

HIPÓTESIS LINEAL GENERAL $T\beta = 0$

Supongamos que estamos interesados en probar la hipótesis de interés de la forma:

$$H_0$$
: $T\beta = 0$

donde:

 T_{mxp} es una matriz de constantes, tal que solamente r de las m ecuaciones de $T\beta = 0$ son independientes.

El modelo completo es $y = X\beta + \varepsilon$,

con $\beta^{\hat{}} = (X'X)^{-1}X'Y,$

y la suma de cuadrados de residuales, para este modelo es

$$SCR_{es}(MC) = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y$$
 con $(n-p g.l.)$

Para obtener el modelo reducido, se usan las r ecuaciones independientes en $T\beta$ = 0, para solucionar los "r" coeficientes de regresión en el modelo completo, en términos de los p-r coeficientes de regresión restantes.

Esto conduce al modelo reducido $y = ZY + \varepsilon$, donde

Z es una matriz $n \times (p-r)$ y es un vector $(p-r) \times 1$, de coeficientes de regresión desconocidos.

Podemos ahora estimar el vector de parámetros Y en el nuevo modelo por

$$\Upsilon = (Z'Z)^{-1} Z'Y$$

Si Z'Z es no singular, podemos obtener una nueva suma de cuadrados de cuadrados de los residuales para este modelo reducido definido como:

$$SCR_{es}(MR) = Y'Y - Y'Z'Y \quad (n-p+r g.l.)$$

El modelo reducido contiene menos parámetros que el modelo completo, entonces

$$SCR_{es}(MR) \ge SCR_{es}(MC)$$
.

Para probar la hipótesis H_0 : $T\beta$ = 0 se emplea la diferencia de sumas de cuadrados de residuales

$$SCH = SCR_{es}(MR) - SCR_{es}(MC)$$
 con $n-p+r-(n-p) = r g.l.$

Aquí, esta diferencia se llama suma de cuadrados debida a la hipótesis H_0 : $T\beta = 0$.

El estadístico de prueba para esta hipótesis es

$$F_0 = (SC_H/r) / (SCR_{es}(MC)/(n-p)) \sim F_{(\alpha; r; n-p)}$$

Se rechaza $H_0: T\beta = 0$ si $F_0 > F_{(\alpha; r; n-p)}$

La prueba estadística ** puede también ser escrita como:

$$F_0 = {^{\hat{}}}\beta'T' (T(X'X)^{-1}T')^{-1} T\beta'/r /SCR_{es}(MC)/(n-p)$$

Es muy útil hacer una extensión para la hipótesis lineal general y la presentamos a continuación:

$$H_0$$
: $T\beta = c$
 H_1 : $T\beta = c$

$$F_0 = (T\beta^- c)' (T(X'X)^{-1}T')^{-1} (T\beta^- c) / r/SCR_{es}(MC)/(n-p)$$

Con distribución:

$$F_{0} = \frac{(T\widehat{\beta} - c)'[T(X'X)^{-1}T']^{-1}(T\widehat{\beta} - c)/r}{SC \operatorname{Re} s/(n-p)} \sim \frac{\chi_{r}^{2}/r}{\chi_{n-p}^{2}/(n-p)} \sim F_{r,n-p}$$

Se rechaza H_0 : $T\beta = c$ si $F_0 > F_{(\alpha; r, n-p)}$

Ejemplo:

Supongamos que el modelo es: $Y=\beta_0+\ \beta_1X_1+\beta_2X_2+\beta_3X_3+\epsilon$ y que se desea probar

$$H_0$$
: $\beta_1 = \beta_3$, $\beta_2 = 0$