第 12 回 ベクトル誤差修正モデル (7.5.3)

村澤 康友

2024年1月15日

今日のポイント

1.	$\mathrm{CI}(1,1)$ 過程はベクトル誤差修正モデル
	(VECM) で表現できる(グレンジャーの
	表現定理).

- 2. 共和分回帰の定数項・トレンドは、VECM では制約付きの定数項・トレンドとなる. また共和分ベクトルは基準化が必要.
- 3. 予測が目的なら VECM のラグ次数と共和 分階数はモデル選択基準で選ぶ.
- 4. インパルス応答関数が目的なら VECM より VAR モデルの方が共和分階数の定式化の誤りを避けられる.
- 5. H_0 と H_1 の下での母数の尤度の比を尤度 比という.尤度比を用いる検定を尤度比 (LR) 検定という.共和分階数の LR 検定 を Johansen の共和分検定という.トレー ス検定と最大固有値検定は H_1 の共和分階 数が異なる.

目次

1.1	VAR モデル	1
1.2	I(1) 過程	2
1.3	CI(1,1) 過程	2
1.4	VECM	2
2	VECM の定式化と推定	2
2.1	定数項とトレンド	2
22	共和分行列の識別	3

共和分と VECM

2.3 2.4 2.5	条件付き ML 推定	4 4 4
3 3.1 3.2 3.3	Johansen の共和分検定(p. 236) 尤度比(LR)検定	4 4 4
4	今日のキーワード	4
5	次回までの準備	4

1 共和分と VECM

1.1 VAR モデル

 $\{y_t\}$ を N 変量確率過程とし、簡単化のため定数項なしの $\mathrm{VAR}(p)$ モデルを仮定する。すなわち任意の t について

$$m{\Phi}(\mathrm{L})m{y}_t = m{w}_t \ \{m{w}_t\} \sim \mathrm{WN}(m{\Sigma})$$

ただし $\boldsymbol{\Phi}(L)$ は p 次のラグ多項式行列.

補題 1.

1

$$m{\Phi}(\mathbf{L}) = m{\Phi}(1)\mathbf{L} + m{\Phi}^*(\mathbf{L})(1-\mathbf{L})$$
 ただし $m{\Phi}^*(\mathbf{L})$ は $p-1$ 次のラグ多項式行列. 証明. $m{\Phi}(\mathbf{L})$ の第 (i,j) 成分 $\phi_{i,j}(\mathbf{L})$ を式変形すると
$$\phi_{i,j}(\mathbf{L}) = \phi_{i,j}(1)\mathbf{L} + \phi_{i,j}(\mathbf{L}) - \phi_{i,j}(1)\mathbf{L}$$
 $\phi_{i,j}(z) - \phi_{i,j}(1)z$ は $z=1$ で 0 なので,因数分解より任意の z について
$$\phi_{i,j}(z) - \phi_{i,j}(1)z = \phi_{i,j}^*(z)(1-z)$$

ただし $\phi_{i,j}^*(.)$ は p-1 次の多項式. したがって

$$\phi_{i,j}(L) = \phi_{i,j}(1)L + \phi_{i,j}^*(L)(1-L)$$

1.2 I(1) 過程

 $\{y_t\} \ E I(1) \ E \ J(3) \ E \$

定理 1. 任意の t について

$$\boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta \boldsymbol{y}_t = -\boldsymbol{\Phi}(1)\boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{w}_t$$

証明. 前補題より、任意のtについて

$$\begin{aligned} \mathbf{\Phi}(\mathbf{L})\mathbf{y}_t &= [\mathbf{\Phi}(1)\mathbf{L} + \mathbf{\Phi}^*(\mathbf{L})(1 - \mathbf{L})]\mathbf{y}_t \\ &= \mathbf{\Phi}(1)\mathbf{L}\mathbf{y}_t + \mathbf{\Phi}^*(\mathbf{L})(1 - \mathbf{L})\mathbf{y}_t \\ &= \mathbf{\Phi}(1)\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta\mathbf{y}_t \end{aligned}$$

VAR モデルに代入すると、任意のtについて

$$\boldsymbol{\Phi}(1)\boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}^*(L)\Delta\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{w}_t$$

注 1. すなわち任意の t について

$$\Delta y_t = -\boldsymbol{\Phi}(1)y_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}_1^* \Delta y_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\Phi}_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + w_t$$

これは ADF 検定の推定式の多変量版. 左辺は I(0) なので、以下の 2 つのどちらかが成立.

- 1. $\Phi(1) = \mathbf{O}_{N \times N}$ (共和分なし)
- 2. $\{ \boldsymbol{\Phi}(1) \boldsymbol{y}_t \}$ は I(0)(共和分あり)
- 1.3 CI(1,1) 過程

 $\{y_t\}$ を共和分階数 r の CI(1,1) とする.

定義 1. 線形独立な共和分ベクトルを各列に並べた 行列を**共和分行列**という.

定理 2 (グレンジャーの表現定理). 任意の t について

$$\boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta \boldsymbol{y}_t = -\boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{w}_t$$

ただし Γ は $N \times r$ の共和分行列, Λ は $N \times r$ の係数行列.

証明. 前定理より、任意のtについて

$$\boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta \boldsymbol{y}_t = -\boldsymbol{\Phi}(1)\boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{w}_t$$

 $\{y_t\}$ は $\mathrm{I}(1)$ なので左辺は $\mathrm{I}(0)$. 共和分より $\{\boldsymbol{\varGamma}'y_t\}$ が $\mathrm{I}(0)$ なので,任意の t について

$$\boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta \boldsymbol{y}_t = -\boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{w}_t$$

系 1.

$$\operatorname{rk}(\mathbf{\Phi}(1)) = r$$

証明. $\mathbf{\Phi}(1) = \mathbf{\Lambda}\mathbf{\Gamma}'$ より $\mathbf{\Phi}(1)$ の各列は $\mathbf{\Lambda}$ の各列の線形結合.

1.4 VECM

定義 2. VAR(p) モデルのベクトル誤差修正モデル (vector error correction model, VECM) による表現は、任意のt について

$$\Delta y_t = -\mathbf{\Lambda} \mathbf{\Gamma}' y_{t-1} + \mathbf{\Phi}_1^* \Delta y_{t-1} + \cdots + \mathbf{\Phi}_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \mathbf{w}_t$$

注 2. 右辺第 1 項は**誤差修正項**. すなわち長期均衡の誤差 $\Gamma'y_{t-1}$ を係数 Λ だけ修正する方向に Δy_t が変化する.

注 3. $\{y_t\}$ の $\mathrm{VAR}(p)$ モデルなので,p-1 次の項 $\Delta y_{t-p+1} := y_{t-p+1} - y_{t-p}$ までしか含まない.

2 VECM の定式化と推定

- 2.1 定数項とトレンド
- 2.1.1 定数項あり・トレンドなし

定数項ありの VAR モデルは、任意のtについて

$$\Phi(L)(y_t - \mu) = w_t$$

定理 3. *VECM* 表現は、任意の *t* について

$$\boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta \boldsymbol{y}_t = -\boldsymbol{\Lambda}(\boldsymbol{\Gamma}'\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\alpha}) + \boldsymbol{w}_t$$

ただし $\alpha := \Gamma' \mu$.

証明. $\mathbf{\Phi}(L) = \mathbf{\Phi}(1)L + \mathbf{\Phi}^*(L)(1-L)$ より任意の t について

$$\begin{aligned}
& \mathbf{\Phi}(\mathbf{L})(\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}) \\
&= [\mathbf{\Phi}(1)\mathbf{L} + \mathbf{\Phi}^*(\mathbf{L})(1 - \mathbf{L})](\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}) \\
&= \mathbf{\Phi}(1)\mathbf{L}(\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}) + \mathbf{\Phi}^*(\mathbf{L})(1 - \mathbf{L})(\mathbf{y}_t - \boldsymbol{\mu}) \\
&= \mathbf{\Phi}(1)(\mathbf{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu}) + \mathbf{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta\mathbf{y}_t
\end{aligned}$$

VAR モデルに代入すると、任意のtについて

$$\boldsymbol{\Phi}(1)(\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{\Phi}^*(L)\Delta \boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{w}_t$$

 $\Phi(1) = \Lambda \Gamma'$ より任意の t について

$$\begin{split} \boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L}) \Delta \boldsymbol{y}_t &= -\boldsymbol{\Phi}(1)(\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{w}_t \\ &= -\boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{\Gamma}'(\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{w}_t \\ &= -\boldsymbol{\Lambda} (\boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{\mu}) + \boldsymbol{w}_t \\ &= -\boldsymbol{\Lambda} (\boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\alpha}) + \boldsymbol{w}_t \end{split}$$

注 4. 共和分回帰に定数項が入る. 展開すると,任意のtについて

$$\boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})\Delta \boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\alpha} - \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\Gamma}'\boldsymbol{y}_{t-1} + \boldsymbol{w}_t$$

 $m{lpha}$ は r imes 1 なので, $m{A}m{lpha}$ は**制約付きの定数項**となる. **制約なしの定数項**をもつ VECM は,任意の t について

$$\Phi^*(L)\Delta y_t = c - \Lambda \Gamma' y_{t-1} + w_t$$

 $\{\Delta y_t\}$ がドリフト項をもつので,一般に $\{y_t\}$ はトレンドをもつ(最初の仮定と矛盾).

2.1.2 定数項あり・トレンドあり

定数項・トレンドありの VAR モデルは,任意の t について

$$\Phi(L)(y_t - \mu - \delta t) = w_t$$

定理 4. *VECM* 表現は、任意の *t* について

$$m{\Phi}^*(\mathrm{L})(\Delta m{y}_t - m{\delta}) = -m{\Lambda}[m{\Gamma}'m{y}_{t-1} - m{lpha} - m{eta}(t-1)] + m{w}_t$$
ただし $m{lpha} := m{\Gamma}'m{\mu}, \ m{eta} := m{\Gamma}'m{\delta}.$

証明. $\mathbf{\Phi}(L) = \mathbf{\Phi}(1)L + \mathbf{\Phi}^*(L)(1-L)$ より任意の t について

$$\begin{split} & \boldsymbol{\Phi}(\mathbf{L})(\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}t) \\ &= [\boldsymbol{\Phi}(1)\mathbf{L} + \boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})(1 - \mathbf{L})](\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}t) \\ &= \boldsymbol{\Phi}(1)\mathbf{L}(\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}t) \\ &+ \boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})(1 - \mathbf{L})(\boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}t) \\ &= \boldsymbol{\Phi}(1)[\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}(t-1)] + \boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})(\Delta \boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\delta}) \end{split}$$

VAR モデルに代入すると、任意のtについて

$$\boldsymbol{\Phi}(1)[\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}(t-1)] + \boldsymbol{\Phi}^*(L)(\Delta \boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\delta}) = \boldsymbol{w}_t$$

 $\Phi(1) = \Lambda \Gamma'$ より任意の t について

$$\begin{split} & \boldsymbol{\Phi}^*(\mathbf{L})(\Delta \boldsymbol{y}_t - \boldsymbol{\delta}) \\ &= -\boldsymbol{\Phi}(1)[\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}(t-1)] + \boldsymbol{w}_t \\ &= -\boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{\Gamma}'[\boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\delta}(t-1)] + \boldsymbol{w}_t \\ &= -\boldsymbol{\Lambda} [\boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{\delta}(t-1)] + \boldsymbol{w}_t \\ &= -\boldsymbol{\Lambda} [\boldsymbol{\Gamma}' \boldsymbol{y}_{t-1} - \boldsymbol{\alpha} - \boldsymbol{\beta}(t-1)] + \boldsymbol{w}_t \end{split}$$

注 5. 共和分回帰に定数項とトレンドが入る。展開して整理すると、任意の t について

$$egin{aligned} oldsymbol{\Phi}^*(\mathrm{L})\Delta oldsymbol{y}_t \ &= oldsymbol{\Phi}^*(1)oldsymbol{\delta} + oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{lpha} + oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{eta}(t-1) - oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{\Gamma}'oldsymbol{y}_{t-1} + oldsymbol{w}_t \ &= oldsymbol{\Phi}^*(1)oldsymbol{\delta} + oldsymbol{\Lambda}(oldsymbol{lpha} - oldsymbol{eta}) + oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{eta}(t-1) - oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{\Gamma}'oldsymbol{y}_{t-1} + oldsymbol{w}_t \ &= oldsymbol{\Phi}^*(1)oldsymbol{\delta} + oldsymbol{\Lambda}(oldsymbol{lpha} - oldsymbol{eta}) + oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{eta}(t-1) - oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{\Gamma}'oldsymbol{y}_{t-1} + oldsymbol{w}_t \ &= oldsymbol{\Phi}^*(1)oldsymbol{\delta} + oldsymbol{\Lambda}(oldsymbol{lpha} - oldsymbol{eta}) + oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{eta}(t-1) - oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{\Gamma}'oldsymbol{y}_{t-1} + oldsymbol{w}_t \ &= oldsymbol{\Phi}^*(1)oldsymbol{\delta} + oldsymbol{\Lambda}(oldsymbol{lpha} - oldsymbol{eta}) + oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{eta}(t-1) - oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{\Gamma}'oldsymbol{y}_{t-1} + oldsymbol{w}_t \ &= oldsymbol{\Phi}^*(1)oldsymbol{\delta} + oldsymbol{\Lambda}(oldsymbol{lpha} - oldsymbol{eta}) + oldsymbol{\Lambda}oldsymbol{B}(t-1) + oldsymbol{\Delta}(oldsymbol{B}) + oldsymbol{\Phi}(t-1) + oldsymbol{\Phi}(t-1$$

 $m{\beta}$ は $r \times 1$ なので, $m{\Lambda}m{\beta}t$ は**制約付きのトレンド**と なる(定数項は $m{\delta}$ で調整されるので制約なし).**制 約なしのトレンド**をもつ VECM は,任意の t につ いて

$$\Phi^*(L)\Delta y_t = c + dt - \Lambda \Gamma' y_{t-1} + w_t$$

 $\{\Delta y_t\}$ が 1 次のトレンドをもつので,一般に $\{y_t\}$ は 2 次のトレンドをもつ(最初の仮定と矛盾).

2.2 共和分行列の識別

 $\Phi(.)$ は識別可能だが, $\Phi(1) = \Lambda \Gamma'$ から Λ , Γ は定まらない. Γ を識別する制約は 2 通りある.

- 1. $\mathbf{\Gamma}'\mathbf{\Gamma} = \mathbf{I}_r$ (共和分ベクトルは長さ 1 で互いに直交)
- 2. $\Gamma := [I_r, \Gamma_2']'$ (共和分回帰で最初のr個の変数を被説明変数、他を説明変数とする)

ただし前者は符号が定まらず,後者は共和分回帰の 被説明変数の選択が恣意的になる.

2.3 条件付き ML 推定

正規 VECM の厳密な ML 推定は煩雑なので, 条件つき ML 推定が普通. 詳細は略.

2.4 ラグ次数と共和分階数の選択

VAR モデルの次数 p はモデル選択基準(AIC・SBIC・HQC)で選ぶ、予測が目的なら共和分階数もモデル選択基準で選んでよい、

2.5 インパルス応答関数

 $\{y_t\}$ のインパルス応答関数は VECM を VAR 表現に戻して計算する.ただし予測が目的でなければ初めから VAR モデルを推定する方が共和分階数の定式化の誤りを避けられる.

3 Johansen の共和分検定 (p. 236)

3.1 尤度比 (LR) 検定

母数を θ 、標本を (y_1,\ldots,y_T) とする。次の検定問題を考える。

$$H_0: \theta = \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta = \theta_1$$

母数が θ のときの (y_1,\ldots,y_T) の同時 pdf を $p(.;\theta)$ とする. θ の尤度は

$$L(\theta) := p(y_1, \dots, y_T; \theta)$$

定義 3. $L(\theta_0)/L(\theta_1)$ を θ_0 と θ_1 の尤度比(likelihood ratio, LR)という.

定義 4. 尤度比を用いる検定を**尤度比 (***LR***) 検定**という.

定義 5. $H_0: \theta=\theta_0 \text{ vs } H_1: \theta=\theta_1 \text{ } \mathcal{O} \text{ } LR$ 検定統計量は

$$LR := -2\ln\frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)}$$

注 6. $L(\theta_1) \gg L(\theta_0) > 0$ すなわち LR 検定統計量が十分に大きければ H_0 を棄却.

定義 6. 共和分階数の LR 検定を *Johansen* **の共和 分検定**という.

注 7. H_1 の違いにより 2 種類の検定がある.

3.2 トレース検定

 $\{y_t\}$ を共和分階数 r の N 変量正規 VAR 過程とする. 次の検定問題を考える.

$$H_0: r = r_0 \text{ vs } H_1: r = N$$

 H_0 の下で LR 検定統計量は、ある確率行列のトレース(対角成分の和)に分布収束する.

定義 7. $H_0: r = r_0 \text{ vs } H_1: r = N \text{ o LR 検定を}$ トレース検定という.

注 8. 定数項・トレンドの有無で LR 検定統計量の 漸近分布は異なる.

3.3 最大固有值検定

次の検定問題を考える.

$$H_0: r = r_0$$
 vs $H_1: r = r_0 + 1$

 H_0 の下で LR 検定統計量は,ある確率行列の最大固有値に分布収束する.

定義 8. $H_0: r = r_0 \text{ vs } H_1: r = r_0 + 1 \text{ } O \text{ } LR \text{ } 検定$ を最大固有値検定という.

注 9. 定数項・トレンドの有無で LR 検定統計量の 漸近分布は異なる.

4 今日のキーワード

共和分行列,グレンジャーの表現定理,ベクトル 誤差修正モデル (VECM),尤度比,尤度比 (LR) 検定,LR 検定統計量,Johansen の共和分検定,ト レース検定,最大固有値検定

5 次回までの準備

提出 宿題 12

復習 復習テスト 12

予習 特になし