

## Семинар №4

Опрос с нарушениями состоятельности оценок:

$$\begin{cases} y_t = a_1 x_{1t} + \dots + a_k x_{kt} + u_t \\ E(u_t) = 0, \text{Var}(u_t^2) = \sigma_u^2 \end{cases} \quad (3.11)$$

Выполняются требования к случайному возмущению  $E(u_t) = 0, \text{Var}(u_t^2) = \sigma_u^2$ . Объясняющие переменные коррелируют со случайным остатком, т.е. не выполняется условие (3.8):

$$P \cdot \lim \left( \frac{1}{n} \cdot X^T \cdot \vec{u} \right) = 0 \quad (3.8)$$

$z_{1t}, \dots, z_{kt}$  называется инструментальными, если выполняются условия:

$$P \cdot \lim \left( \frac{1}{n} \cdot Z^T \cdot \vec{u} \right) = 0 \quad (3.12)$$

$$\exists M_{ZX} = P \lim \left( \frac{1}{n} \cdot Z^T \cdot X \right) \quad (3.13)$$

, то есть переменные  $z_{1t}, \dots, z_{kt}$  не коррелируют в пределе со случайными остатками, но коррелируют в пределе с регрессорами.

Где матрица  $X: X = \begin{pmatrix} x_{11} & \dots & x_{1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix}$ , матрица  $Z_{n \times k}: Z = \begin{pmatrix} z_{11} & \dots & z_{1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ z_{n1} & \dots & z_{nk} \end{pmatrix}$

$$\Rightarrow Z_{k \times n}^T \Rightarrow \exists (Z^T \cdot X)_{k \times k}$$

**Теорема 3.1.** Процедура:

$$\vec{\tilde{a}} = (Z^T \cdot X)^{-1} Z^T \vec{y} \quad (3.14)$$

обеспечивает состоятельные оценки параметров (3.11).

Как построить инструментальную переменную? **Ответ:** 2МНК содержит алгоритм построения инструментальных переменных для получения состоятельных оценок.

$$p_t = \frac{b_0 - a_0}{a_1} + \frac{b_1}{a_1} p_{t-1} + \frac{x_t - u_t}{a_1} = \left[ M_0 = \frac{b_0 - a_0}{a_1}; M_1 = \frac{b_1}{a_1}; \frac{x_t - u_t}{a_1} = \varepsilon_t \right] \quad (3.15)$$

$$= M_0 + M_1 p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Напрашивается переход:

$$\Rightarrow z_t = p_t - \varepsilon_t \quad (3.17)$$

Состоятельные оценки коэффициентов  $\vec{\tilde{a}}$  первого уравнения модели (3.1 внизу конспекта) можно отыскать по правилу (3.14), где в роли  $X, \vec{y}$ :

$$X = \begin{pmatrix} 1 & p_0 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & p_{n-1} \end{pmatrix}; \vec{y}_{n \times 1} = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} \quad (3.18)$$

, а в роли инструментальных переменных:

$$Z = \begin{pmatrix} 1 & z_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & z_n \end{pmatrix} \quad (3.19)$$

проблема заключается в (3.19), так как все кроме (3.19) мы можем собрать в статистику. Если переменная  $Z$  была бы наблюдаема, то для коэффициентов первого уравнения (3.1) можно было найти не только состоятельную, но и оптимальную (несмещённую и эффективные МНК оценки):

$$\tilde{a} = (Z^T \cdot Z)^{-1} \cdot Z^T \cdot y \rightarrow 2\text{МНК} \quad (3.20)$$

Так как (3.17) не доступна для наблюдения, то можно ли найти для неё подходящую замену?

Ответ: можем следующей величиной:

$$\tilde{z}_t = p_t - \tilde{\varepsilon}_t = \tilde{M}_0 + \tilde{M}_1 p_{t-1} \quad (3.21)$$

(3.21) доступна для вычислений после оценивания (3.18). В матричном виде:

$$\tilde{M} = (\tilde{M}_0, \tilde{M}_1)^T = (X^T X)^{-1} \cdot X^T \cdot \vec{p} \quad (3.22)$$

, где:

$$X = \begin{pmatrix} 1 & p_0 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & p_{n-1} \end{pmatrix}; \vec{p} = \begin{pmatrix} p_1 \\ \vdots \\ p_n \end{pmatrix} \quad (3.23)$$

Если матрица (3.19) вместо переменной  $Z$  использовать её МНК оценку (3.21), то в процедуре (3.20) матрицу  $Z$  можно сформировать по правилу:

$$Z = \begin{pmatrix} 1 & \tilde{z}_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & \tilde{z}_n \end{pmatrix} \quad (3.24)$$

#### Тема №4. Двухшаговый метод наименьших квадратов (2МНК)

Рассмотрим с учётом условия нормализации:

$$a_{ii} = 1 \Rightarrow a_{i1}y_{1t} + \dots + a_{ik}y_{kt} + b_1X_{1t} + \dots + b_{1k}x_{kt} = u_{it}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2.1)$$

Выражаем одно из уравнений:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{G-1} \alpha_{ij} y_t(i_j) + \sum_{j=1}^{K_j} \beta_{ij} X_t(i_j) + u_{it} = \vec{\alpha}_i^T y_t(i) + \vec{\beta}_i^T X_t(i) + u_{it} \quad (3.25)$$

, где  $y_{it}(i_j)$  – текущие эндогенные переменные:  
G-1

$$(y_{1t}, \dots, y_{Gt}) \quad (2.2)$$

эти переменные коррелируют со случайным остатком.

$$X_t(i_j) \rightarrow (x_{1t}, \dots, x_{Kt}) \quad (2.3)$$

$X_t$  не коррелируют со случайным остатком.

$\vec{\alpha}, \vec{\beta}$  – переменные при  $\vec{y}$  и  $\vec{X}$  отличаются от соответствующих коэффициентов (2.1) знаком.

**Формулы из семинара №3:**

$$\left\{ \begin{array}{l} y_t^d = a_0 + a_1 p_t + u_t; \\ y_t^s = b_0 + b_1 p_{t-1} + v_t; \\ y_t^d = y_t^s; \\ a_0, b_0, b_1 > 0, a_1 < 0; \\ E(u_t) = 0, \text{Var}(u_t^2) = \sigma_u^2 \\ E(v_t) = 0, \text{Var}(v_t^2) = \sigma_v^2 \\ \text{Cov}(u_i, u_j) = 0; i \neq j \\ \text{Cov}(v_i, v_j) = 0; i \neq j \end{array} \right. \quad (3.1)$$