Tema 6. Estimación de sesgos mediante remuestreo

basado en

B. Efron, R. Tibshirani (1993). An Introduction to the bootstrap.

O. Kirchkamp (2019). Resampling methods.

Curso 2022/2023

Introducción

- ▶ Aparte del error estándar, existen otras medidas de precisión de los estimadores, como el sesgo, es decir, la diferencia entre la esperanza de un estimador $\hat{\theta}$ y el valor real del parámetro θ .
- ► El bootstrap es una técnica adecuada para estimar sesgos, aunque la técnica de *jackknife* también es útil en este caso.
- ➤ Se puede usar un estimador del sesgo para corregirlo aunque a veces no es una práctica demasiado efectiva.

Introducción

► El sesgo de un estimador $\hat{\theta} = s(\mathbf{x})$ de un parámetro $\theta = t(F)$ se define como

$$\boxed{\operatorname{Sesgo}_{F}(\hat{\theta}, \theta) = \operatorname{E}_{F}\left[s(\mathbf{x})\right] - t(F)}$$

- Es inevitable que aparezca variabilidad en el estimador $\hat{\theta}$ pero resulta inconveniente que esta variabilidad esté localizada en alguna parte concreta.
- Los estimadores insesgados tales que $E_F(\hat{\theta}) = \theta$ resultan ser bastante importantes en la práctica.
- Los estimadores *plug-in* del tipo $\hat{\theta} = t(\hat{F})$ no son necesariamente insesgados pero suelen tener sesgos pequeños en comparación con sus errores estándar.

Bootstrap para el sesgo

- Se puede usar el bootstrap para calcular el sesgo de cualquier estimador $\hat{\theta} = s(\mathbf{x})$.
- ▶ El estimador bootstrap del sesgo se define como el estimador del sesgo donde se sustituye F por \hat{F}

$$\operatorname{Sesgo}_{\hat{F}} = E_{\hat{F}}\left[s(\mathbf{x})\right] - t(\hat{F})$$

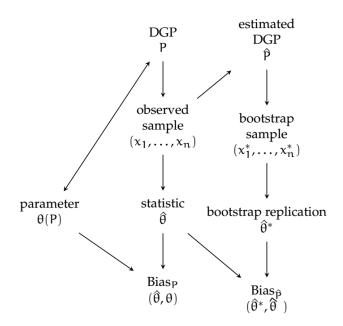
donde $t(\hat{F})$ es el estimador *plug-in* de θ .

► En la práctica, el estimador bootstrap del sesgo basado en *B* réplicas es

$$\widehat{\operatorname{Sesgo}}_B = \hat{\theta}^*(\cdot) - t(\hat{F})$$

donde

$$\hat{\theta}^*(\cdot) = \sum_{b=1}^B \frac{\hat{\theta}^*(b)}{B}$$



- Se tiene una serie de datos sobre el efecto de unos parches hormonales sobre 8 personas. Dichos parches difunden un medicamento en la sangre.
- Se mide el nivel de la hormona que aparece después de usar tres parches diferentes: un parche placebo (sin hormona), un parche viejo y uno nuevo.
- ► Se trata de estudiar su *bioequivalencia*.
- El criterio que se utiliza en la agencia estatal norteamericana de medicamentos (FDA) es que

$$\frac{|E(\textit{nuevo}) - E(\textit{viejo})|}{E(\textit{viejo}) - E(\textit{placebo})} \le 0,20$$

- Es decir, la FDA exige que el nuevo tipo de parche se ajuste a la cantidad de hormona que liberaba el antiguo (respecto al placebo) en no más del 20 %.
- Se denomina como
 - $z \equiv (\text{medida parche viejo} \text{medida placebo})$
 - $\mathbf{y} \equiv (\text{medida parche nuevo} \text{medida parche viejo})$
- Se asume que las parejas $x_i = (z_i, y_i)$ se obtienen a partir de una distribución bivariante $F \to \mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_8)$.

El parámetro en este caso es entonces

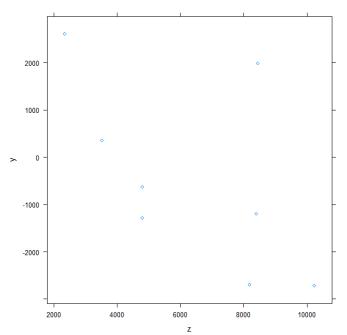
$$\theta = t(F) = \frac{E_F(y)}{E_F(z)} = \frac{E(nuevo) - E(viejo)}{E(viejo) - E(placebo)}$$

- ► En este caso $t(\cdot)$ es una función que tiene como objeto las parejas de x y da como resultado el ratio de las esperanzas.
- \blacktriangleright El estimador *plug-in* de θ es

$$\hat{\theta} = t(\hat{F}) = \frac{\overline{y}}{\overline{z}} = \frac{\sum_{i} y_i/8}{\sum_{i} z_i/8}$$

► En el ejemplo,

$$\frac{\textit{E(nuevo)} - \textit{E(viejo)}}{\textit{E(viejo)} - \textit{E(placebo)}} = \frac{\textit{E(y)}}{\textit{E(z)}} \approx \frac{\overline{\textit{y}}}{\overline{\textit{z}}} = \frac{-452,25}{6342,375} \approx -0,0713$$



Driberierier e 1990

Se presenta un problema en el cálculo directo del sesgo:

$$\operatorname{Sesgo}_{\hat{F}} = \widehat{\operatorname{Sesgo}}_{B} = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} \hat{\theta}^{*b} - s(\mathbf{x})$$

- Ya que en $\frac{1}{B}\sum_{b=1}^{B}\hat{\theta}^{*b}$ puede que algunas observaciones aparezcan más frecuentemente que otras, mientras que en s(x) todas las observaciones en x tienen el mismo peso.
- Sería conveniente, entonces, hacer una corrección para considerar los distintos pesos.

- Se considera la noción de vector de remuestreo.
- Se denomina como P_j^* a la proporción de una muestra bootstrap $\mathbf{x}^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ que es igual al dato j-esimo original:

$$P_j^* = \frac{\# \{x_i^* = x_j\}}{n}$$

para j = 1, 2, ..., n y cada i = 1, 2, ..., n.

► El vector de remuestreos

$$\mathbf{P}^* = (P_1^*, P_2^*, \dots, P_n^*)$$

tiene componentes no negativos que suman 1.

Por ejemplo, en el caso del los datos de los parches, si una muestra bootstrap fuera $\mathbf{x}^* = (x_1, x_6, x_6, x_5, x_7, x_1, x_3, x_8)$ el vector de remuestreos sería

$$\mathbf{P}^* = \left(\frac{2}{8}, 0, \frac{1}{8}, 0, \frac{1}{8}, \frac{2}{8}, \frac{1}{8}, \frac{1}{8}\right)$$

- Una réplica bootstrap $\hat{\theta}^* = s(\mathbf{x}^*)$ se puede considerar una función del vector de remuestreos \mathbf{P}^* .
- Por ejemplo en el caso de $\hat{\theta} = \overline{y}/\overline{z}$

$$\hat{\theta}^* = \frac{\overline{y}^*}{\overline{z}^*} = \frac{\sum_{j=1}^8 P_j^* y_j}{\sum_{j=1}^8 P_j^* z_j}$$

- Con esta notación, los datos x se consideran fijos y se considera que las únicas cantidades aleatorias son los P_i*.
- De este modo se escribe

$$\hat{\theta}^* = T(\mathbf{P}^*)$$

para indicar que $\hat{\theta}^*$ es una función del vector de remuestreos.

Se denomina como \mathbf{P}^0 el vector de longitud n tal que todos sus elementos son iguales a 1/n

$$\mathbf{P}^0 = \left(\frac{1}{n}, \frac{1}{n}, \dots, \frac{1}{n}\right)$$

- ► El valor de $T(\mathbf{P}^0)$ es el valor de $\hat{\theta}^*$ cuando cada $P_j^* = \frac{1}{n}$, es decir cuando cada dato original x_j ocurre exactamente una vez en la muestra bootstrap \mathbf{x}^* .
- Pero esto implica que x* = x excepto en las permutaciones de los elementos. Así el valor del estadístico original es igual al valor observado del estadístico:

$$T\left(\mathbf{P}^{0}\right)=\hat{\theta}=t(\hat{F})$$

- Las B muestras bootstrap $\mathbf{x}^{*1}, \mathbf{x}^{*2}, \dots, \mathbf{x}^{*B}$ dan lugar a los correspondientes vectores de remuestreo $\mathbf{P}^{*1}, \mathbf{P}^{*2}, \dots, \mathbf{P}^{*B}$.
- ightharpoonup Se define como $\overline{\mathbf{P}}^*$ la media de los vectores anteriores

$$\overline{\mathbf{P}}^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} \mathbf{P}^{*b}$$

▶ De este modo, el mejor estimador bootstrap del sesgo es

$$\overline{\operatorname{Sesgo}}_{\mathcal{B}} = \hat{\theta}^*(\cdot) - \mathcal{T}\left(\overline{\mathbf{P}}^*\right)$$

donde

$$\hat{\theta}^*(\cdot) = \sum_{b=1}^B \frac{\hat{\theta}^*(b)}{B}$$

► En el ejemplo de los parches se remuestrean 400 vectores y se obtiene

$$\overline{\mathbf{P}}^* = (0,1178; 0,1187; 0,1313; 0,1259; 0,1219; 0,1275; 0,1306; 0,1213)$$

▶ De modo que

$$T\left(\overline{\mathbf{P}}^*\right) = \frac{\sum_{j=1}^8 \overline{P}_j^* y_j}{\sum_{j=1}^8 \overline{P}_j^* z_j} = -0.075$$

con lo que

$$\overline{\text{Sesgo}}_{B} = \hat{\theta}^{*}(\cdot) - T(\overline{\mathbf{P}}^{*}) =$$

$$= -0.067 - (-0.075) = 0.0080$$

Corrección del sesgo

- Para qué se quiere estimar el sesgo de un estimador $\hat{\theta}$?

 La razón original es para corregir el estimador $\hat{\theta}$ de modo que sea menos sesgado.
- ► Si el sesgo estimado bootstrap es

$$\widehat{\operatorname{sesgo}}_B = \hat{\theta}^*(\cdot) - \hat{\theta}$$

lacktriangle Entonces el estimador corregido del sesgo, digamos $\overline{ heta}$, es

$$\overline{\theta} = \hat{\theta} - \widehat{\operatorname{sesgo}}_B$$

$$= 2\hat{\theta} - \hat{\theta}^*(\cdot)$$

Correción del sesgo

► Con esto se dice que si $\hat{\theta}^*(\cdot)$ es mayor que $\hat{\theta}$ entonces el estimador de sesgo corregido $\bar{\theta}$ debe ser menor que $\hat{\theta}$.

La corrección del sesgo a veces no es conveniente, dado que la estimación del sesgo puede tener una variabilidad alta, con cual, el estimador corregido tendrá también un error estándar alto.