

Exogeneidad y Causalidad en Regresion

Walter Sosa-Escudero

Universidad de San Andres y CONICET

$$E(u_i|X) = 0$$

- $E(u_i) = 0$, $i = 1, \dots, n$. Cuidado: no en la otra direccion!

Prueba: por LIE $E(u) = E[E(u|X)] = E(0) = 0$.

- $E(x_{jk}u_i) = 0$, $j, i = 1, \dots, n$; $k = 1, \dots, K$

Prueba: idem anterior.

- $E(x_{ik}u_i) = 0$, ortogonalidad. Si hay intercepto, con $E(u_i) = 0$ implica $Cov(x_i, u_i) = 0$. $E(u_i|x_{ik}) = 0$ es mas fuerte: u_i no correlacionada con ninguna funcion (medible) de x_i .
- $E(u|X) = 0$ implica $E(u_i X_i) = 0$. Pedimos un poquito menos para consistencia.

Ejemplo: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + u_t$, $t = 1, 2, \dots$ $E(u_t Y_{t-1}) = 0$ (consistencia), pero $E(u|Y_{-1}) \neq 0$ (por que?). MCO consistente y sesgado!

$$Y_i = \alpha + \beta D_i + u_i$$

- Droga sobre temperatura corporal, dieta sobre peso corporal, AUH sobre asistencia al secundario.
- En que sentido β mide el efecto que D tiene sobre Y ?
- En que sentido $\hat{\beta}$ en base a $(D_i, Y_i), i = 1, \dots, n$ estima el efecto que D tiene sobre Y ?

Causa y efecto en base a observables

- $D = 0, 1$, 'causa', 'tratamiento'.
- Notación $D_1 \equiv (D = 1)$, $D_0 \equiv (D = 0)$.
- Y es un resultado.
- $Y|D_1 =$ resultado observable bajo tratamiento, $Y|D_0$ si no.

Ideas:

- $Y|D_1 - Y|D_0$ en general es una medida *sesgada* del efecto causal (tratados vs no, antes y despues).
- Existen condiciones bajo las cuales $Y|D_1 - Y|D_0$ mide efectos causales

- Resultados **potenciales**:

$$Y_0 \quad \text{si } D = 0$$

$$Y_1 \quad \text{si } D = 1$$

independientemente de si hubo o no tratamiento.

- Ej: Y_1 temperatura si *tomase* un analgesico. Y_0 ingreso si no *recibiese* la AUH

Efecto causal: $\beta \equiv Y_1 - Y_0$

Ej: caida en la fiebre si tomases una aspirina con respecto a que no la tomes. En terminos de diferencias entre resultados potenciales.

- Problema: se observa Y_1 o Y_0 *pero nunca ambos*.
- D implica haber eliminado una ruta observable. Ambas rutas potenciales 'existen'.
- 'El tiempo se bifurca perpetuamente hacia innumerables futuros. En uno de ellos soy su enemigo'. (J.L. Borges, en 'El jardin de senderos que se bifurcan')

En la practica se observa Y

$$Y = \begin{cases} Y_1 & \text{si } D = 1 \\ Y_0 & \text{si } D = 0 \end{cases}$$

O, alternativamente:

$$Y = Y_0 + (Y_1 - Y_0) D$$

$$\begin{aligned} Y|D_1 - Y|D_0 &= [Y|D_1 - Y_0|D_1] + [Y_0|D_1 - Y|D_0] \\ &= [Y_1|D_1 - Y_0|D_1] + [Y_0|D_1 - Y_0|D_0] \end{aligned}$$

$$\begin{array}{rcccl} Y|D_1 - Y|D_0 & = & \beta & + & S \\ \text{Dif Observables} & = & \text{Efecto causal} & + & \text{Sesgo} \end{array}$$

Sesgo por seleccion: $S \equiv Y_0|D_1 - Y_0|D_0$

- Diferencia en peso potencial sin tratamiento, entre tratados y no tratados. Quien hace dieta / toma analgesicos?
- Con datos observacionales $S \neq 0$.
- Sesgo: la comparacion entre tratados y no tratados estima el efecto causal MAS el sesgo.

Tratamiento aleatorio: D es independiente de Y_1 y Y_0

$$\begin{aligned}Y|D_1 - Y|D_0 &= \beta + [Y_0|D_1 - Y_0|D_0] \\E[Y|D_1 - Y|D_0] &= \beta + E[Y_0|D_1] - E[Y_0|D_0] \\&= \beta + E[Y_0|D_1] - E[Y_0|D_1] \\&= \beta\end{aligned}$$

Paso clave: bajo tratamiento aleatorio $E[Y_0|D_1] = E[Y_0|D_0]$

Resultado: *el tratamiento aleatorio elimina el sesgo.*

Tratamiento aleatorio?

- Experimento o cuasi experimento.
- D se mueve en forma exogena ('causa').
- Auge de la aproximacion experimental en medicina.
Economia?
- Experimento: control de la variabilidad exogena.



tanto la administración empírica deberá ser conducida con sentido común. El empirismo en la medicina tiende a simplificar la interpretación de los hechos en conceptos semejantes al siguiente, atribuido a Galeno: “Todos los que toman este remedio se curan, excepto aquellos a quienes el remedio no ayuda y fallecen. Es obvio que es eficaz, salvo para los casos incurables”¹¹.

Félix Roberto Shardonofsky

Centro Respiratorio, Hospital de Niños,
Buenos Aires

1. Milner AD, Henry RL: Acute airway obstruction in children under 5. *Thorax* 37: 641, 1982.

Que informacion contiene $Y_i = \alpha + \beta D_i + u_i$ en esta historia?

$$\begin{aligned} Y &= Y_0 + (Y_1 - Y_0)D \\ &= E(Y_0) + \beta D + [Y_0 - E(Y_0)] \\ Y &= \alpha + \beta D + u \end{aligned}$$

con $\alpha \equiv E(Y_0)$ y $u \equiv Y_0 - E(Y_0)$

- Supongamos que tenemos una muestra $(Y_i, D_i), i = 1, \dots, n$
- Para que $\hat{\beta}$ sea insesgado necesitamos $E(u_i|D_i) = 0$.

$$\begin{aligned}
 E(u_i|D_i) &= E[Y_0 - E(Y_0) \mid D_i] \\
 &= E(Y_0|D_i) - E(Y_0) \\
 &= E(Y_0) - E(Y_0) \\
 &= 0,
 \end{aligned}$$

ya que bajo aleatorización $E(Y_0) = E(Y_0|D_i)$, de modo que $\hat{\beta}$ en base a datos observables es insesgado para el efecto causal.

Conclusion: *Bajo aleatorización de tratamiento, $Y = \alpha + \beta D + u$ tiene una interpretación causal. $\hat{\beta}$ es insesgado para los datos observacionales (no hace falta ver los potenciales).*

- Causalidad: relacion entre contrafacuales. Uno no es observable.
- Bajo aleatorizacion de tratamiento, $Y = \alpha + \beta D + u$ tiene una interpretacion causal. $\hat{\beta}$ es insesgado.
- Rol de $E(u|D) = 0$: D varia en forma exogena.
- Relevancia del **razonamiento** experimental.
- Cuestion muy importante en las ciencias sociales en los ultimos tiempos.
- Big data?

- Angrist, J. y Pischke, J., 2014, *Mastering Metrics: the Path from Cause to Effect*, Cap. 2, Princeton University Press, Princeton.
- Sosa Escudero, W., 2014, *Que es (y que no es) la Estadística*, Siglo XXI Editores, Buenos Aires. Capitulo 3: El huevo y la gallina: causalidades y casualidades.
- Borges, J.L., 1944, El jardín de senderos que se bifurcan, en *Ficciones*, Sudamericana, Buenos Aires.

“A diferencia de Newton y de Schopenhauer, su antepasado no creía en un tiempo uniforme, absoluto. Creía en infinitas series de tiempos, en una red creciente y vertiginosa de tiempos divergentes, convergentes y paralelos. Esa trama de tiempos que se aproximan, se bifurcan, se cortan o que secularmente se ignoran, abarca todas las posibilidades. No existimos en la mayoría de esos tiempos; en algunos existe usted y no yo; en otros, yo, no usted; en otros, los dos. En este, que un favorable azar me depara, usted ha llegado a mi casa; en otro, usted, al atravesar el jardín, me ha encontrado muerto; en otro, yo digo estas mismas palabras, pero soy un error, un fantasma.”

J.L. Borges, 1944, El jardín de senderos que se bifurcan

$$Y_i = \alpha + \beta D_i + u_i, \quad i = 1, \dots, N$$

Notacion

- T = tratados, $N - T$ = no tratados.
- \bar{Y}_T, \bar{Y}_{N-T} , promedios tratados y no tratados.
- $\sum_T Y_i \equiv \sum D_i Y_i, \quad \sum_{N-T} \equiv \sum (1 - D) Y_i$

Resultado: $\hat{\beta} = \bar{Y}_T - \bar{Y}_{N-T}$

Prueba (aburrida): Sea M la matriz que genera errores de regresar cualquier variable en un vector de n unos (el intercepto). Por TFWL:

$$\hat{\beta} = (D' M' M D)^{-1} D' M' M Y = (D' M' M D)^{-1} D' M' Y,$$

ya que M es idempotente. Es facil verificar que el i -esimo elemento de MD es $d_i \equiv D_i - \bar{D}$
Entonces, reemplazando:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum d_i Y_i}{\sum d_i^2}, \quad d_i \equiv D_i - \bar{D}$$

Denominador:

$$\sum d_i^2 = \sum (D_i - \bar{D})^2 = \sum D_i^2 - N\bar{D}^2 = \sum D_i - N T^2/N^2 = T - T^2/N = T (1 - T/N)$$

Numerador:

$$\sum d_i Y_i = \bar{Y}_T T(1 - T/N) - \bar{Y}_{N-T} T(1 - T/N) = T(1 - T/N) (\bar{Y}_T - \bar{Y}_{N-T})$$

Reemplazando y simplificando se obtiene el resultado.

Ejercicio: derivar $\hat{\alpha}$ para este caso.