

STATIONAARISET AIKASARJAT, 10 OP. 13.9.–14.12.2012. Kirjallisuus: James Hamiltonin Time Series Analysis, luvut 1–5 ja Terence Millsin The Econometric Modelling of Financial Time Series, luku 2. Luennoi: yliopistonlehtori Pekka Pere.

## Harjoitusten 9 vastaukset (16.11.)

1. Väite on intuitiivisesti ilmeinen, mutta todistetaan se. Keskineliövirheen mielessä optimaalinen lineaarinen ennuste toteuttaa ehdon

$$E[(Y_{t+1} - \boldsymbol{\alpha}'\mathbf{X}_t)\mathbf{X}_t'] = \mathbf{0}', \quad (4.1.10)$$

jossa  $\boldsymbol{\alpha}' = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \alpha_3]$ . Valitaan  $\mathbf{X}_t' = [u_t \ u_{t-1} \ v_t]$  ( $Y_{t+1}$ :n ennustamisen kannalta  $u_{t-2}, u_{t-3}, \dots$  ja  $v_{t-1}, v_{t-2}, \dots$  ovat hyödyttömiä). Ehto saa muodon

$$\begin{aligned} & E\{(Y_{t+1} - \boldsymbol{\alpha}'[u_t \ u_{t-1} \ v_t]')[u_t \ u_{t-1} \ v_t]\} \\ &= E\{(u_{t+1} + \delta u_t + v_{t+1} - \alpha_1 u_t - \alpha_2 u_{t-1} - \alpha_3 v_t)[u_t \ u_{t-1} \ v_t]\} \\ &= E[\delta u_t^2 - \alpha_1 u_t^2 \quad - \alpha_2 u_{t-1}^2 \quad - \alpha_3 v_t^2] \\ &= [(\delta - \alpha_1)\sigma_u^2 \quad - \alpha_2 \sigma_u^2 \quad - \alpha_3 \sigma_v^2] \\ &= \mathbf{0}'. \end{aligned}$$

Yllä toinen yhtäsuuruus seuraa innovaatioiden  $u_{t-i}$  ja  $v_{t-j}$  (kaikille  $i, j$ ) korreloimattomuudesta. Koska  $\sigma_u^2 \neq 0 \neq \sigma_v^2$ , optimaalisen kerroinvektorin täytyy olla

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\alpha}' &= [\alpha_1 \quad \alpha_2 \quad \alpha_3] \\ &= [\delta \quad 0 \quad 0]. \end{aligned}$$

Näin ollen optimaalinen lineaarinen ennuste  $Y_{t+1}$ :lle on

$$\hat{E}(y_{t+1}|u_t, u_{t-1}, v_{t-1}) = \delta u_t + 0 \times u_{t-1} + 0 \times v_t = \delta u_t.$$

2. Osoitetaan, että  $\hat{E}(y_{t+s}|\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = \mu + \psi_s \varepsilon_t + \psi_{s+1} \varepsilon_{t-1} + \psi_{s+2} \varepsilon_{t-2} + \dots$  konvergoi kvadraattisesti  $\mu$ :hyn. Huomataan, että

$$E[(\mu + \psi_s \varepsilon_t + \psi_{s+1} \varepsilon_{t-1} + \psi_{s+2} \varepsilon_{t-2} + \dots) - \mu]^2 = \sigma^2 \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{s+i}^2.$$

Kertoimet  $\psi_j$  ovat oletuksen mukaan absoluuttisesti summautuvia, joten ne ovat myös kvadraattisesti summautuvia (kirjan s. 69). Näin ollen  $\sigma^2 \sum_{i=0}^{\infty} \psi_{s+i}^2 \rightarrow 0$ , kun  $s \rightarrow \infty$ , eli  $\hat{E}(y_{t+s}|\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots)$  konvergoi kvadraattisesti  $\mu$ :hyn.

3. Osoitetaan, että  $n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} y_{t-j}$  konvergoi kvadraattisesti  $\kappa^{(i)}$ :hin eli että lineaarikombinaatiolla  $n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} y_{t-j}$  voidaan ennustaa  $\kappa^{(i)}$ :tä mielivaltaisen tarkasti. Ensin osoitetaan, että  $\mathbf{E}(n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} y_{t-j} - \kappa^{(i)})^2 = \sigma^2/n$ :

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} y_{t-j} - \kappa^{(i)})^2 &= \mathbf{E}[n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} (\varepsilon_{t-j} + \kappa^{(i)}) - \kappa^{(i)}]^2 \\ &= \mathbf{E}(n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} \varepsilon_{t-j})^2 \\ &\stackrel{\mathbf{E}(\varepsilon_t \varepsilon_{t-j})=0}{=} n^{-2} \sum_{j=0}^{n-1} \mathbf{E}(\varepsilon_{t-j}^2) \\ &= n^{-2} \sum_{j=0}^{n-1} \sigma^2 \\ &= \sigma^2/n. \end{aligned}$$

Kasvattamalla  $n$ :ää saadaan  $\sigma^2/n$  mielivaltaisen pieneksi, eli  $n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} y_{t-j}$ :llä voidaan approksimoida  $\kappa^{(i)}$ :tä mielivaltaisen tarkasti.  $\kappa^{(i)}$  on myös korreloimaton  $\varepsilon_{t-s}$ :ien ( $s = 0, 1, \dots$ ) kanssa:

$$\begin{aligned} \text{cov}(\kappa^{(i)}, \varepsilon_{t-s}) &\stackrel{\mathbf{E}(\varepsilon_{t-s})=0}{=} \mathbf{E}(\kappa^{(i)} \varepsilon_{t-s}) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}(n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} y_{t-j} \varepsilon_{t-s}) \\ &\stackrel{s \in [0, n-1]}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} (n^{-1} \sigma^2) \\ &= 0. \end{aligned}$$

Näin ollen  $\kappa^{(i)}$  on Woldin hajotelmalauseen mukainen  $\kappa_t$ .

Edelleen:

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{E}}(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) &= \hat{\mathbf{E}}(\varepsilon_t + \kappa^{(i)} | \varepsilon_{t-1} + \kappa^{(i)}, \varepsilon_{t-2} + \kappa^{(i)}, \dots) \\ &\stackrel{\mathbf{E}(\varepsilon_t \varepsilon_{t-j})=0, \text{cov}(\kappa^{(i)}, \varepsilon_{t-j})=0}{=} \kappa^{(i)} \end{aligned}$$

ja

$$\begin{aligned} y_t - \hat{\mathbf{E}}(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) &= \varepsilon_t + \kappa^{(i)} - \kappa^{(i)} \\ &= \varepsilon_t. \end{aligned}$$

$\varepsilon_t$  on jäännös, kun  $y_t$ :tä ennustetaan lineaarikombinaatiolla  $y_t$ :n menneitä arvoja.  $\varepsilon_t$  on oletuksen mukaan myös valkoista kohinaa. Näin ollen  $\varepsilon_t$  on Woldin hajotelmalauseen lineaarinen ei-deterministinen osa.

$y_t = \varepsilon_t + \kappa^{(i)}$  on siis Woldin lauseen mukainen hajotelma.