

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Mallin määrittely

- Oletetaan, että havaittuun  $n:n$  aikasarjan aineistoon voidaan soveltaa VAR( $p$ )-mallia

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

jossa alkuarvot  $y_{-p+1}, \dots, y_0$  on myös havaittu ja kerroinmatriisit  $A_1, \dots, A_p$  ( $n \times n$ ) toteuttavat stationaarisuus- tai stabiilisuusehdon.

- Jotta päästäisiin soveltamaan suurimman uskottavuuden (SU) teoriaa, oletetaan normaalisuus:

$$\varepsilon_t \sim \text{nid}(0, \Omega), \quad \Omega \text{ positiivisesti definiitti.}$$

- Esitettävät asymptoottiset tulokset pätevät yleisemmin oletuksella  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \Omega)$ .

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion johto

- Merkitään

$$x_t = [1 \ y'_{t-1} \ \cdots \ y'_{t-p}]' = [1 \ \mathbf{y}'_{t-1}]' \quad ((np + 1) \times 1)$$

ja

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi'_1 \\ \vdots \\ \pi'_n \end{bmatrix} = [v : A_1 : \cdots : A_p] \quad (n \times (np + 1)).$$

- Tällöin malliyhtälö voidaan kirjoittaa

$$y_t = [v : A_1 : \cdots : A_p] \begin{bmatrix} 1 \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

eli  $y_t = \Pi x_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T.$

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion johto

- Yhtälö

$$y_t = \Pi x_t + \varepsilon_t,$$

voidaan kirjoittaa

$$y_{it} = x_t' \pi_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n,$$

- ja edelleen

$$y_t = X_t' \pi + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

jossa

$$\pi = [\pi_1' \cdots \pi_n']' \quad (n(np + 1) \times 1) \quad \text{ja}$$

$$X_t' = \text{diag} [x_t' \cdots x_t'] = I_n \otimes x_t' \quad (n \times n(np + 1)).$$

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion johto

- Merkitään  $\mathbf{Y}_t = [y'_{-p+1} \cdots y'_0 \quad y'_1 \cdots y'_t]'$ ,  $t = 0, 1, \dots, T$ , jolloin koko aineistoa vastaava sv on  $\mathbf{Y}_T$ .

- Jos sv:n  $\mathbf{Y}_t$  tiheysfunktio on  $f_{\mathbf{Y}_t}$ , niin ehd. tf:n kaava  $\Rightarrow$

$$f_{\mathbf{Y}_T} = \prod_{t=1}^T f_{y_t | \mathbf{Y}_{t-1}} \cdot f_{\mathbf{Y}_0}.$$

- VAR(p)-prosessin lineaarinen esitys  $\Rightarrow y_{t-j} \perp\!\!\!\perp \varepsilon_t, j \geq 1$ ,  
 $\Rightarrow \mathbf{Y}_{t-1} \perp\!\!\!\perp \varepsilon_t \Rightarrow \mathbf{X}_t \perp\!\!\!\perp \varepsilon_t$

- Saadaan tulos

$$y_t | \mathbf{Y}_{t-1} \sim y_t | \mathbf{y}_{t-1} \sim N(\mathbf{X}'_t \boldsymbol{\pi}, \Omega), \quad t = 1, \dots, T.$$

- Jos  $Y = X + Z$ , jossa  $X \perp\!\!\!\perp Z$  ja  $Z \sim N(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ , niin

$$Y | (X = x) \sim N(\boldsymbol{\mu} + x, \boldsymbol{\Sigma})$$

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion johto

- Selvitettävä  $f_{\mathbf{Y}_T} = \prod_{t=1}^T f_{y_t | \mathbf{Y}_{t-1}} \cdot f_{\mathbf{Y}_0}$ .
- Koska

$$y_t | \mathbf{Y}_{t-1} \sim y_t | \mathbf{y}_{t-1} \sim N(X_t' \pi, \Omega), \quad t = 1, \dots, T.$$

niin

$$f_{y_t | \mathbf{Y}_{t-1}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \det(\Omega)^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_t - X_t' \pi)' \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi) \right\}.$$

- Stationaarisessa tapauksessa  $\mathbf{Y}_0 = \mathbf{y}_0$  on normaalisti jakautunut ja myös  $f_{\mathbf{Y}_0}$  voidaan selvittää.
- Tyydytään kuitenkin ehdolliseen malliin, jossa  $\mathbf{y}_0$  tulkitaan kiinteäksi vakioksi.

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion johto

- Jätetään  $f_{\mathbf{Y}_0}$  pois ytf:stä  $f_{\mathbf{Y}_T} = \prod_{t=1}^T f_{y_t|\mathbf{Y}_{t-1}} \cdot f_{\mathbf{Y}_0}$  ja käytetään tulosta

$$f_{y_t|\mathbf{Y}_{t-1}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \det(\Omega)^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y_t - X_t' \pi)' \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi) \right\}.$$

- Saadaan ehdollinen uskottavuusfunktio

$$L(\pi, \Omega) = \det(\Omega)^{-T/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - X_t' \pi)' \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi) \right\}$$

- ja edelleen ehdollinen log-uskottavuusfunktio

$$l(\pi, \Omega) = -\frac{T}{2} \log \det(\Omega) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - X_t' \pi)' \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi).$$

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion maksimointi

- Maksimoitava VAR(p)-mallin

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

(ehdollinen) log-uskottavuusfunktio

$$l(\pi, \Omega) = -\frac{T}{2} \log \det(\Omega) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - X_t' \pi)' \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi),$$

- jossa

$$X_t' = \text{diag} [x_t' \cdots x_t'] = I_n \otimes x_t' \quad (n \times n(np + 1))$$

ja

$$\pi = [\pi_1' \cdots \pi_n']' \quad (n(np + 1) \times 1)$$

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion maksimointi

- Derivoidaan log-uskottavuusfunktiota

$$l(\pi, \Omega) = -\frac{T}{2} \log \det(\Omega) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - X_t' \pi)' \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi).$$

- Liite A.7: Kun  $B = B'$  ja dimensiot ovat sopivat,

$$\frac{\partial}{\partial x} (c - Ax)' B (c - Ax) = -2A' B c + 2A' B A x = 2A' B (A x - c).$$

- Siis,

$$\frac{\partial}{\partial \pi} l(\pi, \Omega) = \sum_{t=1}^T X_t \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi).$$



# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion maksimointi

- Log-uskottavuusfunktion

$$l(\pi, \Omega) = -\frac{T}{2} \log \det(\Omega) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - X_t' \pi)' \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi).$$

derivointi  $\pi$ :n suhteen johtaan uskottavuusyhtälöön

$$\frac{\partial}{\partial \pi} l(\pi, \Omega) = \sum_{t=1}^T X_t \Omega^{-1} (y_t - X_t' \pi) = 0.$$

- $X_t$ :n määritelmä ja Kroneckerin tulon ominaisuudet (ks. Liite A.5)  
 $\Rightarrow \dots \Rightarrow \pi$ :n uskottavuusyhtälö voidaan kirjoittaa

$$\sum_{t=1}^T X_t X_t' \pi = \sum_{t=1}^T X_t y_t$$

# Stationaarisen VAR-mallin teoriaa

Parametrien rajoittamaton estimointi: Uskottavuusfunktion maksimointi

- Siis,  $\pi$ :n uskottavuusyhtälö on

$$\sum_{t=1}^T X_t X_t' \pi = \sum_{t=1}^T X_t y_t$$

- ja sillä on yksikäsitteinen ratkaisu

$$\hat{\pi} = \left( \sum_{t=1}^T X_t X_t' \right)^{-1} \sum_{t=1}^T X_t y_t$$

- eli malliyhtälöstä

$$y_t = X_t' \pi + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

muodostettu  $\pi$ :n PNS-estimaattori