4.6. Ejercicio de aplicación

En este ejercicio se analizarán los contrastes de hipótesis y la construcción de intervalos y regiones de confianza para los parámetros de un modelo estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Para ello se plantea el siguiente ejemplo:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \quad \forall t = 1, 2, \dots, 60$$

Se utilizarán los datos del fichero aceite.gdt: consumo familiar mensual medio de aceite de oliva en litros (C), precio medio de compra del aceite de oliva en euros/litro (P), ingresos familiares mensuales medios en euros (RF) y precio medio de compra del aceite de girasol en euros/litro (PG).

```
? open "C:\Proyecto01\Aceite.gdt"
Leer fichero de datos C:\Proyecto01\Aceite.gdt
periodicidad: 1, máx.obs: 60
rango de observaciones: 1-60

Listando 7 variables:
  0) const    1) C        2) P        3) RF       4) PG
  5) PS       6) TF
```

4.6.1. Estimación MCO del modelo

- Estimación del modelo utilizando el comando **ols**:

```
? ols C const P RF PG --anova

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1-60
Variable dependiente: C

             Coeficiente   Desv. Típica   Estadístico t    Valor p
  ----------------------------------------------------------------
  const      11.9116       0.958136         12.43        9.67e-018 ***
  P          -3.85611      0.183205        -21.05        2.84e-028 ***
  RF          0.00788497   0.000454796      17.34        3.55e-024 ***
  PG         -0.305693     0.506005         -0.6041      0.5482

Media de la vble. dep.  10.15000   D.T. de la vble. dep.   1.493772
Suma de cuad. residuos  7.798423   D.T. de la regresión    0.373172
R-cuadrado              0.940764   R-cuadrado corregido    0.937591
F(3, 56)                296.4569   Valor p (de F)          2.52e-34
Log-verosimilitud      -23.92362   Criterio de Akaike      55.84724
Criterio de Schwarz     64.22462   Crit. de Hannan-Quinn   59.12409

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 4 (PG)

Análisis de Varianza:

                  Suma de cuadrados       gl  Media de cuadrados

  Regresión                 123.852        3             41.2839
  Residuo                   7.79842       56            0.139258
  Total                      131.65       59             2.23136

  R^2 = 123.852 / 131.65 = 0.940764
  F(3, 56) = 41.2839 / 0.139258 = 296.457 [Valor p 2.52e-034]
```

- Obtención del vector de estimadores y de su matriz de varianzas-covarianzas estimada utilizando álgebra matricial:

```
# Cálculo del vector de estimadores
? matrix X = {const, P, RF, PG}
Se ha generado la matriz X

? matrix Y = {C}
Se ha generado la matriz Y

? matrix b = inv(X'X) * (X'Y)
Se ha generado la matriz b

# Cálculo del estimador de la varianza de la perturbación
? genr s2 = (Y'Y - b'*X'*Y) /  (60-3-1)
Se ha generado el escalar s2 = 0.139258
```

```
# Cálculo de la matriz de varianzas-covarianzas de los estimadores
? matrix Vb = s2 * inv(X'X)
Se ha generado la matriz Vb

? print b Vb
b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569

Vb (4 x 4)
     0.91802      -0.11592  -0.00030589      -0.33910
    -0.11592      0.033564  1.3686e-005      0.018695
 -0.00030589   1.3686e-005  2.0684e-007   6.1112e-005
    -0.33910      0.018695  6.1112e-005       0.25604
```

4.6.2. Contrastes de nulidad individual

4.6.2.1. Contrastes de nulidad individual utilizando del estadístico t

$H_0: \beta_i = 0$
$H_1: \beta_i \neq 0$

Si H_0 es cierta $\Rightarrow t_i = \dfrac{b_i}{S_{b_i}} \xrightarrow{sd} t^{T-K-1}$

El estadístico t_i se utiliza para el contraste de nulidad individual de los parámetros y se calcula como el cociente entre el estimador del parámetro cuya nulidad se contrasta y el estimador de su desviación típica:

```
? genr t0=b[1]/sqrt(Vb[1,1])
Se ha generado el escalar t0 = 12.4321

? genr t1=b[2]/sqrt(Vb[2,2])
Se ha generado el escalar t1 = -21.0481

? genr t2=b[3]/sqrt(Vb[3,3])
Se ha generado el escalar t2 = 17.3374

? genr t3=b[4]/sqrt(Vb[4,4])
Se ha generado el escalar t3 = -0.604129
```

Compruébese que estos estadísticos están disponible en la columna "Estadístico t" de salida estándar del comando ***ols*** *con su p-valor asociado.*

Interpretación de los contrastes de nulidad individual atendiendo a las tres alternativas señaladas:

1. El p-valor indica el menor nivel de significación al cuál se rechaza la hipótesis nula.

```
# Pvalores dos colas
? genr pvt0 = 2*pvalue(t,56,abs(t0))
Se ha generado el escalar pvt0 = 9.6678e-018

? genr pvt1 = 2*pvalue(t,56,abs(t1))
Se ha generado el escalar pvt1 = 2.83627e-028

? genr pvt2 = 2*pvalue(t,56,abs(t2))
Se ha generado el escalar pvt2 = 3.55102e-024

? genr pvt3 = 2*pvalue(t,56,abs(t3))
Se ha generado el escalar pvt3 = 0.548197
```

Si se observa el p-valor de los estadísticos t, este es cero para t_0, t_1 y t_2, es decir, la probabilidad observada de rechazar la hipótesis nula siendo cierta es cero, esto indica que se rechaza la hipótesis nula para cualquier nivel de significación. Para t_3 el p-valor es 0.5482, es decir, la probabilidad observada de rechazar la hipótesis nula siendo cierta es del 54,82%, por tanto, se aceptará la hipótesis nula para cualquier nivel de significación igual o inferior al 54,82% y se rechazará para un nivel de significación superior.

2. Si se fija un nivel de significación α, se rechaza la hipótesis de nulidad para los parámetros cuyo p-valor sea inferior a dicho nivel de significación y no se rechaza para los parámetros cuyo p-valor sea igual o superior.

   Lo primero es fijar el nivel de significación, siendo lo más habitual trabajar con un nivel de significación del 5% (α=0.05) o, lo que es equivalente, trabajar con un nivel de confianza del 95% (1-α=0.95).

   En este caso, para un nivel de significación del 5% se rechaza la hipótesis de nulidad para los parámetros β_0, β_1 y β_2 y no se rechaza para el parámetro β_3.

3. Una vez fijado el nivel de significación se puede buscar el valor crítico de la distribución t que deja a su derecha una cola igual a $\alpha/2$, por lo que la regla de decisión sería rechazar $H_0: \beta_i = 0$ si $|t_i| > t_{\alpha/2}^{T-K-1}$ y aceptarla en caso contrario.

```
# Valor crítico dos colas
? genr vct= critical(t,56,0.025)
Se ha generado el escalar vct = 2.00324
```

   Para un nivel de significación del 5%, el valor crítico de una t de Student con 56 grados de libertad es 2.00324. Se rechaza la hipótesis de nulidad para los parámetros β_0, β_1 y β_2, dado que sus t-ratios en valor absoluto son superiores al valor crítico ($|t_0| = 12.43$, $|t_1| = 21.05$, $|t_2| = 17.34$) y, se acepta la nulidad del parámetro β_3, dado que su t-ratio en valor absoluto es inferior al valor crítico ($|t_3| = 0.6041$). Por lo tanto, se llega a la misma conclusión que utilizando el p-valor.

De los resultados obtenidos se puede concluir que para un nivel de significación del 5% y dadas las demás variables explicativas incluidas en el modelo:

1. El precio medio de compra del aceite de oliva en euros/litro (P) tiene un efecto individual estadísticamente significativo sobre el consumo familiar mensual medio de aceite de oliva en litros (C).

2. Los ingresos familiares mensuales medios en euros (RF) tienen un efecto individual estadísticamente significativo para la explicación del consumo familiar mensual medio de aceite de oliva en litros (C).

3. El precio medio de compra del aceite de girasol en euros/litro (PG) no tiene un efecto individual estadísticamente significativo sobre el el consumo familiar mensual medio de aceite de oliva en litros (C).

Esta prueba de hipótesis consistente en la contrastación de la nulidad individual para los parámetros del modelo está relacionada con los intervalos de confianza, como se verá en un epígrafe posterior.

4.6.2.2. Contrastes de nulidad individual a través del comando restrict

Aún cuando en el comando **restrict** intervenga una única restricción, Gretl proporciona el estadístico **F**. El usuario debe recordar la equivalencia entre ambos estadísticos: el estadístico **t** es la raíz cuadrada del estadístico **F** con el signo del estimador del parámetro.

- Contraste de nulidad individual para β_0

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[const] = 0
? end restrict

Restricción:
```

```
 b[const] = 0

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 154.556, con valor p = 9.6678e-018

? genr FI0=t0^2
Se ha generado el escalar FI0 = 154.556
```

- Contraste de nulidad individual para β_1

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[P] = 0
? end restrict

Restricción:
 b[P] = 0

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 443.021, con valor p = 2.83627e-028

? genr FI1=t1^2
Se ha generado el escalar FI1 = 443.021
```

- Contraste de nulidad individual para β_2

```
# Contrastes de nulidad del parámetro que acompaña a la variable RF
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[RF] = 0
? end restrict

Restricción:
 b[RF] = 0

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 300.584, con valor p = 3.55102e-024

? genr FI2=t2^2
Se ha generado el escalar FI2 = 300.584
```

- Contraste de nulidad individual para β_3

```
# Contrastes de nulidad del parámetro que acompaña a la variable PG
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[PG] = 0
? end restrict
Restricción:
 b[PG] = 0

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 0.364972, con valor p = 0.548197

? genr FI3=t3^2
Se ha generado el escalar FI3 = 0.364972
```

Tabla 4-1. Resumen estadísticos contraste nulidad individual.

	t	**F**	**W**
const	12.43	99.922	154.556
P	-21.50	-42.231	443.021
RF	17.34	0.0069739	300.584
PG	-0.6041	-13193	0.364972

En la **Tabla 4-1** se recoge el valor de los estadísticos **t**, **F** y **W** para todos los parámetros del modelo. Los cuadrados de las ratios t coinciden con la versión F ($F_i = t_i^2$) y, en este caso, al intervenir una única restricción en el contraste (q=1), la versión chi-cuadrado coincide numéricamente con la versión F ($W_i = F_i$).

4.6.3. Contraste de nulidad conjunta para todos los parámetros del modelo

$$\begin{array}{l} H_0: \beta = 0_{(K+1)x1} \\ H_1: \beta \neq 0_{(K+1)x1} \end{array} \Rightarrow \begin{array}{l} H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_K = 0 \\ H_1: alguno\ ó\ todos \qquad \neq 0 \end{array}$$

Si H_0 es cierta $\Longrightarrow F_1 = \dfrac{\dfrac{Q_1}{K+1}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \dfrac{\dfrac{b'X'Y}{K+1}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} \xrightarrow{sd} F^{K+1}_{T-K-1}$

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[const] = 0
? b[P] = 0
? b[RF] = 0
? b[PG] = 0
? end restrict

Conjunto de restricciones
 1: b[const] = 0
 2: b[P] = 0
 3: b[RF] = 0
 4: b[PG] = 0

Estadístico de contraste: F(4, 56) = 11319.3, con valor p = 1.07515e-080
```

Compruébese que este estadístico está disponible en la salida estándar del comando ***ols*** *de un modelo formulado sin ordenada en el origen.*

Las tres posibilidades de interpretación de este contraste son:

1. Como el p-valor es nulo, se rechaza la hipótesis nula para cualquier nivel de significación.
2. Para un nivel de significación del 5%, dado que el p-valor es menor que dicho nivel, se rechaza la hipótesis nula.
3. Si se utiliza el valor crítico, la regla de decisión será, si $F_1 > F^{K+1}_{T-K-1}(\alpha)$ $\Rightarrow$ se rechaza $H_0{:}\,\beta = 0$ y se acepta en caso contrario.

```
# Valor crítico
? genr vcF1 = critical(F,4,56,0.05)
Se ha generado el escalar vcF1 = 2.53658
```

   Para un nivel de significación del 5%, el valor crítico de una F de Snedecor con 4 grados de libertad en el numerador y 56 grados de libertad en el denominador es 2.53658. Dado que el valor del estadístico F (11319.3) supera dicho valor crítico, se rechaza la hipótesis nula.

   $F_1 = 11319.3 > F^{K+1}_{T-K-1}(0.05) = F^4_{56}(0.05) = 2.53658$

   En este caso, la versión chi-cuadrado de este estadístico podría calcularse multiplicando por 4 la versión F, puesto que 4 es el número de restricciones[38].

Por lo tanto, se rechaza la hipótesis de nulidad conjunta de todos los parámetros del modelo, es decir, conjuntamente los regresores son estadísticamente significativos para la explicación del regresando.

4.6.4. Contraste de nulidad conjunta para los parámetros que acompañan a las variables explicativas del modelo

$$\begin{matrix} H_0{:}\,\underline{\beta} = 0 \\ H_1{:}\,\underline{\beta} \neq 0 \end{matrix} \quad \Longrightarrow \quad \begin{matrix} H_0{:}\,\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_K = 0 \\ H_1{:}\,alguno\ ó\ todos \quad \neq 0 \end{matrix}$$

Si H_0 es cierta $\Longrightarrow F_2 = \dfrac{\dfrac{Q_2}{K}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \dfrac{\dfrac{b'M_{XY}}{K}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \dfrac{\dfrac{SCR}{K}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \dfrac{\dfrac{R^2}{K}}{\dfrac{1-R^2}{T-K-1}} \xrightarrow{sd} F^K_{T-K-1}$

[38] Debe recordarse que la versión t, sólo se calcula cuando en el contraste interviene una única restricción.

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[P] = 0
? b[RF] = 0
? b[PG] = 0
? end restrict

Conjunto de restricciones
 1: b[P] = 0
 2: b[RF] = 0
 3: b[PG] = 0

Estadístico de contraste: F(3, 56) = 296.457, con valor p = 2.51999e-034

? genr F2 = $Fstat
Se ha generado el escalar F2 = 296.457
```

Compruébese que este estadístico está disponible en la salida estándar del comando ***ols*** *de un modelo formulado con ordenada en el origen y en la tabla ANOVA con su p-valor asociado.*

Las tres posibilidades de interpretación de este contraste son:

1. El p-valor es nulo, por lo que se rechaza la hipótesis nula para cualquier nivel de significación.
2. Para un nivel de significación del 5%, dado que el p-valor es menor que dicho nivel, se rechaza la hipótesis nula.
3. Si se utiliza el valor crítico la regla de decisión será, si $F_2 > F_{T-K-1}^{K}(\alpha) \Rightarrow$ se rechaza $H_0: \underline{\beta} = 0$ y se acepta en caso contrario.

   ```
   Valor crítico
   ? genr vcF2 = critical(F,3,56,0.05)
   Se ha generado el escalar vcF2 = 2.76943
   ```

   Para un nivel de significación del 5%, el valor crítico de una F de Snedecor con 3 grados de libertad en el numerador y 56 grados de libertad en el denominador es 2.76943. Dado que el valor del estadístico F (296.457) supera dicho valor crítico, se rechaza la hipótesis nula.

   $F_2 = 296.457 > F_{T-K-1}^{K}(0.05) = F_{56}^{3}(0.05) = 2.765943$

Por lo tanto, se rechaza la hipótesis de nulidad conjunta de los parámetros que acompañan a las variables explicativas del modelo, es decir, se acepta que conjuntamente las variables explicativas son estadísticamente significativas para la explicación del regresando.

A esta prueba también se le denomina **contraste de significación global** del modelo econométrico. La justificación para dicha denominación se basa en que cuando el coeficiente de determinación es nulo, el estadístico F será nulo y a medida que aumenta el coeficiente de determinación (R^2), aumenta el estadístico F, hasta que en el límite, cuando R^2 sea uno F será infinito.

Por tanto, se acepta que el modelo es globalmente válido, lo que equivale a que tiene un elevado R^2 (0.940764)[39].

4.6.5. Contraste de nulidad conjunta para un subconjunto paramétrico

$$\begin{matrix} H_0: \beta_{sub} = 0 \\ H_1: \beta_{sub} \neq 0 \end{matrix} \quad \Rightarrow \quad \begin{matrix} H_0: \beta_{h+1} = \beta_{h+2} = \cdots = \beta_K = 0 \\ H_1: alguno\ ó\ todos \qquad \neq 0 \end{matrix}$$

[39] Debe de tenerse en cuenta que, por razones obvias, este contraste sólo está justificado cuando el modelo está formulado con ordenada en el origen.

Si H_0 es cierta $\Rightarrow F_3 = \dfrac{\dfrac{Q_3}{K-h}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \dfrac{\dfrac{\Delta SCR}{K-h}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \dfrac{\dfrac{SCE_1 - SCE}{K-h}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} \xrightarrow{sd} F_{T-K-1}^{K-h}$

donde:

SCE = SCE obtenida de la estimación del *modelo sin restringir*, es decir, con todas las variables explicativas $Y/X_0, X_1, X_2, \dots, X_h, X_{h+1}, X_{h+2}, \dots, X_K$

SCE_1 = SCE obtenida de la estimación del *modelo restringido*, es decir, con las variables explicativas excluidas del contraste $Y/X_0, X_1, X_2, \dots, X_h$.

K = nº de variables explicativas del modelo.

h = nº de variables explicativas excluidas del contraste.

K-h = nº de variables explicativas incluidas en el contraste.

En este caso, la hipótesis nula es $H_0: \begin{pmatrix}\beta_1\\ \beta_2\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}0\\0\end{pmatrix}$ frente a su alternativa $H_1: \begin{pmatrix}\beta_1\\ \beta_2\end{pmatrix} \neq \begin{pmatrix}0\\0\end{pmatrix}$.

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[P] = 0
? b[RF] = 0
? end restrict

Conjunto de restricciones
 1: b[P] = 0
 2: b[RF] = 0

Estadístico de contraste: F(2, 56) = 443.712, con valor p = 4.54448e-035
```

Las tres posibilidades de interpretación de este contraste son:

1. Se rechaza la hipótesis nula para cualquier nivel de significación, dado que el p-valor asociado al estadístico de prueba es cero.
2. Para un nivel de significación del 5%, dado que el p-valor es menor a dicho nivel, se rechaza la hipótesis nula.
3. Si se utiliza el valor crítico, la regla de decisión será, si $F_3 > F_{T-K-1}^{K-h}(\alpha) \Rightarrow$ se rechaza $H_0: \beta_{sub} = 0$ y se acepta en caso contrario.

```
# Valor crítico
? genr vcF3 = critical(F,2,56,0.05)
Se ha generado el escalar vcF3 = 3.16186
```

Como $F_3 = 443.712 > F_{56}^{2}(0.05) = 3.16186$, se rechaza la hipótesis nula.

Por lo tanto, se rechaza la hipótesis de nulidad conjunta para los parámetros que acompañan a las variables P y RF, es decir, dada la inclusión en el modelo de PG como variable explicativa, se acepta que conjuntamente las variables P y RF tienen un efecto estadísticamente significativo sobre el regresando.

4.6.6. Contraste de nulidad para una combinación lineal

$H_0: \pi = 0$
$H_1: \pi \neq 0$

Si H_0 es cierta $\Rightarrow t = \dfrac{p}{S_p} \xrightarrow{sd} t^{T-K-1}$ donde $p = R'b$ y $S_p^2 = R'\hat{V}(b)\,R$

En este caso, el contraste propuesto es:

$$\begin{matrix} H_0: \beta_1 = \beta_3 \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_3 \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} H_0: \beta_1 - \beta_3 = 0 \\ H_1: \beta_1 - \beta_3 \neq 0 \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} H_0: \pi = 0 \\ H_1: \pi \neq 0 \end{matrix}$$

```
? matrix p = b[2] - b[4]
Se ha generado la matriz p

? matrix s2p = Vb[2,2] + Vb[4,4] - 2*Vb[2,4]
Se ha generado la matriz s2p

? matrix tp = p / sqrt(s2p)
Se ha generado la matriz tp

? print b Vb p s2p tp
b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569

Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

p (1 x 1)
     -3.5504

s2p (1 x 1)
     0.25222

tp (1 x 1)
     -7.0696

# P-valor
? genr pvtp = pvalue(t,56,abs(tp[1,1]))
Se ha generado el escalar pvtp = 1.32795e-009

# Valor critico
? genr vct = critical(t,56,0.025)
Se ha generado el escalar vct = 2.00324
```

Se puede comprobar fácilmente que, en este caso, dado que $R = (0 \quad 1 \quad 0 \quad -1)$, el estimador de la combinación lineal viene dado por $p = b_1 - b_3$ y el de su desviación típica estimada, por $S_p = \sqrt{S_{b_1}^2 + S_{b_3}^2 - 2S_{b_1 b_3}}$.

Las tres posibilidades de interpretación de este contraste son:

1. Al ser nulo el p-valor, se rechaza esta hipótesis para cualquier nivel de significación
2. Para un nivel de significación del 5%, dado que el p-valor es menor a dicho nivel, se rechaza la hipótesis nula.
3. Si se utiliza el valor crítico, la regla de decisión será, si $|t| > t_{\alpha/2}^{T-K-1} \Rightarrow$ se rechaza $H_0: \pi = 0$ y se acepta en caso contrario.

   Como el valor absoluto del estadístico t de la combinación lineal (7.0696) supera al valor crítico correspondiente $\left(t_{\alpha/2}^{T-K-1} = t_{0.025}^{56} = 2.00324\right)$, se rechaza la hipótesis de igualdad para los parámetros que acompañan a las variables P y PG, lo que implica que dada la inclusión en el modelo de la variable RF, las variables P y PG no ejercen la misma influencia para la explicación del regresando.

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[P]- b[PG] = 0
? end restrict
```

```
Restricción:
 b[P] - b[PG] = 0

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 49.9789, con valor p = 2.6559e-009

? genr F = tp^2
Se ha generado el escalar F = 49.9789
```

4.6.7. Intervalos de confianza

Un intervalo de confianza es un rango de valores construido de tal manera que dentro de sus límites está el verdadero valor del parámetro. La probabilidad de construir un intervalo que contenga el verdadero valor del parámetro es igual al nivel de confianza.

$\beta_i \in \left(b_i \pm t_{\alpha/2}^{T-K-1} S_{b_i}\right)$

Para calcular intervalos de confianza es necesario conocer:

1. Los estimadores de los parámetros (b_i).
2. Las desviaciones típicas estimadas de los estimadores de los parámetros $\left(S_{b_i}\right)$.
3. Los grados de libertad del modelo estimado[40].
4. El nivel de significación α.
5. El valor crítico correspondiente de la distribución t de Student $\left(t_{\alpha/2}^{T-K-1}\right)$.

- Intervalos de confianza para un nivel de significación del 5%

```
? ols C const P RF PG --quiet

# Vector de las desviaciones estándar de los estimadores de los parámetros
? matrix sb = diag(sqrt(Vb))
Se ha generado la matriz sb

# Valor crítico de una t(56) para un nivel de significación del 5% = 2.00324

# Cálculo del limite inferior
? genr liminf5 = b-sb*2.00324
Se ha generado la matriz liminf5

# Cálculo del limite inferior
? genr limsup5 = b+sb*2.00324
Se ha generado la matriz limsup5

# Intervalo de confianza para un nivel de significación del 5%
? print liminf5 limsup5
liminf5 (4 x 1)

      9.9922
     -4.2231
   0.0069739
     -1.3193

limsup5 (4 x 1)

      13.831
     -3.4891
   0.0087960
     0.70796
```

- Intervalos de confianza para un nivel de significación del 10%

```
# Valor crítico de una t(56) para un nivel de significación del 10% = 1.67252
```

[40] Los grados de libertad serán (T-K-1) si el modelo está formulado con ordenada en el origen y (T-K) si el modelo está formulado sin ordenada en el origen.

```
# Cálculo del limite inferior
? genr liminf10 = b-sb*1.67252
Se ha generado la matriz liminf10

# Cálculo del limite superior
? genr limsup10 = b+sb*1.67252
Se ha generado la matriz limsup10

# Intervalo de confianza para un nivel de significación del 10%
? print liminf10 limsup10
liminf10 (4 x 1)

      10.309
     -4.1625
   0.0071243
     -1.1520

limsup10 (4 x 1)

      13.514
     -3.5497
   0.0086456
     0.54061
```

- Intervalos de confianza para un nivel de significación del 1%

```
# Valor crítico de una t(56) para un nivel de significación del 1% = 2.66651

# Cálculo del limite inferior
? genr liminf1 = b-sb*2.66651
Se ha generado la matriz liminf1

# Cálculo del limite superior
? genr limsup1 = b+sb*2.66651
Se ha generado la matriz limsup1

# Intervalo de confianza para un nivel de significación del 1%
? print b liminf1 limsup1
liminf1 (4 x 1)

      9.3567
     -4.3446
   0.0066722
     -1.6550

limsup1 (4 x 1)

      14.466
     -3.3676
   0.0090977
      1.0436
```

En la **Tabla 4-2** se recogen los intervalos de confianza para todos los parámetros del modelo para los niveles de significación utilizados.

Tabla 4-2. Resumen intervalos de confianza.

	b	Límite inferior	Límite superior
IC 5%	11.912	9.9922	13.831
	-3.8561	-4.2231	-3.4891
	0.0078850	0.0069739	0.0087960
	-0.30569	-1.3193	0.70796
IC 10%	11.912	10.309	13.514
	-3.8561	-4.1625	-3.5497

	0.0078850	0.0071243	0.0086456
	-0.30569	-1.1520	0.54061
IC 1%	11.912	93.567	14.466
	-3.8561	-4.3446	-3.3676
	0.0078850	0.0066722	0.0090977
	-0.30569	-1.6550	1.0436

Como se puede ver en la Ilustración 4-1, el intervalo de confianza del 95% para la ordenada en el origen es $(9.9922, 13.831)$, lo que significa que si se seleccionan 100 muestras de tamaño 60 y se construyen 100 intervalos de confianza, se espera que 95 de ellos contengan el verdadero valor del parámetro. Dado que el valor cero, no pertenece a este intervalo, se puede rechazar la hipótesis nula $\beta_0 = 0$ con una confianza del 95%.

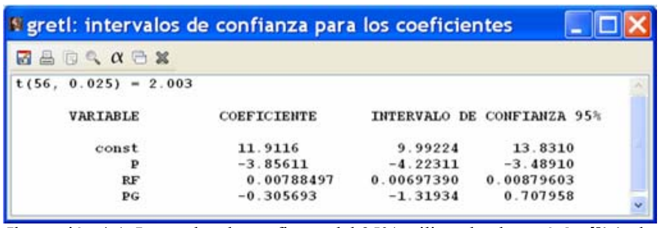

Ilustración 4-1. Intervalos de confianza del 95% utilizando el menú **Análisis** de la **Ventana Modelo**.

El intervalo de confianza del 95% para el coeficiente de la variable P es $(-4.2231, -3.4891)$. Por tanto, dado que el valor cero no pertenece a este intervalo, se puede rechazar la hipótesis nula $\beta_1 = 0$ con una confianza del 95%.

Siendo $(0.0069739,\ 0.0087960)$ el intervalo de confianza del 95% para el coeficiente de la variable RF, como en él no aparece el cero, se concluye rechazando la nulidad del parámetro β_2.

El intervalo de confianza del 95% para el coeficiente de la variable PG es $(1.3193,\ 0.70796)$, intervalo que contiene el cero y, por tanto, se acepta la nulidad del parámetro β_3.

Aceptar una hipótesis no significa necesariamente que dicha hipótesis sea cierta, en algunos casos, puede ocurrir que se tenga una gran incertidumbre sobre el verdadero valor del parámetro y, en dicha situación, la aceptación sólo significa, que con la información de la que se dispone no se tienen elementos de juicio suficientes para rechazar dicha hipótesis.

Se puede concluir que, para los niveles de significación del 1%, 5% y10% se acepta la hipótesis de nulidad individual sólo para el parámetro β_3, puesto que su intervalo de confianza es el único que contiene el cero.

A pesar de que en esta versión de Gretl no está disponible ningún comando para la construcción de intervalos de confianza, se puede acceder a la ventana **intervalos de confianza para los coeficientes** a través del menú **Análisis** de la **Ventana Modelo**, en la que Gretl proporciona los intervalos de confianza para un nivel de significación del 5%. Debe observarse que Gretl recuerda el valor crítico y los coeficientes estimados que se han utilizado para dichos cálculos (ver Ilustración 4-1).

4.6.8. Regiones de confianza

Mientras que un intervalo de confianza es un rango de valores para un coeficiente y se construye a partir de un estadístico **t**, una región de confianza es un rango de valores para varios coeficientes simultáneamente y se construye a partir del correspondiente estadístico **F**.

A pesar de que en esta versión de Gretl no está disponible ningún comando para la construcción de regiones de confianza, se debe recordar que se puede acceder a regiones de confianza bidimensionales (elipses) a través de la opción **elipse de confianza** del menú **Análisis** de la **Ventana Modelo**.

La región de confianza más sencilla es la referida a dos coeficientes, se trata de una elipse cuyo centro es el estimador MCO. Al igual que ocurre en los intervalos de confianza para un solo coeficiente, las dimensiones de la elipse dependen directamente de las varianzas estimadas de los estimadores de los coeficientes: a mayor varianza, mayor será la elipse y viceversa. La inclinación de la elipse depende de

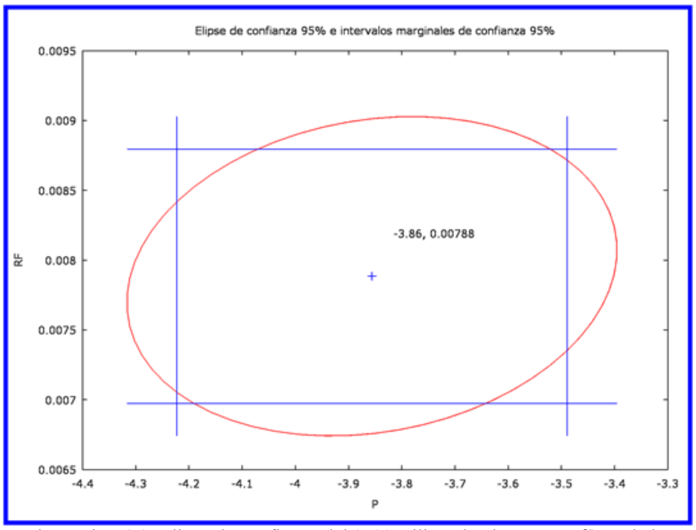

Ilustración 4-2. Elipse de confianza del 95% utilizando el menú **Análisis** de la **Ventana Modelo**.

la covarianza entre los dos coeficientes estimados: la elipse asciende de izquierda a derecha si tal covarianza es positiva, descendiendo en caso contrario.

De forma análoga al intervalo de confianza, la región de confianza se puede utilizar para efectuar contrastes de hipótesis, sin más que examinar si el punto establecido en dicha hipótesis se encuentra dentro o fuera de la región de confianza. Si dicho punto está dentro, se acepta la hipótesis nula y si está fuera se rechaza. En este caso, el punto (0,0) no pertenece a la elipse y, por tanto, se rechaza la hipótesis nula.

Además, Gretl permite comparar la región de confianza bidimensional con los intervalos de confianza individuales, para lo cual traza dos líneas paralelas a cada eje que pasan por los límites de los intervalos individuales.

Con ello queda claro que la región de confianza conjunta no es necesariamente la intersección de los intervalos de confianza individuales y, por tanto, los contrastes individuales y conjuntos son independientes. Es decir, se puede aceptar la nulidad de los parámetros a nivel individual y no a nivel conjunto, a la inversa, etc. En este caso no existen puntos que pertenezcan a la región de confianza sin pertenecer al menos a uno de los intervalos de confianza individuales (véase Ilustración 4-2), siendo ello sintomático de que las variables P y RF son ortogonales o están muy cerca de la ortogonalidad (el

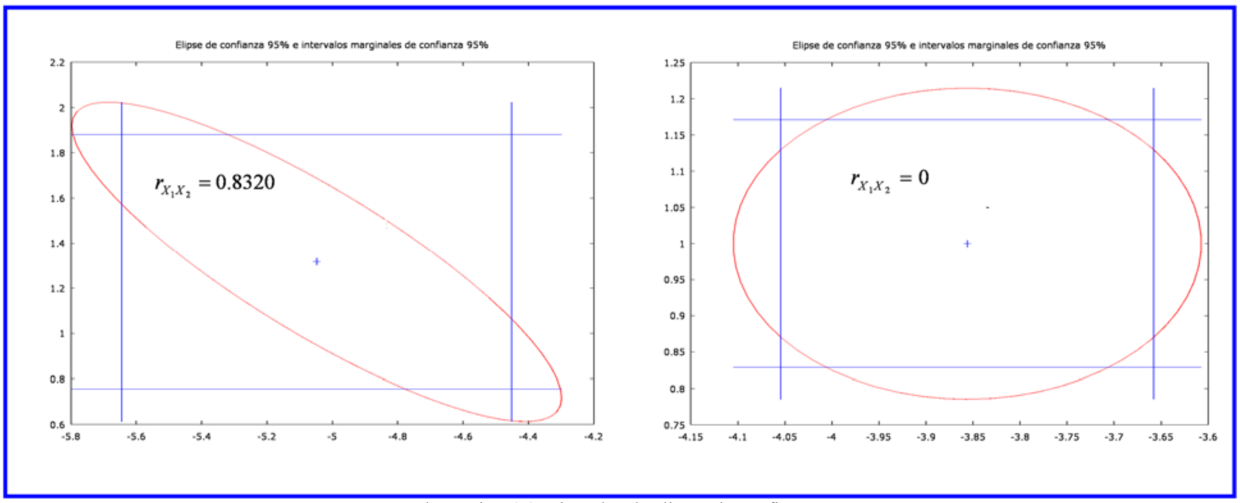

Ilustración 4-3. Ejemplos de elipses de confianza.

grado de correlación entre ambas variables es -0.1172).

```
# Cálculo coeficiente de correlación entre P y RF
? genr corPRF = corr(P,RF)
Se ha generado el escalar corPRF = -0.117228
```

En la parte derecha de la Ilustración 4-3, se puede ver una elipse de confianza para dos parámetros de variables altamente colineales y en la parte izquierda, para dos parámetros de variables ortogonales. En el primer caso, hay puntos de la elipse que no pertenecen a ninguno de los intervalos individuales mientras que en el segundo caso, todos los puntos de la elipse pertenecen al menos a un intervalo individual.

4.6.9. Contrastes de hipótesis utilizando la matriz de restricciones lineales (R)

Para calcular el estadístico **F** a partir de la fórmula genérica es necesario conocer:

1. El vector de estimadores.
2. El estimador de la varianza de la perturbación.
3. La inversa de la matriz de productos cruzados de los regresores.

O bien, el vector de estimadores y la matriz de varianzas-covarianzas estimada de los estimadores.

$$F = \frac{\dfrac{(Rb-r)'[R(X'X)^{-1}R']^{-1}\big((Rb-r)\big)}{q}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \frac{(Rb-r)'\big[R\hat{V}(b)R'\big]^{-1}\big((Rb-r)\big)}{q}$$

- Contraste de nulidad individual para β_0

$$\begin{matrix} H_0\colon \beta_0 = 0 \\ H_1\colon \beta_0 \neq 0 \end{matrix} \quad \Longrightarrow F = \frac{b_0{}'\big[S^2_{b_0}\big]^{-1} b_0}{1} = \frac{b_0^2}{S^2_{b_0}} = t_0^2$$

```
? ols C const P RF PG --quiet
? matrix XTXI = inv(X'X)
Se ha generado la matriz XTXI
```

En este caso, la matriz R es un vector fila de 4 columnas con un uno en el lugar correspondiente al parámetro β_0 (parámetro cuya nulidad se contrasta) y el resto de sus elementos nulos, por lo que el producto Rb selecciona el elemento b_0 del vector b:

```
? matrix R0 = {1, 0, 0, 0}
Se ha generado la matriz R0

? genr q0 = 1
Se ha generado el escalar q0 = 1

? matrix R0b = R0*b
Se ha generado la matriz R0b

? print R0 b R0b
R0 (1 x 4)
  1   0   0   0

b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569

R0b (1 x 1)
      11.912
```

r es un escalar y es igual a cero, dado que es el valor que se establece para la restricción en la hipótesis nula:

```
? matrix r0 = 0
Se ha generado la matriz r0
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ selecciona el primer elemento de la diagonal principal de la inversa de $X'X$:

```
? matrix R0XTXI = R0*XTXI*R0'
Se ha generado la matriz R0XTXI

? print XTXI R0XTXI
```

```
XTXI (4 x 4)
       6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
     -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
   -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
      -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386

R0XTXI (1 x 1)
       6.5923
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ selecciona el primer elemento de la diagonal principal de $\hat{V}(b)$:

```
? matrix R0Vb = R0*Vb*R0'
Se ha generado la matriz R0Vb

? print Vb R0Vb
Vb (4 x 4)
      0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
     -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
  -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
     -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

R0Vb (1 x 1)
      0.91802
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fb0c1 = (R0b' * inv(R0XTXI) * R0b) / s2
Se ha generado la matriz Fb0c1

? matrix Fb0c2 = R0b' * inv(R0Vb) * R0b
Se ha generado la matriz Fb0c2

? print Fb0c1 Fb0c2
Fb0c1 (1 x 1)
       154.56

Fb0c2 (1 x 1)
       154.56
```

- Contraste de nulidad individual para β₁

$$\begin{matrix} H_0\colon \beta_1 = 0 \\ H_1\colon \beta_1 \neq 0 \end{matrix} \quad \Longrightarrow F = \frac{b_1'\left[S_{b_1}^2\right]^{-1} b_1}{1} = \frac{b_1^2}{S_{b_1}^2} = t_1^2$$

En este caso la matriz R es un vector fila de 4 columnas con un uno en el lugar correspondiente al parámetro β_1 (parámetro cuya nulidad se contrasta) y el resto de sus elementos nulos, por lo que el producto Rb selecciona el elemento b_1 del vector b:

```
? matrix R1 = {0, 1, 0, 0}
Se ha generado la matriz R1

? genr q1 = 1
Se ha generado el escalar q1 = 1

? matrix R1b = R1*b
Se ha generado la matriz R1b

? print R1 b R1b
R1 (1 x 4)
  0   1   0   0

b (4 x 1)
       11.912
      -3.8561
    0.0078850
     -0.30569

R1b (1 x 1)
      -3.8561
```

r es un escalar y es igual a cero dado que es el valor que se establece para la restricción en la hipótesis nula:

```
? matrix r1 = 0
Se ha generado la matriz r1
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ selecciona el segundo elemento de la diagonal principal de la inversa de $X'X$:

```
? matrix R1XTXI = R1*XTXI*R1'
Se ha generado la matriz R1XTXI

? print XTXI R1XTXI
XTXI (4 x 4)
      6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
    -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
  -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386

R1XTXI (1 x 1)
     0.24102
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ selecciona el segundo elemento de la diagonal principal de $\hat{V}(b)$:

```
? matrix R1Vb = R1*Vb*R1'
Se ha generado la matriz R1Vb

? print Vb R1Vb
Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

R1Vb (1 x 1)
    0.033564
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fb1c1 = (R1b' * inv(R1XTXI) * R1b) / s2
Se ha generado la matriz Fb1c1

? matrix Fb1c2 = R1b' * inv(R1Vb) * R1b
Se ha generado la matriz Fb1c2

? print Fb1c1 Fb1c2
Fb1c1 (1 x 1)
      443.02

Fb1c2 (1 x 1)
      443.02
```

- Contraste de nulidad individual para β₂

$$\begin{matrix} H_0:\ \beta_2 = 0 \\ H_1:\ \beta_2 \neq 0 \end{matrix} \quad \Longrightarrow F = \frac{b_2{}'\left[S_{b_3}^2\right]^{-1} b_2}{1} = \frac{b_2^2}{S_{b_2}^2} = t_2^2$$

En este caso la matriz R es un vector fila de 4 columnas con un uno en el lugar correspondiente al parámetro β_2 (parámetro cuya nulidad se contrasta) y el resto de sus elementos nulos, por lo que el producto Rb selecciona el elemento b_2 del vector b:

```
? matrix R2 = {0, 0, 1, 0}
Se ha generado la matriz R2

? genr q2 = 1
Se ha generado el escalar q2 = 1

? matrix R2b = R2*b
Se ha generado la matriz R2b

? print R2 b R2b
```

```
R2 (1 x 4)
  0   0   1   0

b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569

R2b (1 x 1)
   0.0078850
```

r es un escalar y es igual a cero dado que es el valor que se establece para la restricción en la hipótesis nula:

```
? matrix r2 = 0
Se ha generado la matriz r2
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ selecciona el tercer elemento de la diagonal principal de la inversa de $X'X$:

```
? matrix R2XTXI = R2*XTXI*R2'
Se ha generado la matriz R2XTXI

? print XTXI R2XTXI
XTXI (4 x 4)
      6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
    -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
  -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386

R2XTXI (1 x 1)
 1.4853e-006
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ selecciona el tercer elemento de la diagonal principal de $\hat{V}(b)$:

```
? matrix R2Vb = R2*Vb*R2'
Se ha generado la matriz R2Vb

? print Vb R2Vb
Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

R2Vb (1 x 1)
 2.0684e-007
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fb2c1 = (R2b' * inv(R2XTXI) * R2b) / s2
Se ha generado la matriz Fb2c1

? matrix Fb2c2 = R2b' * inv(R2Vb) * R2b
Se ha generado la matriz Fb2c2

? print Fb2c1 Fb2c2
Fb2c1 (1 x 1)
      300.58

Fb2c2 (1 x 1)
      300.58
```

- Contraste de nulidad individual para β₃

$$\begin{matrix} H_0\colon \beta_3 = 0 \\ H_1\colon \beta_3 \neq 0 \end{matrix} \quad \Longrightarrow F = \frac{b_3'\left[S_{b_3}^2\right]^{-1} b_3}{1} = \frac{b_3^2}{S_{b_3}^2} = t_3^2$$

En este caso la matriz R es un vector fila de 4 columnas con un uno en el lugar correspondiente al parámetro β_3 (parámetro cuya nulidad se contrasta) y el resto de sus elementos nulos, por lo que el producto Rb selecciona el elemento b_3 del vector b:

```
? matrix R3 = {0, 0, 0, 1}
Se ha generado la matriz R3

? genr q3 = 1
Se ha generado el escalar q3 = 1

? matrix R3b = R3*b
Se ha generado la matriz R3b

? print R3 b R3b
R3 (1 x 4)
  0   0   0   1

b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569

R3b (1 x 1)
    -0.30569
```

r es un escalar y es igual a cero dado que es el valor que se establece para la restricción en la hipótesis nula:

```
? matrix r3 = 0
Se ha generado la matriz r3
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ selecciona el cuarto elemento de la diagonal principal de la inversa de $X'X$:

```
? matrix R3XTXI = R3*XTXI*R3'
Se ha generado la matriz R3XTXI

? print XTXI R3XTXI
XTXI (4 x 4)
      6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
    -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
  -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386

R3XTXI (1 x 1)
      1.8386
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ selecciona el cuarto elemento de la diagonal principal de $\hat{V}(b)$:

```
? matrix R3Vb = R3*Vb*R3'
Se ha generado la matriz R3Vb

? print Vb R3Vb
Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

R3Vb (1 x 1)
     0.25604
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fb3c1 = (R3b' * inv(R3XTXI) * R3b) / s2
Se ha generado la matriz Fb3c1

? matrix Fb3c2 = R3b' * inv(R3Vb) * R3b
Se ha generado la matriz Fb3c2

? print Fb3c1 Fb3c2
Fb3c1 (1 x 1)
```

```
      0.36497

Fb3c2 (1 x 1)
      0.36497
```

- Contraste de nulidad conjunta para todos los parámetros del modelo

$$\begin{matrix} H_0: \ \beta = \ 0_{(K+1)x1} \\ H_1: \ \beta \neq \ 0_{(K+1)x1} \end{matrix} \Longrightarrow \begin{matrix} H_0: \ \beta_0 = \beta_1 = \cdots = \beta_3 = \ 0 \\ H_1: \text{alguno o todos} \ \neq \ 0 \end{matrix} \qquad \Longrightarrow F = F_1 = \frac{\dfrac{b'(X'X)b}{K+1}}{\dfrac{SCE}{T-K-1}} = \frac{b'\left[\hat{V}(\underline{b})\right]^{-1} b}{K+1}$$

En este caso R es una matriz de 4 filas y 4 columnas, donde los elementos de su diagonal principal son iguales a uno y los elementos no diagonales son iguales a cero, es decir, R es una matriz identidad de orden 4, por lo que el producto Rb selecciona el vector b:

```
? matrix R0123 = {1, 0, 0, 0; 0, 1, 0, 0; 0, 0, 1, 0; 0, 0, 0, 1}
Se ha generado la matriz R0123

? matrix r0123 = {0; 0; 0; 0}
Se ha generado la matriz r0123

? genr q0123 = 4
Se ha generado el escalar q0123 = 4

? genr R0123b = R0123*b
Se ha generado la matriz R0123b

? print R0123 b R0123b
R0123 (4 x 4)

  1   0   0   0
  0   1   0   0
  0   0   1   0
  0   0   0   1

b (4 x 1)
       11.912
      -3.8561
    0.0078850
     -0.30569

R0123b (4 x 1)
       11.912
      -3.8561
    0.0078850
     -0.30569
```

r es un vector columna que contiene 4 ceros, dado que es el valor que se fija para las 4 restricciones que se establecen en la hipótesis nula:

```
? print r0123
r0123 (4 x 1)
  0
  0
  0
  0
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ selecciona todas las filas y columnas de la inversa de la matriz $X'X$:

```
? matrix R0123XTXI = R0123*XTXI*R0123'
Se ha generado la matriz R0123XTXI

? print XTXI R0123XTXI
XTXI (4 x 4)
       6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
     -0.83239      0.24102   9.8275e-005      0.13425
   -0.0021966  9.8275e-005   1.4853e-006   0.00043884
      -2.4351      0.13425    0.00043884       1.8386

R0123XTXI (4 x 4)
```

```
      6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
    -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
  -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ selecciona todas las filas y columnas de la matriz $\hat{V}(b)$:

```
? matrix R0123Vb = R0123*Vb*R0123'
Se ha generado la matriz R0123Vb

? print Vb R0123Vb
Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

R0123Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fbc1 = (R0123b' * inv(R0123XTXI) * R0123b) / (q0123*s2)
Se ha generado la matriz Fbc1

? matrix Fbc2 = R0123b' * inv(R0123Vb) * R0123b / q0123
Se ha generado la matriz Fbc2

? print Fbc1 Fbc2
Fbc1 (1 x 1)
      11319.

Fbc2 (1 x 1)
      11319.
```

- Contraste de nulidad conjunta para los parámetros que acompañan a las variables explicativas del modelo

$$\begin{matrix} H_0\colon \underline{\beta} = 0_{Kx1} \\ H_1\colon \underline{\beta} \neq 0_{Kx1} \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} H_0\colon \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \\ H_1\colon \text{alguno o todos} \neq 0 \end{matrix} \Rightarrow F = F_2 = \frac{\frac{\underline{b}' M_{XX} \underline{b}}{K}}{\frac{SCE}{T-K-1}} = \frac{\underline{b}'\left[\hat{V}(\underline{b})\right]^{-1}\underline{b}}{K-h}$$

En este caso R es una matriz de 3 filas y 4 columnas, donde todos los elementos son cero excepto los 3 últimos de la "diagonal principal" que son iguales a uno, por lo que el producto Rb selecciona el subvector $\underline{b}$ del vector b:

```
? matrix R123 = {0, 1, 0, 0; 0, 0, 1, 0; 0, 0, 0, 1}
Se ha generado la matriz R123

? matrix r123 = {0; 0; 0}
Se ha generado la matriz r123

? genr q123 = 3
Se ha generado el escalar q123 = 3

? matrix R123b = R123*b
Se ha generado la matriz R123b

? print R123 b R123b
R123 (3 x 4)
  0   1   0   0
  0   0   1   0
  0   0   0   1

b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569
```

```
R123b (3 x 1)
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569
```

r es un vector columna que contiene 3 ceros, dado que es el valor que se fija para las 3 restricciones que se establecen en la hipótesis nula.

```
? print r123
r123 (3 x 1)
  0
  0
  0
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ selecciona la submatriz formada por las 3 últimas filas y columnas de la inversa de la matriz X'X[41].

```
? genr R123XTXI = R123*XTXI*R123'
Se ha generado la matriz R123XTXI

? print XTXI R123XTXI
XTXI (4 x 4)
      6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
    -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
  -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386

R123XTXI (3 x 3)
     0.24102  9.8275e-005      0.13425
 9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     0.13425   0.00043884       1.8386
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ selecciona la submatriz formada por las 3 últimas filas y columnas de la matriz $\hat{V}(b)$[42].

```
? genr R123Vb = R123*Vb*R123'
Se ha generado la matriz R123Vb

? print Vb R123Vb
Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

R123Vb (3 x 3)
    0.033564  1.3686e-005     0.018695
 1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    0.018695  6.1112e-005      0.25604
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fbrayac1 = (R123b' * inv(R123XTXI) * R123b) / (q123*s2)
Se ha generado la matriz Fbrayac1

? matrix Fbrayac2 = R123b' * inv(R123Vb) * R123b / q123
Se ha generado la matriz Fbrayac2

? print Fbrayac1 Fbrayac2
Fbrayac1 (1 x 1)
      296.46

Fbrayac2 (1 x 1)
```

[41] Dicha submatriz coincide con la inversa de la matriz de productos cruzados de las variables explicativas centradas respecto a su media muestral $[M_{\tilde{X}\tilde{X}}^{-1}]$.

[42] Dicha submatriz coincide con la matriz de varianzas-covarianzas estimada de los estimadores de los parámetros que acompañan a las variables explicativas del modelo $[\hat{V}(\underline{b})]$

```
      296.46
```

- Contrastes de nulidad conjunta para un subconjunto paramétrico

$$\begin{matrix} H_0:\ \beta_{sub} = 0_{(K-h)x1} \\ H_1:\ \beta_{sub} \neq 0_{(K-h)x1} \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} H_0:\ \beta_1 = \beta_2 = 0 \\ H_1: \text{alguno o ambos} \neq 0 \end{matrix} \Rightarrow F = \frac{\frac{b'_{sub}\, D b_{sub}}{K-h}}{\frac{SCE}{T-K-1}} = \frac{b'_{sub}\left[\hat{V}(b_{sub})\right]^{-1} b_{sub}}{K-h}$$

En este caso R es una matriz de 2 filas y 4 columnas, donde todos los elementos son cero excepto los 2 centrales de la "diagonal principal" que son iguales a uno, por lo que el producto Rb selecciona el subvector $b_{sub} = \begin{pmatrix} b_1 \\ b_1 \end{pmatrix}$ del vector b:

```
? matrix R12 = {0, 1, 0, 0; 0, 0, 1, 0}
Se ha generado la matriz R12

? genr q12 = 2
Se ha generado el escalar q12 = 2

? matrix R12b = R12*b
Se ha generado la matriz R12b

? print R12 b R12b
R12 (2 x 4)
  0   1   0   0
  0   0   1   0

b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569

R12b (2 x 1)
     -3.8561
   0.0078850
```

r es un vector columna que contiene 2 ceros, dado que es el valor que se fija para las 2 restricciones que se establecen en la hipótesis nula:

```
? matrix r12 = {0; 0}
Se ha generado la matriz r12

? print r12
r12 (2 x 1)
  0
  0
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ selecciona la submatriz $(X'X)^{-1}_{sub}$ formada por las 2 filas y columnas centrales de la inversa de la matriz X'X:

```
? genr R12XTXI = R12*XTXI*R12'
Se ha generado la matriz R12XTXI

? print XTXI R12XTXI
XTXI (4 x 4)
      6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
    -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
  -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386

R12XTXI (2 x 2)
     0.24102  9.8275e-005
 9.8275e-005  1.4853e-006
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ selecciona la submatriz $\hat{V}(b_{sub})$ formada por las 2 filas y columnas centrales de la matriz $\hat{V}(b)$:

```
? genr R12Vb = R12*Vb*R12'
Se ha generado la matriz R12Vb

? print Vb R12Vb
Vb (4 x 4)
     0.91802      -0.11592  -0.00030589      -0.33910
    -0.11592      0.033564  1.3686e-005      0.018695
 -0.00030589   1.3686e-005  2.0684e-007   6.1112e-005
    -0.33910      0.018695  6.1112e-005       0.25604

R12Vb (2 x 2)
    0.033564  1.3686e-005
 1.3686e-005  2.0684e-007
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fb12c1 = (R12b' * inv(R12XTXI) * R12b) / (q12*s2)
Se ha generado la matriz Fb12c1

? matrix Fb12c2 = R12b' * inv(R12Vb) * R12b / q12
Se ha generado la matriz Fb12c2

? print Fb12c1 Fb12c2
Fb12c1 (1 x 1)
      443.71

Fb12c2 (1 x 1)
      443.71
```

- Contrastes de nulidad para una combinación lineal

$$\begin{matrix} H_0: \beta_1 = \beta_3 \Longrightarrow \pi = \beta_1 - \beta_3 = 0 \\ H_1: \pi \neq 0 \end{matrix} \Longrightarrow F = \frac{(Rb-r)'\left[R\hat{V}(b)R'\right]^{-1}\left((Rb-r)\right)}{q} = \frac{p\left[S_p^2\right]^{-1}p}{1} = \frac{p^2}{S_p^2}$$

En este caso la matriz R es un vector fila de 4 columnas $(0 \quad 1 \quad 0 \quad -1)$, por lo que el producto Rb será el estimador de la combinación lineal $p = b_1 - b_3$:

```
? matrix Rig13 = {0, 1, 0, -1}
Se ha generado la matriz Rig13

? genr qig13 = 1
Se ha generado el escalar qig13 = 1

? matrix Rig13b = Rig13*b
Se ha generado la matriz Rig13b

? print Rig13 b Rig13b
Rig13 (1 x 4)
   0    1    0   -1

b (4 x 1)
      11.912
     -3.8561
   0.0078850
    -0.30569

Rig13b (1 x 1)
     -3.5504

? matrix p = b[2] - b[4]
Se ha generado la matriz p

? print p
p (1 x 1)
     -3.5504
```

r es un escalar y es igual a cero, dado que es el valor que se establece para la combinación lineal en la hipótesis nula:

```
? matrix rig13 = 0
Se ha generado la matriz rig13
```

El producto $R(X'X)^{-1}R'$ vendrá dado por la combinación $x^{22} - 2x^{24} + x^{44}$, donde x^{ij} es el elemento de la fila i-ésima y de la columna j-ésima de la inversa de la matriz de productos cruzados de los regresores:

```
? matrix rig13 = 0
Se ha generado la matriz rig13

? matrix Rig13XTXI = Rig13*XTXI*Rig13'
Se ha generado la matriz Rig13XTXI

? print XTXI Rig13XTXI
XTXI (4 x 4)
      6.5923     -0.83239   -0.0021966      -2.4351
    -0.83239      0.24102  9.8275e-005      0.13425
  -0.0021966  9.8275e-005  1.4853e-006   0.00043884
     -2.4351      0.13425   0.00043884       1.8386

Rig13XTXI (1 x 1)
      1.8111

? matrix xtxi13 = XTXI[2,2] - 2* XTXI[2,4] + XTXI[4,4]
Se ha generado la matriz xtxi13

? print xtxi13
xtxi13 (1 x 1)
      1.8111
```

El producto $R\hat{V}(b)R'$ será el estimador de la varianza de la combinación lineal $S_p^2 = S_{b_1}^2 - 2S_{b_1 b_3} + S_{b_3}^2$:

```
? matrix Rig13Vb = Rig13*Vb*Rig13'
Se ha generado la matriz Rig13Vb

? print Vb Rig13Vb
Vb (4 x 4)
     0.91802     -0.11592  -0.00030589     -0.33910
    -0.11592     0.033564  1.3686e-005     0.018695
 -0.00030589  1.3686e-005  2.0684e-007  6.1112e-005
    -0.33910     0.018695  6.1112e-005      0.25604

Rig13Vb (1 x 1)
     0.25222

? matrix s2p = Vb[2,2] - 2* Vb[2,4] + Vb[4,4]
Se ha generado la matriz s2p

? print s2p
s2p (1 x 1)
     0.25222
```

Por lo tanto:

```
? matrix Fbig13c1 = (Rig13b' * (1/Rig13XTXI) * Rig13b) / (qig13*s2)
Se ha generado la matriz Fbig13c1

? matrix Fbig13c2 = Rig13b' * (1/Rig13Vb) * Rig13b / qig13
Se ha generado la matriz Fbig13c2

? print Fbig13c1 Fbig13c2
Fbig13c1 (1 x 1)
      49.979

Fbig13c2 (1 x 1)
      49.979
```

4.6.10. Contrastes de hipótesis mediante sumas residuales

Una forma alternativa de calcular el estadístico F es utilizar las sumas residuales del modelo sin restringir (MSR) y del modelo restringido (MR):

$$F = \frac{\frac{SCE_{MR} - SCE_{MSR}}{q}}{\frac{SCE_{MSR}}{T-K-1}}$$

```
# Estimación MCO del MSR
? ols C const P RF PG --quiet

# SCE del MSR
? genr SCEMSR = $ess
Se ha generado el escalar SCEMSR = 7.79842

# Grados de libertad del MSR
? genr GLMSR = 60 - 3 - 1
Se ha generado el escalar GLMSR = 56
```

- Contraste de nulidad individual para β₀

$$\begin{array}{l} H_0\colon \beta_0 = 0 \\ H_1\colon \beta_0 \neq 0 \end{array} \Longrightarrow \begin{array}{ll} \text{MSR} \longrightarrow & C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \\ \text{MR} \longrightarrow & C_t = \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \end{array}$$

```
# Estimación MCO del MR
? ols C P RF PG --quiet

# SCE del MR
? genr SCEMR = $ess
Se ha generado el escalar SCEMR = 29.3216

# Número de restricciones
? genr q = 1
Se ha generado el escalar q = 1

? genr F = ((SCEMR - SCEMSR)/q)/(SCEMSR/GLMSR)
Se ha generado el escalar F = 154.556

? print SCEMR SCEMSR GLMSR q F

          SCEMR =  29.321556

         SCEMSR =  7.7984227

          GLMSR =  56.000000

              q =  1.0000000

              F =  154.55631
```

- Contraste de nulidad individual para β₁

$$\begin{array}{l} H_0\colon \beta_1 = 0 \\ H_1\colon \beta_1 \neq 0 \end{array} \Longrightarrow \begin{array}{ll} \text{MSR} \longrightarrow & C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \\ \text{MR} \longrightarrow & C_t = \beta_0 + + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \end{array}$$

```
# Estimación MCO del MR
? ols C const RF PG --quiet

# SCE del MR
? genr SCEMR = $ess
Se ha reemplazado el escalar SCEMR = 69.4925

# Número de restricciones
? genr q = 1
Se ha reemplazado el escalar q = 1

? genr F = ((SCEMR - SCEMSR)/q)/(SCEMSR/GLMSR)
Se ha reemplazado el escalar F = 443.021

? print SCEMR SCEMSR GLMSR q F

          SCEMR =  69.492458

         SCEMSR =  7.7984227

          GLMSR =  56.000000
```

```
               q =  1.0000000

               F =  443.02112
```

- Contraste de nulidad individual para β₂

$$\begin{matrix} H_0\colon \beta_2 = 0 \\ H_1\colon \beta_2 \neq 0 \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} \text{MSR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \\ \text{MR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \end{matrix}$$

```
# Estimación MCO del MR
? ols C const P PG --quiet

# SCE del MR
? genr SCEMR = $ess
Se ha reemplazado el escalar SCEMR = 49.657

# Número de restricciones
? genr q = 1
Se ha reemplazado el escalar q = 1

? genr F = ((SCEMR - SCEMSR)/q)/(SCEMSR/GLMSR)
Se ha reemplazado el escalar F = 300.584

? print SCEMR SCEMSR GLMSR q F
           SCEMR =  49.657019

          SCEMSR =  7.7984227

           GLMSR =  56.000000

               q =  1.0000000

               F =  300.58404
```

- Contraste de nulidad individual para β₃

$$\begin{matrix} H_0\colon \beta_3 = 0 \\ H_1\colon \beta_3 \neq 0 \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} \text{MSR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \\ \text{MR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \varepsilon_t \end{matrix}$$

```
# Estimación MCO del MR
? ols C const P RF --quiet

# SCE del MR
? genr SCEMR = $ess
Se ha reemplazado el escalar SCEMR = 7.84925

# Número de restricciones
? genr q = 1
Se ha reemplazado el escalar q = 1

? genr F = ((SCEMR - SCEMSR)/q)/(SCEMSR/GLMSR)
Se ha reemplazado el escalar F = 0.364972

? print SCEMR SCEMSR GLMSR q F

           SCEMR =  7.8492479

          SCEMSR =  7.7984227

           GLMSR =  56.000000

               q =  1.0000000

               F =  0.36497226
```

- Contraste de nulidad conjunta para los parámetros que acompañan a las variables explicativas del modelo

$$\begin{matrix} H_0\colon \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \\ H_1\colon \text{alguno ó todos} \neq 0 \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} \text{MSR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \\ \text{MR} \longrightarrow C_t = \beta_0 \end{matrix}$$

```
# Estimación MCO del MR
? ols C const --quiet
```

```
# SCE del MR
? genr SCEMR = $ess
Se ha reemplazado el escalar SCEMR = 131.65

# Número de restricciones
? genr q = 3
Se ha reemplazado el escalar q = 3

? genr F = ((SCEMR - SCEMSR)/q)/(SCEMSR/GLMSR)
Se ha reemplazado el escalar F = 296.457

? print SCEMR SCEMSR GLMSR q F

          SCEMR =  131.65000

         SCEMSR =  7.7984227

          GLMSR =  56.000000

              q =  3.0000000

              F =  296.45688
```

- Contraste de nulidad conjunta para un subconjunto paramétrico

$$\begin{array}{l} H_0\colon\ \beta_1 = \beta_3 = 0 \\ H_1\colon \text{alguno ó ambos} \neq 0 \end{array} \quad \Longrightarrow \quad \begin{array}{l} \text{MSR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \\ \text{MR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_2 RF_t + \varepsilon_t \end{array}$$

```
# Estimación MCO del MR
? ols C const PG --quiet

# SCE del MR
? genr SCEMR = $ess
Se ha reemplazado el escalar SCEMR = 131.379

# Número de restricciones
? genr q = 2
Se ha reemplazado el escalar q = 2

? genr F = ((SCEMR - SCEMSR)/q)/(SCEMSR/GLMSR)
Se ha reemplazado el escalar F = 443.712

? print SCEMR SCEMSR GLMSR q F

          SCEMR =  131.37877

         SCEMSR =  7.7984227

          GLMSR =  56.000000

              q =  2.0000000

              F =  443.71150
```

- Contraste de nulidad para una combinación lineal

$$\begin{array}{l} H_0\colon \beta_1 = \beta_3 \\ H_1\colon \beta_1 \neq \beta_3 \end{array} \quad \Longrightarrow \quad \begin{array}{l} \text{MSR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t \\ \text{MR} \longrightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 (P_t + PG_t) + \beta_2 RF_t + \varepsilon_t \end{array}$$

```
? genr PMPG = P + PG
Se ha generado la serie PMPG (ID 7)

# Estimación MCO del MR
? ols C const PMPG RF --quiet
# SCE del MR

? genr SCEMR = $ess
Se ha reemplazado el escalar SCEMR = 14.7584

# Número de restricciones
? genr q = 1
Se ha reemplazado el escalar q = 1
```

```
? genr F = ((SCEMR - SCEMSR)/q)/(SCEMSR/GLMSR)
Se ha reemplazado el escalar F = 49.9789

? print SCEMR SCEMSR GLMSR q F

          SCEMR =  14.758364

         SCEMSR =  7.7984227

          GLMSR =  56.000000

              q =  1.0000000

              F =  49.978915
```

4.6.11. Contrastes de nulidad utilizando del comando omit

Una forma alternativa de realizar los contrastes de nulidad para los parámetros, es utilizar la opción **Omitir variables** del menú **Contrastes** de la **Ventana Modelo** o en la **Cónsola de Gretl**, con el comando **omit**. Aunque no es necesario que el comando **omit** se ejecute inmediatamente después de un comando **ols**, resulta conveniente, pues de esta forma el usuario se asegura que el contraste hace referencia al modelo deseado.

ols depvar indepvars --quiet
omit indepvars a omitir --quiet

En este caso, el modelo al que se deben referir los contrastes de nulidad es el **modelo sin restringir**, por lo que será el mismo para todos los contrastes:

MSR $\longrightarrow \quad C_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 RF_t + \beta_3 PG_t + \varepsilon_t$

El modelo con restricciones se obtiene sustituyendo éstas en el modelo sin restricciones.

```
# Contraste de nulidad individual para β0
? ols C const P RF PG --quiet
? omit const --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para const
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 154.556, con valor p = 9.6678e-018

# Contraste de nulidad individual para β1
? ols C const P RF PG --quiet
? omit P --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para P
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 443.021, con valor p = 2.83627e-028

# Contraste de nulidad individual para β2
? ols C const P RF PG --quiet
? omit RF --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para RF
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 300.584, con valor p = 3.55102e-024

# Contraste de nulidad individual para β3
? ols C const P RF PG --quiet
? omit PG --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para PG
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 0.364972, con valor p = 0.548197

# Contraste de nulidad conjunta para los parámetros que acompañan a las variables explicativas
? ols C const P RF PG --quiet
? omit P RF PG --quiet

  Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
    P, RF, PG

  Estadístico de contraste: F(3, 56) = 296.457, con valor p = 2.51999e-034
```

```
# Contrastes de nulidad conjunta para un subconjunto paramétrico
? ols C const P RF PG --quiet
? omit P RF --quiet

  Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
    P, RF

  Estadístico de contraste: F(2, 56) = 443.712, con valor p = 4.54448e-035
```

4.6.12. Contrastes de nulidad utilizando el comando add

Una forma alternativa de realizar los contrastes de nulidad de los parámetros es utilizar la opción **Añadir variables** del menú **Contrastes** de la **Ventana Modelo** o en la **Cónsola de Gretl**, con el comando **add**. Aunque no es necesario que el comando **add** se ejecute inmediatamente después de un comando **ols**, resulta conveniente, pues de esta forma el usuario se asegura que el contraste hace referencia al modelo deseado.

ols ***depvar indepvars*** *--quiet*
add ***indepvars a añadir*** *--quiet*

En este caso, el modelo al que se deben referir los contrastes de nulidad es el **modelo restringido**, por lo que será diferente para cada contraste. Por tanto, se parte del **modelo restringido** y añadiendo las "*nuevas variable independientes*" se debe llegar al **modelo sin restrigir**.

```
# Contraste de nulidad individual para β0
? ols C P RF PG --quiet
? add const --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para const
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 154.556, con valor p = 9.6678e-018

# Contraste de nulidad individual para β1
? ols C const RF PG --quiet
? add P --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para P
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 443.021, con valor p = 2.83627e-028

# Contraste de nulidad individual para β2
? ols C const P PG --quiet
? add RF --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para RF
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 300.584, con valor p = 3.55102e-024

# Contraste de nulidad individual para β3
? ols C const P RF --quiet
? add PG --quiet

  Hipótesis nula: el parámetro de regresión es cero para PG
  Estadístico de contraste: F(1, 56) = 0.364972, con valor p = 0.548197

# Contraste de nulidad conjunta para los parámetros que acompañan a las variables explicativas
? ols C const --quiet
? add P RF PG --quiet

  Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
    P, RF, PG

  Estadístico de contraste: F(3, 56) = 296.457, con valor p = 2.51999e-034

# Contrastes de nulidad conjunta para un subconjunto paramétrico
? ols C const PG --quiet
? add P RF --quiet

  Hipótesis nula: los parámetros de regresión son cero para las variables
    P, RF

  Estadístico de contraste: F(2, 56) = 443.712, con valor p = 4.54448e-035
```

4.6.13. Contrastes de nulidad utilizando el comando coeffsum

Una forma alternativa de realizar ciertos contrastes de nulidad para una combinación lineal de parámetros es utilizar la opción **Suma de coeficientes** del menú **Contrastes** de la **Ventana Modelo** o en la **Cónsola de Gretl**, con el comando **coeffsum**. Aunque no es necesario que el comando **coeffsum** se ejecute inmediatamente después de un comando **ols**, resulta conveniente pues de esta forma, el usuario se asegura que el contraste hace referencia al modelo deseado.

***ols* depvar indepvars --quiet**
***coeffsum* indepvars cuyos coeficientes se suman --quiet**

Se debe tener en cuenta que el número de variables independientes que deben aparecer en la instrucción **coeffsum** y, por tanto, el número de parámetros que aparecerán en la restricción, dependerá de la combinación lineal cuya nulidad se quiera contrastar.

La limitación de este comando es que sólo permite contrastar la nulidad de combinaciones lineales del tipo $\beta_1 + \cdots + \beta_j = 0$.

A continuación se muestra un contraste realizado con el comando **coeffsum** y su equivalente con el comando **restrict**:

```
# Contraste para ver si las variables P y PG tienen una influencia similar de signo contrario sobre
C
? ols C const P RF PG --quiet
? coeffsum P PG

Variables: P PG
   Suma de los coeficientes = -4.1618
   Desviación típica = 0.571835
   t(56) = -7.27797 con valor p = 1.20157e-009

# Contraste a través del comando restrict
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[P] + b[PG] = 0
? end restrict
Restricción:
 b[P] + b[PG] = 0

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 52.9689, con valor p = 1.20157e-009

? genr tsum=sqrt(52.9689)
Se ha generado el escalar tsum = 7.27797
```

4.6.14. Contrastes de no nulidad

Aún cuando los contrastes más habituales en Econometría son los de nulidad de los parámetros[43], algunos de los cuales se han analizado en los epigrafes anteriores utilizando distintas alternativas, en algunas ocasiones puede interesar realizar contrastes de no nulidad. Si estos contrastes se realizan con el comando **restrict**, a diferencia de los contrastes de nulidad, el número que aparece a la derecha en las ecuaciones de las restricciones lineales deja de ser cero (al menos, en alguna/s).

Algunos ejemplos:

- Contraste de no nulidad individual para un parámetro

$$\begin{matrix} H_0\colon \beta_1 = -0.5 \\ H_1\colon \beta_1 \neq -0.5 \end{matrix} \quad \Longrightarrow \quad F = \frac{(b_1 + 0.5)'\left[S_{b_1}^2\right]^{-1}(b_1 + 0.5)}{1} = \frac{(b_1 + 0.5)^2}{S_{b_1}^2}$$

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
```

[43] Contrastes de nulidad individual, de nulidad conjunta o de nulidad para una combinación lineal.

```
? b[P] = -0.5
? end restrict
Restricción:
 b[P] = -0.5

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 335.581, con valor p = 2.5611e-025

# Cálculo manual
? matrix Fb1 = (b[2]+0.5)^2*(Vb[2,2])^(-1)
Se ha generado la matriz Fb1

? print Fb1
Fb1 (1 x 1)

      335.58
```

- Contraste de no nulidad conjunta para un subconjunto paramétrico

$$H_0: \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.5 \\ 0.5 \end{pmatrix} \qquad H_1: \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_3 \end{pmatrix} \neq \begin{pmatrix} -0.5 \\ 0.5 \end{pmatrix} \quad \Longrightarrow \quad F = \frac{\left[\left[\begin{pmatrix} b_1 \\ b_3 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} -0.5 \\ 0.5 \end{pmatrix}\right]' \begin{pmatrix} S_{b_1}^2 & S_{b_1 b_3} \\ S_{b_1 b_3} & S_{b_3}^2 \end{pmatrix}^{-1} \left[\begin{pmatrix} b_1 \\ b_3 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} -0.5 \\ 0.5 \end{pmatrix}\right]\right]}{2}$$

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[P] = -0.5
? b[PG] = 0.5
? end restrict

Conjunto de restricciones
 1: b[P] = -0.5
 2: b[PG] = 0.5

Estadístico de contraste: F(2, 56) = 170.094, con valor p = 1.61454e-024

# Cálculo manual
? matrix bsub = {b[2]; b[4]}
Se ha generado la matriz bsub

? print bsub
bsub (2 x 1)
     -3.8561
    -0.30569

? matrix rbsub = {-0.5; 0.5}
Se ha generado la matriz rbsub

? print rbsub
rbsub (2 x 1)
  -0.5
   0.5

? matrix Vbsub = {Vb[2,2], Vb[2,4]; Vb[4,2], Vb[4,4]}
Se ha generado la matriz Vbsub

? print Vbsub
Vbsub (2 x 2)
    0.033564     0.018695
    0.018695      0.25604

? matrix Fbsub = (bsub - rbsub)' * inv(Vbsub) * (bsub - rbsub) / 2
Se ha generado la matriz Fbsub

? print Fbsub
Fbsub (1 x 1)
      170.09
```

- Contraste de no nulidad para una combinación lineal

$$\begin{matrix} H_0: \beta_1 + 2\beta_3 = 1 \\ H_1: \beta_1 + 2\beta_3 \neq 1 \end{matrix} \implies F = \frac{(p-1)^2}{S_p^2} \quad \text{donde} \quad p = R'b \quad \text{y} \quad S_p^2 = R'\hat{V}(b)\,R$$

```
? ols C const P RF PG --quiet
? restrict --quiet
? b[P] + 2*b[PG] = 1
? end restrict

Restricción:
 b[P] + 2*b[PG] = 1

Estadístico de contraste: F(1, 56) = 26.3958, con valor p = 3.65037e-006

# Cálculo manual
? matrix p = b[2] + 2*b[4]
Se ha generado la matriz p

? matrix s2p = Vb[2,2] + 4*Vb[2,4] + 4*Vb[4,4]
Se ha generado la matriz s2p

? genr Fcl = (p - 1)^2 / s2p
Se ha generado el escalar Fcl = 26.3958
? print p s2p Fcl
p (1 x 1)
     -4.4675

s2p (1 x 1)
      1.1325

            Fcl =  26.395778
```