# 第 12 回 ベクトル誤差修正モデル (VECM)

# 村澤 康友

# 2022年12月20日

# 今日のポイント

1.	CI(1,1) 過程は VECM で表現できる	(グ
	レンジャーの表現定理).	

- 2. VAR モデルを VECM に変換する際は, 定数項とトレンドの扱いに注意. また共 和分行列の識別に制約が必要.
- 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	共和分と VECM	1
1.1	VAR モデル	1
1.2	I(1) 過程	2
1.3	$CI(1,1)$ 過程 $\dots$	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
2.2	共和分行列の識別	3
2.3	条件付き ML 推定	3

	/ / / /// / / / / / / / / / / / / / /	
2.5	インパルス応答関数	4
3	Johansen の共和分検定	4
3.1	尤度比(LR)検定	4
3.2	トレース検定...........	4
3.3	最大固有値検定	4
4	今日のキーワード	4
5	次回までの進備	4

2.4 ラグ次数と共和分階数の選択 . . . . .

# 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.

$$m{\Phi}(\mathbf{L}) = m{\Phi}(1)\mathbf{L} + m{\Phi}^*(\mathbf{L})(1-\mathbf{L})$$
 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

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

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  $\Gamma$  は  $N \times r$  の共和分行列, $\Lambda$  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

$$\Delta y_t = -\Lambda \Gamma' y_{t-1} + \Phi_1^* \Delta y_{t-1} + \cdots$$
  
  $+ \Phi_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + w_t$ 

注 2. 長期均衡の誤差  $\Gamma' y_{t-1}$  を係数  $\Lambda$  だけ修正する方向に  $\Delta y_t$  が変化する.

注 3.  $\{y_t\}$  の 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

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

ただし $oldsymbol{eta} := oldsymbol{\Gamma}' oldsymbol{\mu}.$ 

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

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

VAR モデルに代入すると、任意のtについて

$$\Phi(1)(y_{t-1} - \mu) + \Phi^*(L)\Delta y_t = w_t$$

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

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

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

П

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

 $m{eta}$  は  $r \times 1$  なので、 $m{A}m{eta}$  は**制約付きの定数項**となる。 **制約のない定数項**をもつ VECM は、任意の t について

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

したがって  $\{y_t\}$  はトレンドをもつ (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

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

定理 4. VECM 表現は、任意の t について

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

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

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

VAR モデルに代入すると、任意のtについて

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

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

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

注 5. 共和分回帰に定数項とトレンドが入る. 展開すると,任意のtについて

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

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

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

したがって  $\{\Delta y_t\}$  がトレンドをもつので  $\{y_t\}$  は 2次のトレンドをもつ(矛盾).

#### 2.2 共和分行列の識別

 $\mathbf{\Phi}(.)$  は識別可能だが, $\mathbf{\Phi}(1) = \mathbf{\Lambda}\mathbf{\Gamma}'$  から  $\mathbf{\Lambda}, \mathbf{\Gamma}$  は定まらない. $\mathbf{\Gamma}$  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 VECM にせず、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

#### 3.1 尤度比 (LR) 検定

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

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

定義 3.  $L(\theta_0)/L(\theta_1)$  を  $\theta_0$  と  $\theta_1$  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.  $H_0: \theta=\theta_0$  vs  $H_1: \theta=\theta_1$  の 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 最大固有値検定

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.  $H_0: r = r_0 \text{ vs } H_1: r = r_0 + 1 \text{ } \mathcal{O} \text{ } \operatorname{LR}$  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