勘誤表

時間序列分析–總體經濟與財務金融之應用 (第 3 版)

陳旭昇

2025.10.19

頁數	錯誤	修正
48 (習題5)	$Y_t = X_1 + X_2 + \cdots + X_t = \sum_{i=1}^{t} X_t$	$Y_t = X_1 + X_2 + \cdots + X_t = \sum_{i=1}^{t} X_i$
105 (例3.1)	$\gamma(k) = Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})$	$\gamma(k) = Cov(Y_t, Y_{t-k})$
106	圖 3.1: 一個電腦模擬出來的白雜訊, $\varepsilon_t \sim^{i.i.d.} (0, 1)$	圖 3.1: 一個電腦模擬出來的 MA(1) 序列
144	(VI)	(V)
146 (習題10 (a))	$E(Y_t \varepsilon_{t-j}) = 0$	$E(Y_{t-j} \varepsilon_t) = 0.$
148 (習題19 (b))	$Y_t = \varepsilon_t - 0.95 Y_{t-1}$	$Y_t = \varepsilon_t - 0.95 \varepsilon_{t-1}$
153	$E(Y_t \mid \sum_{i=1}^{t} g_i, \sum_{i=1}^{t} g_i, \ldots, g_1)$	$E(Y_t \mid \sum_{i=1}^{t-1} g_i, \sum_{i=1}^{t-2} g_i, \ldots, g_1)$
187	$\text{MSE}(k) = E(e_{T+k}^2) = Var(e_{T+k}) = \sigma^2 \left[1 + \beta_1^2 + \beta_1^2 + \cdots + \beta_1^{2(k-1)}\right]$	$\text{MSE}(k) = E(e_{T+k}^2) = Var(e_{T+k}) = \sigma^2 \left[1 + \beta_1^2 + \beta_1^4 + \cdots + \beta_1^{2(k-1)}\right]$
189	$Y_{t+k} = x_t' \hat{\beta} + \varepsilon_{t+k}$	$Y_{t+k} = x_t' \beta + \varepsilon_{t+k}$
197	由於隨機漫步模型的 MSE 較小, 我們執行的 DM 檢定的假設如下: $H_0: \text{MSE}^{RW} = \text{MSE}^{AR1}$ vs. $H_1: \text{MSE}^{RW} < \text{MSE}^{AR1}$ 亦即我們進一步檢定隨機漫步模型的預測能力是否在統計上顯著優於 AR(1) 模型,	為了檢定兩種預測模型的預測能力是否有顯著不同, 我們執行的 DM 檢定的假設如下: $H_0: \text{MSE}^{RW} = \text{MSE}^{AR1}$ vs. $H_1: \text{MSE}^{RW} \neq \text{MSE}^{AR1}$
202	$\sigma^2 \left[1 + \beta_1^2 + \beta_1^2 + \cdots + \beta_1^{2(k-1)}\right]$	$\sigma^2 \left[1 + \beta_1^2 + \beta_1^4 + \cdots + \beta_1^{2(k-1)}\right]$
237 (習題6 (c))	對 lrgdp_us_cycle 以 DF-GLS 作單根檢定	對 $\hat{e}_t = \text{lrgdp\_us}_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \times \text{lcpi\_jp}_t$ 以 DF-GLS 作單根檢定
268		參見圖 1
314 (Eviews 範例 9.1)		參見圖 2

頁數	錯誤	修正
316 (Eviews 範例 9.2)		參見圖 3
320 (Eviews 範例 9.3)		參見圖 4
323	其中 $y_t^{(-j)}$ 代表當「第 j 個結構性衝擊不存在」的平行時空下 y_t 的動態。因此, 對 y_{tk} 而言, 比較 y_{tk} 與 $y_{kt}^{(-j)}$ 之間的差距, 就是第 j 個結構性衝擊對於 y_{tk} 的影響。 當 $y_{tk} > y_{kt}^{(-j)}$, 代表第 j 個結構性衝擊在 t 期的時候對於 y_{tk} 有正向影響 (讓 y_{tk} 增加), 反之, $y_{tk} < y_{kt}^{(-j)}$, 代表第 j 個結構性衝擊在 t 期的時候對於 y_{tk} 有負向影響 (讓 y_{tk} 減少)。	其中 $y_t^{(-j)}$ 代表當「第 j 個結構性衝擊不存在」的平行時空下 y_t 的動態。因此, 對 y_{kt} 而言, 比較 y_{kt} 與 $y_{kt}^{(-j)}$ 之間的差距, 就是第 j 個結構性衝擊對於 y_{kt} 的影響。 當 $y_{kt} > y_{kt}^{(-j)}$, 代表第 j 個結構性衝擊在 t 期的時候對於 y_{kt} 有正向影響 (讓 y_{kt} 增加), 反之, $y_{kt} < y_{kt}^{(-j)}$, 代表第 j 個結構性衝擊在 t 期的時候對於 y_{kt} 有負向影響 (讓 y_{kt} 減少)。
324 (Eviews 範例 9.4)		參見圖 5
325	圖 9.5: 變異數分解	圖 9.5: 歷史分解
332	以下指令建構迴歸殘差 ε_t, 並分別命名為 `u_pcm`, `u_y`, `u_p`, `u_m`, `u_q`, 以及 `u_r`。	以下指令建構迴歸殘差 ε_t, 並分別命名為 `r1`, `r2`, `r3`, `r4`, `r5`, 以及 `r6`。
413	請證明 β 可被標準化成: $\beta' y_t =$	請證明 β 可被標準化成: $\beta' =$
429 (習題 1)	$\varepsilon_t = \sqrt{c + \alpha\varepsilon_{t-1}^2}\nu_t,\ \ \nu_t^{i.i.d.}(0,1)$	$\varepsilon_t = \sqrt{c + \alpha\varepsilon_{t-1}^2}\nu_t,\ \ \nu_t \sim^{i.i.d.} (0,1)$
429 (習題 1 (b))	$E_{t-1}(\varepsilon_t) = c + \alpha\varepsilon_{t-1}^2$	$E_{t-1}(\varepsilon_t^2) = c + \alpha\varepsilon_{t-1}^2$
527 (習題 5)	$R^* = -\log\beta$	$R^* = 0, \kappa = \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)}{\alpha}(\eta + \sigma)$

圖 1:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_1^{11} & \Phi_1^{12} & \cdots & \Phi_1^{1k} \\ \Phi_1^{21} & \Phi_1^{22} & \cdots & \Phi_1^{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Phi_1^{k1} & \Phi_1^{k2} & \cdots & \Phi_1^{kk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{kt-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \cdots + \begin{bmatrix} \Phi_p^{11} & \Phi_p^{12} & \cdots & \Phi_p^{1k} \\ \Phi_p^{21} & \Phi_p^{22} & \cdots & \Phi_p^{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Phi_p^{k1} & \Phi_p^{k2} & \cdots & \Phi_p^{kk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \\ \vdots \\ y_{kt-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt} \end{bmatrix}$$

圖 2:

Eviews 範例 9.1.

```
wfcreate(wf=VAR)  m 1973:1 2020:4
read(b3,s=C9_1) TSbookData.xls oprod op Kilian USCPI
genr rop = op/uscpi
genr doprod = log(oprod/oprod(-12))
var test.ls 1 5 doprod Kilian rop
test.laglen(12, vname = vlag)
!aic = vlag(3)
!varlag = !aic
var var_op.ls 1 !varlag doprod Kilian rop
var_op.impulse(40, imp=mlechol, se=mc,rep=1000) @imp kilian
```

圖 3:

Eviews 範例 9.2.

```
wfcreate(wf=VAR)  m 1973:1 2020:4
read(b3,s=C9_1) TSbookData.xls oprod op Kilian USCPI
genr rop = op/uscpi
genr doprod = log(oprod/oprod(-12))
var test.ls 1 5 doprod Kilian rop
test.laglen(12, vname = vlag)
!aic = vlag(3)
!varlag = !aic
var var_op.ls 1 !varlag doprod Kilian rop
freeze(irfplot) var_op.impulse(40, imp=mlechol, se=mc,rep=1000) @ Kilian

matrix Chat = var_op.@impfact
```

圖 4:

Eviews 範例 9.3.

```
wfcreate(wf=VAR)  m 1973:1 2020:4
read(b3,s=C9_1) TSbookData.xls oprod op Kilian USCPI
genr rop = op/uscpi
genr doprod = log(oprod/oprod(-12))
var test.ls 1 5 doprod Kilian rop
test.laglen(12, vname = vlag)
!aic = vlag(3)
!varlag = !aic
var var_op.ls 1 !varlag doprod Kilian rop
var_op.decomp(6, imp=mlechol,t)
```

圖 5:

Eviews 範例 9.4.

```
wfcreate(wf=VAR)  m 1973:1 2020:4
read(b3,s=C9_1) TSbookData.xls oprod op Kilian USCPI
genr rop = op/uscpi
genr doprod = log(oprod/oprod(-12))
!varlag = 24
var var_op.ls 1 !varlag doprod Kilian rop

freeze(hd_op) var_op.hdecomp(baseline,factor=mlechol, _
start=1990:1,end=@last) rop @ doprod Kilian rop

hd_op.align(1,1,2)
hd_op.legend position(l)
hd_op.option linepat
```