* Estrategias identificación

Variables cualitativas

EFECTO ADITIVO

- Diferencias de intercepto entre grupos
  - β_0 intercepto con $X_2 = 0$
  - $\beta_0 + \beta_2$ intercepto con $X_2 = 1$

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \varepsilon$$

β_2

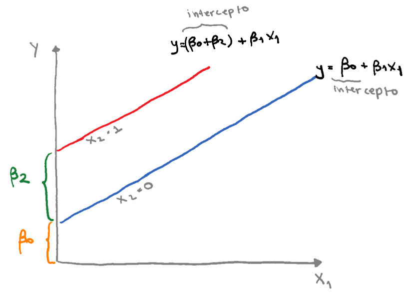
→ diferencia promedio del grupo 1 respecto del grupo 0, manteniendo el resto constante

$$\boxed{E(Y \mid X_1 = 1, \text{control}) - E(Y \mid X_1 = 0, \text{controles})}$$

→ desplazamiento del intercepto entre grupos

→ efecto parcial X_2 sobre Y

X_2 → 1 grupo que aparece en regresión
→ 0 grupo referencia o base --→ no Δ estadístico, pero sí para interpretar



Se pueden incluir ambas categorías (mujer y hombre) pero sin intercepto (*)

$$y_i = \delta_1 X_{1i} + \delta_2 X_{2i} + \delta_3 X_{3i} + \varepsilon_i$$

$E(Y \mid H, X_1) = \delta_1 X_1 + \boxed{\delta_3}$ $E(Y \mid M, X_1) = \delta_1 X_1 + \boxed{\delta_2}$

↳ igual pendiente, pero interceptos diferencias. Antes β_0 era el de la variable omitida

DEMOSTRACIÓN SOBRE CATEGORÍA REF.

$E(Y \mid H, X_1) = \beta_0 + \beta_1 X_1$ $E(Y \mid M, X_2) = \beta_0 + \beta_2 + \beta_1 X_1$

$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_{3i} + \varepsilon_i$

$E(Y \mid H, X_1) = (\alpha_0 + \alpha_2) + \alpha_1 X_1$

$E(Y \mid M, X_1) = (\alpha_0 + \alpha_1 X_1$

→ misma diferencia solo cambia categoría de referencia

$\alpha_0 = \beta_0 + \beta_2$ $\alpha_0 + \alpha_2 = \beta_0$ $\alpha_1 = \beta$

Modelo sencillo

$$\text{salario} = \beta_0 + \beta_1 \text{ mujer} + \beta_2 \text{ edu} + u$$

mujer = 1 (si ♀) mujer = 0 (si ♂)

↳ TRAMPA DE VARIABLES DUMMY
- multicolinealidad perfecta (*)

¿Qué pasa si pongo intercepto?

↳ colinealidad perfecta: una variable es combinación lineal de varoables)

1.1 INFERENCIA

¿Diferencias de los grupos a nivel poblacional?

[1] $H_0: \beta_2 = 0$ · $H_1: \beta_2 > 0$

↳ prueba t

[2] $H_0: \delta_3 = \delta_2$ · $H_1: \delta_3 \neq \delta_2$

↳ prueba F (combinación R)

↳ requiero matriz cov-var

CATEGORIAS MÚLTIPLES

Si tengo q categorías, con $q-1$ variables binarias

- Categoría excluida o base (referencia)
  ↳ las categorías se analizan respecto a la excluida
- Permite comparar si quiero saber si combinaciones son distintas (y que no son cat. referencia)

Colapsar y agrupar
↳ cuando q muy grande y n pequeño

Ejemplo e° civil-sexo

M = mujer
H = hombre
C = casado
S = soltero

$\ln(\text{salario}) = 0.321 + 0.213\, H\_C - 0.198\, M\_C - 0.11\, M\_S + \ldots +$

- $0.213 \times 100\%$ ⇒ H_C tienen un salario 21,3% mayor que H_S
- Diferencia salarial mujeres

$[M\_C - M\_S] = -0.198 - (-0.11)$

$= -0.08 \Rightarrow -8.8\%$

M_C ganan 8.8% menos que M_S

$\ln(\text{salario}) = 0.321 \underbrace{-0.111 M}_{*} + 0.231 C \underbrace{-0.31 MC}$

- $\dfrac{\Delta \ln(\text{salario})}{\text{casado}} = 0.231 + (-0.31) \cdot \underbrace{C}_{1}$

$= -0.08 = -8.8\%$

reg lsalario i.genero_casado

ib2

↓

grupo base 2

EFECTO INTERACCIÓN → Δ en pendiente

INTERACCIONES entre variables binarias

$$Y = \beta_0 + \underbrace{\beta_1 X_1}_{\text{cuantitativa constante}} + \underbrace{\beta_2 X_2 + \beta_3 X_3}_{\text{cualitativas}} + \underbrace{\beta_4 X_2 \times X_3}_{\text{interacción cualitativa}}$$

→ No cambia la pendiente

INTERACCIÓN entre cuantitativas y cualitativa

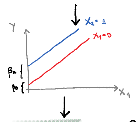
$$Y = \beta_0 + \underbrace{\beta_1 X_1}_{\text{cuantitativa}} + \underbrace{\beta_2 X_2}_{\text{cualitativa}} + \beta_3 X_3 + \underbrace{\beta_4 X_1 \cdot X_2}_{\text{Interacción } X_1 \text{ y } X_2}$$

$X_2 = 0$: $y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_3 X_3$ → $b_0 = \beta_0$, $b_1 = \beta_1$

$X_2 = 0$: $y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_1 X_2$ → $b_0 = \beta_0 + \beta_2$, $b_1 = \beta_1 + \beta_3$

¿Diferencias en E(Y) entre $X_2 = 1$ y $X_2 = 0$?

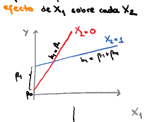
β_2: diferencia promedio entre grupos X_2



$H_0: \beta_2 = 0$ $H_1: \beta_2 \neq 0$

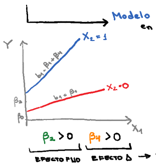
¿Diferencias en X_1 entre $X_2 = 0$ y $X_2 = 1$?

β_4: diferencia promedio del efecto de X_1 sobre cada X_2

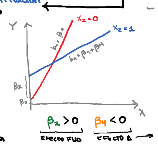


$H_0: \beta_4 = 0$ $H_1: \beta_4 \neq 0$

Modelo de determinación en conjunto



$\underbrace{\beta_2 > 0}_{\text{EFECTO FIJO}}$ $\underbrace{\beta_4 > 0}_{\text{EFECTO } \Delta}$ → igual tendencia



$\underbrace{\beta_2 > 0}_{\text{EFECTO FIJO}}$ $\underbrace{\beta_4 < 0}_{\text{EFECTO } \Delta}$ → distinta tendencia

$H_0: \beta_2 = \beta_4$ (*) Combinaciones con restricciones

— DIFERENCIAS EN G grupos —

$$Y_g = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_1 \cdot X_2 + u$$

TEST CHOW

$$SSR_{NR} = \sum_{g=1}^{G} SSR_g$$

SSR_R modelo que queremos comparar

* Cambio estructural
* Series de tiempo
* Prueba de estabilidad

$$F = \frac{SSR_R - SSR_{NR}}{SSR_{NR}} \cdot \frac{[n - G(K+1)]}{(G-1)(K+1)}$$

OPCIÓN B →

Modelo no restringuido

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_1 \cdot X_2 + \alpha_0 D + \alpha_1 (D \cdot X_1) + \alpha_2 (D \cdot X_2) + \alpha_3 (D \cdot X_3)$$

D variable binaria para cada g

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$$

TEST DE SI SE SIGUE = MODELOS

reg Y 1.fem ## c.var1

test 1.female ## c.var1

- β_0 → "en promedio"
- β_j → "de pendiente" de cada variable

$SSR_{NR} - 1$ $(G-1)(K+1)$

$$H_0 = \begin{cases} \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 \\ \beta_{1,1} = \beta_{1,2} = \beta_1 \\ \beta_{2,1} = \beta_{2,2} = \beta_2 \end{cases}$$

*¿Puede determinar si un set de datos puede ser unido? variación de residuos

Chow test is simply a test of wheter the coefficients estimated over one group of the data are equal to the coefficients estimates over another