WŁASNOŚCI ESTYMATORA MNK. Rozwiązania.

I. Nieobciążoność

- 1. Mamy estymator $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X} + \lambda \boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'y$ gdzie λ jest skalarem.
 - (i) Czy estymator ten jest liniowy?

Rozwiązanie: Tak, ponieważ estymator jest liniową funkcją zmiennej zależnej:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \underbrace{(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X} + \lambda \boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'}_{\boldsymbol{A} \cdot \text{stata}} \boldsymbol{y}$$

(ii) Udowodnij że dla każdego $\lambda>0$ ten estymator przy spełnieniu założeń KMRL jest obciążony. Rozwiązanie:

$$\mathbb{E}[\hat{\boldsymbol{\beta}}|\boldsymbol{X}] = \mathbb{E}[(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X} + \lambda \boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{y}|\boldsymbol{X}]$$
$$= (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X} + \lambda \boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\underbrace{\mathbb{E}[\boldsymbol{y}|\boldsymbol{X}]}_{\boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}}$$
$$= (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X} + \lambda \boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{\beta} \neq \boldsymbol{\beta}$$

jeżeli $\lambda > 0$.

2. Mamy prosty model liniowy:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \varepsilon$$

Pokazaliśmy, że estymator parametru β_1 ma następującą postać:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{y}\bar{x}}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}$$

Pokaż, że ten estymator jest nieobciążony.

Rozwiązanie: Mamy pokazać że poniższa równość jest spełniona

$$\begin{split} \mathbb{E}[\beta_1|x] &= \mathbb{E}[\hat{\beta}_1|x_i] \\ &= \mathbb{E}[\frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{y}\bar{x}}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}|x_i] = * \end{split}$$

Najpierw skorzystajmy z faktu: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$

$$\begin{split} * &= \mathbb{E} \big[\frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i} y_{i} - n \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_{i} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{i}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - n (\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}} \big| x_{i} \big] \\ * &= \mathbb{E} \big[\frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i} y_{i} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_{i} \sum_{i=1}^{n} x_{i}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}} \big| x_{i} \big] = * \end{split}$$

Zauważmy, że w wartości oczekiwanej pozostanie tylko y_i

$$* = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i \mathbb{E}[y_i | x_i] - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbb{E}[y_i | x_i] \sum_{i=1}^{n} x_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2}$$

Z założeń KMRL wynika że $\mathbb{E}[y_i|x_i] = \beta_0 + \beta_1 x_i$:

$$* = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{i}(\beta_{0} + \beta_{1}x_{i}) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (\beta_{0} + \beta_{1}x_{i}) \sum_{i=1}^{n} x_{i}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}}$$

$$* = \frac{\beta_{0} \sum_{i=1}^{n} x_{i} + \beta_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{1}{n} \beta_{0} n \sum_{i=1}^{n} x_{i} + \beta_{1} \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}}$$

$$* = \frac{\beta_{0} \sum_{i=1}^{n} x_{i} + \beta_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \beta_{0} \sum_{i=1}^{n} x_{i} - \frac{1}{n} \beta_{1} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}}$$

$$* = \frac{\beta_{1} \sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}^{2} - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^{n} x_{i})^{2}}$$

$$* = \beta_{1}$$

Co należało pokazać.

3. Dany jest model regresji liniowej, spełniający założenia KMRL:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \varepsilon$$

Jesteśmy zainteresowani szacowaniem sumy parametrów przy x_1 oraz x_2 , niech $\theta = \beta_1 + \beta_2$. Pokaż, że estymator $\hat{\theta} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ jest nieobciążony

Rozwiązanie: Pokażmy że $\theta = \mathbb{E}[\hat{\theta}]$. Ponadto wiemy, że model podany w zadaniu spełnia założenia KMRL, więc $\hat{\theta}_1$ oraz $\hat{\theta}_2$ są nieobciążone. Zatem:

$$\theta = \mathbb{E}[\hat{\theta}]$$

$$= \mathbb{E}[\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2]$$

$$= \mathbb{E}[\hat{\beta}_1] + \mathbb{E}[\hat{\beta}_2]$$

$$= \beta_1 + \beta_2$$

$$= \theta$$

II. Założenia KMRL.

- 1. Które z poniższych przyczyn mogą spowodować, że estymator MNK będzie obciążony?
 - (i) Heteroskedastyczność
 - (ii) Pominiecie istotnej zmiennej
 - (iii) Korelacja z próby wynosząca 0.95 między dwoma zmiennymi objaśniającymi, uwzględnionymi w modelu Rozwiązanie: Heteroskedastyczność jest sprzeczna z założeniem KMRL o sferyczności wariancji składnika losowego, co nie wpływa na obciążoność estymatora MNK. Korelacja z próby równa 0.95 między dwoma zmiennymi objaśniającymi to współliniowość, co również nie wpływa na obciążoność estymatora MNK. Natomiast w przypadku pominięcia istotnej zmiennej, złamane zostaje założenia KMRL o warunkowej wartości oczekiwanej równej zero ($\mathbb{E}[\varepsilon \mid X] = 0$), co sprawia że estymator MNK będzie obciążony.
- 2. Które z poniższych warunków są niezbędne, aby pokazać że estymator MNK jest nieobciążony i efektywny?
 - (i) $\mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}] = 0$
 - (ii) $Var[\varepsilon] = \sigma^2$
 - (iii) $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \ \forall j \neq i$
 - (iv) $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

Rozwiązanie: Innymi słowy, które założenia są potrzebne aby udowodnić twierdzenie Gaussa-Markowa? Warunkowa wartość oczekiwana równa zero (i), stałość wariancji-homoskedastyczny składnik losowy (ii) oraz brak autokorealcji (iii) z wyżej podanych. Założenie o normalności składnika losowego nie jest potrzebne aby pokazać nieobciążoność oraz efektywność estymatora MNK w Klasycznym Modelu Regresji Liniowej.

- 3. Jakie jest znaczenie terminu heteroskedastyczność?
 - (i) Wariancja błędów nie jest stała.
 - (ii) Wariancja zmiennej zależnej nie jest stała.
 - (iii) Błędy nie są od siebie liniowo niezależne.
 - (iv) Błędy mają średnią niezerową.

Rozwiązanie: Heteroskedastyczność to sytuacji w której wariancja błędów nie jest stała.

- 4. Które z poniższych sytuacji mogą być konsekwencją naruszenia jednego lub większej liczby założeń KMRL?
 - (i) Oszacowania współczynników są obciążone.
 - (ii) Oszacowania błędu standardowego nie są optymalne.
 - (iii) Rozkłady przyjęte dla statystyk testowych są niewłaściwe.
 - (iv) Wnioski dotyczące siły relacji pomiędzy osobą zależną a zmienną niezależną mogą być nieprawidłowe.

<u>Rozwiązanie</u>: (i) - obciążenie estymatora głównie może być konsekwencją niespełnienia założenia o warunkowej wartości oczekiwanej równej zero. (ii) - niewłaściwe oszacowanie błędów standardowych może być konsekwencją heteroskedastyczności. (iv) - może być konsekwencją obu powyższych - zarówno obciążone oszacowanie jaki niewłaściwe oszacowanie błędów std. O (iii) będziemy jeszcze mówić.

- 5. Jakie byłyby konsekwencje dla estymatora MNK, gdyby heteroskedastyczność była obecna w modelu regresji, ale została zignorowana?
 - (i) Estymator będzie obciążony.
 - (ii) Estymator nie będzie zgodny.
 - (iii) Estymator będzie nieefektywny.
 - (iv) Wszystkie powyższe punkty będą prawdziwe.

<u>Rozwiązanie</u>: Estymator będzie nieefektywny - estymator MNK nie będzie już najbardziej efektywny w klasie liniowych nieobciążonych estymatorów. Natomiast estymator nadal będzie nieobciążony. Zgodność jest asymptotyczną własnością estymatorów i nie będzie ona przedmiotem naszych zajęć.

- 6. Dany jest model z 5 zmiennymi objaśniającymi szacowany na 100 obserwacjach
 - (i) Jaki jest rozmiar macierzy wariancji estymatora modelu? Rozwiązanie: Mamy 6 parametrów do oszacowania, zatem macierz wariacji-kowariancji estymatora będzie miała rozmiar 6×6
 - (ii) Zapisz postać macierzy z poprzedniego podpunktu w KMRL. Rozwiązanie:

$$\operatorname{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}] = \begin{bmatrix} \operatorname{Var}[\beta_0] & \operatorname{Cov}[\beta_0, \beta_1] & \dots & \operatorname{Cov}[\beta_0, \beta_6] \\ \operatorname{Cov}[\beta_1, \beta_0] & \operatorname{Var}[\beta_1] & \dots & \operatorname{Cov}[\beta_1, \beta_6] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \operatorname{Cov}[\beta_6, \beta_0] & \operatorname{Cov}[\beta_6, \beta_1] & \dots & \operatorname{Var}[\beta_6] \end{bmatrix}_{6 \times 6}$$

(iii) Jaki jest rozmiar macierzy wariancji wariancji składnika losowego?

Rozwiązanie: Model jest szacowany na 100 obserwacjach, czy wektor składnika losowego ε ma rozmiar 100. Zatem macierz wariancji składnika losowego $\mathbb{E}[\varepsilon\varepsilon']$ będzie miała rozmiar 100×100

(iv) Zapisz postać macierzy z poprzedniego podpunktu w KMRL.

Rozwiązanie:

$$\operatorname{Var}[\varepsilon] = \begin{bmatrix} \operatorname{Var}[\varepsilon_0] & \operatorname{Cov}[\varepsilon_0, \varepsilon_1] & \dots & \operatorname{Cov}[\varepsilon_0, \varepsilon_{100}] \\ \operatorname{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_0] & \operatorname{Var}[\varepsilon_1] & \dots & \operatorname{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_{100}] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \operatorname{Cov}[\varepsilon_{100}, \varepsilon_0] & \operatorname{Cov}[\varepsilon_{100}, \varepsilon_1] & \dots & \operatorname{Var}[\varepsilon_{100}] \end{bmatrix}_{100 \times 100}$$