

Семинар 3.

1. Данна стандартная модель парной регрессии

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

- (а) Чему равна МНК–оценка коэффициента β_2 при ограничении $\beta_1 = 0$.
- (б) Чему равна дисперсия оценки в пункте (а)? Покажите, что она меньше, чем $\sigma^2 / \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ — дисперсия МНК–оценки β_2 в регрессии без ограничения. Противоречит ли это теореме Гаусса–Маркова?

Решение:

- (а) GDP (истинный процесс): $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n.$

Модель, которую оцениваем: $y_i = \beta_2 x_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n.$

Найдем МНК–оценку для нашей модели:

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}.$$

Как известно, при пропуске существенных переменных (в нашем случае пропущена константа) МНК–оценки смещены. Убедимся в этом:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\hat{\beta}_2) &= \mathbb{E}\left(\frac{\sum_{i=1}^n y_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}\right) = \mathbb{E}\left(\frac{\sum_{i=1}^n (\beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i) x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}\right) = \\ &= \beta_1 \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2} + \beta_2 \neq \beta_2. \end{aligned}$$

Таким образом, МНК–оценка действительно смещённая.

- (б) Вычислим дисперсию данной оценки:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}_2) &= \text{Var}\left(\frac{\sum_{i=1}^n y_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}\right) = \text{Var}\left(\frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}\right) = \frac{1}{(\sum_{i=1}^n x_i^2)^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 \text{Var}(\varepsilon_i) = \\ &= \frac{1}{(\sum_{i=1}^n x_i^2)^2} \sum_{i=1}^n x_i^2 \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2}. \end{aligned}$$

Сравним данную дисперсию с дисперсией МНК–оценки параметра β_2 для истинной модели (обозначим эту оценку как β_2^{true} которая, как нам известно, имеет вид:

$$\text{Var}(\beta_2^{true}) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}.$$

Сравним знаменатели:

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n x_i^2 + n(\bar{x})^2 = n(\bar{x})^2 \geq 0.$$

Следовательно, МНК–оценка в модели с пропущенной константой имеет меньшую дисперсию. Однако это не противоречит теореме Гаусса–Маркова. Согласно теореме Гаусса–Маркова МНК–оценка β_2^{true} в истинной модели действительно имеет минимальную дисперсию, однако, в классе линейных по y и несмещённых оценок, но МНК–оценка β_2 в модели с пропущенной константой является смещённой.

- (а) Найдите наиболее эффективную оценку коэффициента β_1 для модели

$$y_t = \beta_1 + \varepsilon_t,$$

$$\mathbb{E}(\varepsilon_t) = 0, \mathbb{E}(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2 / x_t, x_t > 0$$

в классе линейных несмещённых оценок. Рассчитайте дисперсию этой оценки и сравните её с дисперсией МНК–оценки.

Решение:

Известно, что

$$\hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta} = \bar{y} = \frac{1}{n} (y_1 + \dots + y_n).$$

Из условия следует, что $E(y_t) = \beta, V(y_t) = \sigma^2 x_t$ и $Cov(y_t, y_s) = 0$, при $t \neq s$. Поэтому

$$E(\hat{\beta}) = \beta$$

(т. е. оценка $\hat{\beta}$ несмещённая) и

$$V(\hat{\beta}) = \frac{\sigma^2}{n^2} \sum_{t=1}^n x_t.$$

Обобщенный метод наименьших квадратов позволяет получить эффективные оценки при гетероскедастичных случайных ошибках. В данном случае ОМНК сводится к взвешенному методу наименьших квадратов с весами $1/\sqrt{x_t}$:

$$\frac{y_t}{\sqrt{x_t}} = \beta \frac{1}{\sqrt{x_t}} + \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{x_t}}.$$

Здесь ошибки $u_t = \varepsilon_t / \sqrt{x_t}$ уже удовлетворяют условию гомоскедастично-

сти: $V(u_t) = \sigma^2$. Применяя к этому уравнению МНК, получаем:

$$\widehat{\beta}_{\text{GLS}} = \left(\sum_{t=1}^n \frac{y_t}{x_t} \right) / \left(\sum_{t=1}^n \frac{1}{x_t} \right),$$

$$V(\widehat{\beta}_{\text{GLS}}) = \left(\sum_{t=1}^n \frac{\sigma^2 x_t}{x_t^2} \right) / \left(\sum_{t=1}^n \frac{1}{x_t} \right)^2 = \sigma^2 / \left(\sum_{t=1}^n \frac{1}{x_t} \right).$$

Неравенство $V(\widehat{\beta}) \geq V(\widehat{\beta}_{\text{GLS}})$ эквивалентно неравенству

$$\left(\sum_{t=1}^n x_t \right) \left(\sum_{t=1}^n \frac{1}{x_t} \right) \geq n^2,$$

которое, в свою очередь, вытекает непосредственно из неравенства Коши–Буняковского.

Список используемой литературы.

Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. (2007). Эконометрика. Начальный курс : учебник для вузов.