Y = \beta_1 \mathbb{1} + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln L + U;$$

pero que deseamos imponer la restricción de rendimientos constantes a escala, es decir, $\beta_2 + \beta_3 = 1$. Veamos dos maneras equivalentes de proceder:

1. Transforme las variables en logaritmos

logs GDP Employ Capital

Estime por MCO el modelo sin restringir (guarde el el modelo como icono con el nombre U (unrestricted).

```
# modelo 1
U <- ols 1_GDP const 1_Employ 1_Capital</pre>
```

■ Imponga la restricción $\beta_2 + \beta_3 = 1$. Desde la ventana del modelo estimado sin restricciones siga los pasos *Contrastes ->Restricciones lineales* y teclee b[2]+b[3]=1 o bien, en un guión o la consola teclee

```
restrict
b[2]+b[3]=1
end restrict
```

Observe los coeficientes estimados resultantes tras imponer la restricción.

2. Defina las variables Capital/Employ y GDP/Employ y transforme las nuevas variables mediante logaritmos.

```
series CE = Capital/Employ
series GDPE = GDP/Employ
logs CE GDPE
```

• Estime por MCO el modelo

$$\ln Y = \beta_1 \mathbb{1} + \beta_2 \ln \frac{K}{L} + U$$

y compare los resultados anteriores (los del primer modelo tras imponer la restricción).

```
# modelo 2
R <- ols 1_GDPE const 1_CE</pre>
```

Contraste de la hipótesis Calcule el estadístico \mathcal{F} (en su formulación mediante sumas residuales de los modelos restringidos y sin restringir) y su p-valor para contrastar la hipótesis de rendimientos constantes a escala. ¿Rechaza la H_0 al 5 % de significación?

1.1. Código completo de la práctica GujaratiEx8-3.inp

```
open Table_8.8.gdt
logs GDP Employ Capital
# modelo 1
U <- ols 1_GDP const 1_Employ 1_Capital
restrict
b[2]+b[3]=1
end restrict
series CE = Capital/Employ
series GDPE = GDP/Employ
logs CE GDPE
# modelo 2
R <- ols 1_GDPE const 1_CE
/* contraste de la F mediante sumas residuales */
                                     # num. restriciones (solo una en este caso)
scalar r = 1
scalar f = U.$df*(R.$ess-U.$ess)/U.$ess/r
pvalue F r U.$df f
```

2. Test de Chow de cambio estructural

Guión: GujaratiSec8-8.inp

Cargue los datos Table_8.9.gdt de la pestaña del libro de Gujarati con datos para la economía americana del 1970 a 1995.

```
open Table_8.9.gdt
```

Considere el modelo:

$$Y = \beta_1 \mathbb{1} + \beta_2 X + U,$$

donde X es el ahorro de las familias e Y es la renta disponible.

En el año 1982 se produjo una importante crisis económica. Contraste si el modelo es idéntico para toda la muestra, o si se produjo un cambio estructural (use los periodos 1970–1981 y 1982–1995).

• Estime el modelo restringido (mismos betas para todo el periodo). Guarde la Suma de los Residuos al Cuadrado (SRC)

```
ModeloR <- ols SAVINGS 0 INCOME --quiet scalar sse_R = $ess
```

■ Estime dos modelos, uno para los 12 primeros datos y otro para los 14 siguientes. Guarde la Suma de los Residuos al Cuadrado (SRC) conjunta del modelo sin restringir.

• Calcule el estadístico del contraste de cambio estructural de Chow y su p-valor.

```
scalar sse_U = sse_U1+sse_U2
smpl full
scalar chowtest = ((sse_R-sse_U)/2)/(sse_U/($nobs-4))
pvalue F 2 $nobs-4 chowtest
```

• ¿Rechaza que el modelo es el mismo para todo el periodo? ¿o no?

2.1. Código completo de la práctica GujaratiSec8-8.inp