

Econometrics with Python

Olivér Nagy

John von Neumann University - MNB Institute
Central Bank of Hungary

2023. október 13.



MNB INTÉZET
FENNTARTHATÓ PÉNZÜGYEK KÖZPONT

Review: alapszakon / kvantitatív alapokon elsajátított ismeret

- Többváltozós lineáris regressziós modell (MLR) definíciója:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \epsilon_i \quad (1)$$

ahol $i = 1, \dots, n$

- A model y változó alakulását próbálja leírni x_1, \dots, x_k függvényében
- y_i függő változó (hivatkozunk rá LHS, vagy outcome változóként)
- x_1, \dots, x_k független változók (RHS, prediktor változók)
- ϵ_i a hibatag

Review: OLS elvű becslés

- A hagyományos legkisebb négyzetek módszere (OLS) egy becslési elv, ami lehetővé teszi lineáris regressziós modellek modell paramétereinek ($\hat{\beta}$) becslését, a négyzetes távolságok minimalizálásán keresztül:

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta \in \Theta} \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{1i} - \dots - \beta_k x_{ki})^2$$

- Legyen $Y = [y_1, \dots, y_n]^T$, $\beta = [\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n]^T$, $\epsilon = [\epsilon_1, \dots, \epsilon_n]^T$, és

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ \dots & & & \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}.$$

- Ebben az esetben (1) egyenlet mátrixos formában átírható a következő módon:

$$Y = X\beta + \epsilon \tag{2}$$

Review: Lineáris regresszió OLS elvű becslőjének levezetése

- Az OLS elvű becslő a maradéktagok (*residuals*) négyzetének az összegét (SSR/RSS) minimalizálja, amit mátrixos formában a következő módon tudunk felírni:

$$SSR = \epsilon^T \epsilon = (Y - X\beta)^T (Y - X\beta).$$

- SSR konkáv β függvényében, ezért az elsőrendű feltétel (FOC) elégséges az egyenlet minimalizálásához.
- Alkalmazva a következő azonosságot $(Y^T X\beta)^T = \beta^T X^T Y$ azt kapjuk, hogy

$$\epsilon^T \epsilon = Y^T Y - 2\beta^T X^T Y + \beta^T X^T X \beta.$$

- Az FOC alapján

$$\begin{aligned}\frac{\partial \epsilon^T \epsilon}{\partial \beta} &= -2X^T Y + 2X^T X \hat{\beta} = 0 \\ \implies \hat{\beta}_{OLS} &= (X^T X)^{-1} X^T Y\end{aligned}$$

Gauss-Markov feltevések

Ahhoz, hogy az OLS elven becsült lineáris regressziónak fennálljanak bizonyos előnyös tulajdonságai, meghatározott feltevéseknek teljesülniük kell:

- 1 **Modell linearitás:** Feltesszük, hogy az Y és az X közötti kapcsolat lineárisan leírható
- 2 Az adatok a sokaság **véletlen mintái**. A legtöbbször használt i.i.d. ennél szigorúbb, tehát teljesíti a véletlen mintás feltevést.
- 3 X mátrix **teljes oszlop rangú**. Ezen feltevés alapján tehát nincs egzakt multikolinearitás. Ha ezt nem teszük fel, akkor $(X^T X)$ nem lenne invertálható tetszőleges X esetén.
- 4 $\mathbb{E}[\epsilon|X] = 0$. Ez a feltevés (0 feltételes átlag) alapján a hibatagok átlaga 0. Ebből következik, hogy $\mathbb{E}(Y) = X\beta$.
- 5 $\mathbb{E}[\epsilon\epsilon^T|X] = \sigma^2 I$. Ezen feltevés szerint a hibatagok homoszkedasztikusak és autokorrelálatlanok.

OLS torzítatlanság

A Gauss-Markov feltevések (1.-4.) alapján $\hat{\beta}_{OLS}$ torzítatlan becslője β -nak. $\mathbb{E}[\hat{\beta}_{OLS}] - \beta = 0$

Bizonyítás

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\hat{\beta}_{OLS}] &= \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T Y] = \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T (X\beta + \epsilon)] \\ &= \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T X\beta] + \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T \epsilon]\end{aligned}$$

- Ismerjük fel, hogy $(X^T X)^{-1} X^T X = I$, és $\mathbb{E}[\beta] = \beta$ így

$$= \beta + \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T \epsilon]$$

- A 4. Gauss-Markov feltevés ($\mathbb{E}(\epsilon|X) = 0$) alapján
 $= \beta$

$$\implies \mathbb{E}[\hat{\beta}_{OLS}] - \beta = 0$$

OLS kovariancia mátrix

A Gauss-Markov feltevések (1.-5.) alapján $\mathbb{V}[\hat{\beta}_{OLS}] = \sigma^2(X^T X)^{-1}$

Bizonyítás

$$\mathbb{V}[\hat{\beta}_{OLS}] = \mathbb{E}[(\hat{\beta}_{OLS} - \mathbb{E}[\hat{\beta}_{OLS}])(\hat{\beta}_{OLS} - \mathbb{E}[\hat{\beta}_{OLS}])^T]$$

$$= \mathbb{E}[(\hat{\beta}_{OLS} - \beta)(\hat{\beta}_{OLS} - \beta)^T]$$

$$= \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T \epsilon * [(X^T X)^{-1} X^T \epsilon]^T]$$

$$= \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T \epsilon \epsilon^T X (X^T X)^{-1}]$$

$$= (X^T X)^{-1} X^T \mathbb{E}[\epsilon \epsilon^T] X (X^T X)^{-1}$$

- Az 5. Gauss-Markov feltevés ($\mathbb{E}[\epsilon \epsilon^T | X] = \sigma^2 I$) alapján

$$= (X^T X)^{-1} X^T \sigma^2 I X (X^T X)^{-1}$$

$$= \sigma^2 (X^T X)^{-1} X^T X (X^T X)^{-1} = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$$

OLS konzisztencia

A Gauss-Markov feltevések (1.-3.) alapján az OLS-becslő konzisztens:

$$\hat{\beta}_{OLS} \xrightarrow{p} \beta$$

Konvergencia (pongyola áttekintés)

$$\hat{\beta}_{OLS} = (X^T X)^{-1} X^T Y = \left(\frac{1}{N} X^T X\right)^{-1} \left(\frac{1}{N} X^T Y\right)$$

Felismerve, hogy $X^T X = \sum_{i=1}^N \underline{x}_i * \underline{x}_i^T$, a **WLLN** segítségével belátható, hogy $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \underline{x}_i * \underline{x}_i^T \xrightarrow{p} \mathbb{E}[X^T X]$ (analóg módon $X^T Y$ esetén is belátható). A **konvergencia azonosságokat** felhasználva:

$$\hat{\beta}_{OLS} \xrightarrow{p} \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T Y]$$

Mivel tudjuk, hogy,

$$\mathbb{E}[\beta] = \mathbb{E}[(X^T X)^{-1} X^T Y]$$

ezért

$$\hat{\beta}_{OLS} \xrightarrow{p} \beta$$

Gauss-Markov tétel

Ha teljesül mindegyik feltétel (1.-5.), akkor a **lineáris, torzítatlan becslők körében** az OLS-becslő **minimális varianciájú** (azaz hatásos).

Más szavakkal elmondva, az OLS-becslő **B**est, **L**inear, **U**nbiased, **E**fficient becslő, tehát **BLUE** estimator.