勘誤表: 時間序列分析: 總體經濟與財務金融之應用

August 18, 2008

感謝周有熙, 蘇俊華及林依玲等同學之指正。

第 1 章

1. (第 23 頁) y_t 的 k 階自我共變異函數 (kth-order autocovariance functions) 爲 y_t 與 y_{t-k} 的共變異數:

第 2 章

1. (第 51 頁) 亦即將 y_{t+1} 投射到 Ω_t 所撐開的線性空間延展 (linear span) 之投影作爲對 y_{t+1} 的預測:

$$P(y_{t+1}|H_t) = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j y_{t-j},$$

2. (第 60 頁, 性質 4) 時間序列

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2).$$

爲定態的條件爲

$$\beta(z) = 1 - \beta_1 z - \beta_2 z^2 - \cdots - \beta_p z^p = 0$$

之根的範數 (modulus) 大於一 (落於單位圓之外)。

3. (第 65 頁) 求算 AR(p) 模型的預測式較爲複雜, 爲了簡化符號, 我們考慮一個均值爲零 (去除均值) 的 AR(p) 模型:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \cdots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t.$$

4. (第 65 頁) 根據第 2.4 節 AR(1) 的預測式爲

$$E_t(Y_{t+j}) = \Phi^j Y_t,$$

5. (第 73 頁) 此外, 線性投影爲

$$P(y_{t+1}|H_t) = \alpha + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j y_{t-j},$$

6. (第 83 頁) 我們可以得到

$$\begin{aligned} & f(y_t|y_{t-1}, y_{t-2}, ...y_1, \beta, \theta, \sigma^2, \underline{y_0}, \underline{\varepsilon_0}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{ -\frac{(y_t - \beta_1 y_{t-1} - \cdots - \beta_p y_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q})^2}{2\sigma^2} \right\} \end{aligned}$$

則對數概似函數爲

$$\begin{aligned} \log L = & \frac{-T}{2} \log \sigma^2 - \frac{T}{2} \log 2\pi \\ & - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} \frac{(y_t - \beta_1\ y_{t-1} - \cdots - \beta_p y_{t-p} - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q})^2}{\sigma^2} \end{aligned}$$

第 4 章

1. (第 96 頁) 以 MSE 爲例, 其估計式爲

$$\widehat{\text{MSE}} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{e}^2_{t+k,t},$$

第 5 章

1. (第 114 頁, 定義 14) 若虛無假設爲 y_t 具單根, 對立假設 y_t 爲去除趨勢後定態。考慮以下迴歸式

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha t + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + u_t,$$

並檢定 $H_0 : \delta = 0$ vs. $H_1 : \delta < 0$。

其中, $\gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \gamma_p \Delta y_{t-p}$ 稱爲 ADF 檢定的增廣項 (augmented part), 增廣項的最適落後期數 p 可利用 AIC 或是 BIC (SIC) 決定之。

2. (第 115 頁) 如果我們移去 ADF 迴歸式中的所有增廣項,

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + u_t,$$

3. (第 134 頁, 習題 4) 其中 $p = k - 1$,

$$\alpha_0 = -1 + \left(\sum_{i=1}^{k} \varphi_i \right),$$

且

$$\alpha_i = - \sum_{j=i+1}^{k} \varphi_j.$$

4. (第 136 頁, 習題 8) 對 lrgdp_us_cycle 以 DF-GLS 作單根檢定, 落後期數以修正 AIC 決定。

第 6 章

1. (第 141 頁) 令 S_R 爲估計迴歸模型

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \rho_j y_{t-j} + e_t^R$$

2. (第 148 頁) 其資料生成過程爲

$$y_t = \begin{cases} 0.5 + 0.85 y_{t-1} + a_t & t = 1972M1 \sim 1997M5 \\ 0.6 + 0.90 y_{t-1} + a_t & t = 1997M6 \sim 2006M12 \end{cases}$$

3. (第 154 頁, 定義 16)

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_2 D_U(t) + \mu_3 D_{TB}(t) + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

而檢定虛無假設 $a_1 = 1$ 的 t 統計量之臨界值可參考 Perron (1989) 頁 1376 表 IV.B。

4. (第 155 頁, 習題 1) 令轉變點爲 1997M5, 對 `lex_ko` 做 Perron 檢定。

第 8 章

1. (第 161 頁)

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \pi_t \\ u_t \\ R_t \end{bmatrix}}_{y_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} 0 & D_0^{12} & D_0^{13} \\ D_0^{21} & 0 & D_0^{23} \\ D_0^{31} & D_0^{32} & 0 \end{bmatrix}}_{D_0} \underbrace{\begin{bmatrix} \pi_t \\ u_t \\ R_t \end{bmatrix}}_{y_t} + \underbrace{\begin{bmatrix} D_1^{11} & D_1^{12} & D_1^{13} \\ D_1^{21} & D_1^{22} & D_1^{23} \\ D_1^{31} & D_1^{32} & D_1^{33} \end{bmatrix}}_{D_1} \underbrace{\begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ u_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix}}_{y_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix}}_{e_t}$$

2. (第 161 頁)

$$\underbrace{\begin{bmatrix} \pi_t \\ u_t \\ R_t \end{bmatrix}}_{y_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ D_0^{21} & 0 & 0 \\ D_0^{31} & D_0^{32} & 0 \end{bmatrix}}_{D_0} \underbrace{\begin{bmatrix} \pi_t \\ u_t \\ R_t \end{bmatrix}}_{y_t} + \underbrace{\begin{bmatrix} D_1^{11} & D_1^{12} & D_1^{13} \\ D_1^{21} & D_1^{22} & D_1^{23} \\ D_1^{31} & D_1^{32} & D_1^{33} \end{bmatrix}}_{D_1} \underbrace{\begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ u_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix}}_{y_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix}}_{e_t}$$

3. (第 163 頁)

$$\begin{aligned}
\Sigma_e = E(e_t e_t') &= E\left(\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} [e_{1t}\ e_{2t}\ e_{3t}] \right) \\
&= \begin{bmatrix} E(e_{1t}^2) & E(e_{1t}e_{2t}) & E(e_{1t}e_{3t}) \\ E(e_{2t}e_{1t}) & E(e_{2t}^2) & E(e_{2t}e_{3t}) \\ E(e_{3t}e_{1t}) & E(e_{3t}e_{2t}) & E(e_{3t}^2) \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} Var(e_{1t}) & Cov(e_{1t}, e_{2t}) & Cov(e_{1t}, e_{3t}) \\ Cov(e_{2t}, e_{1t}) & Var(e_{2t}) & Cov(e_{2t}, e_{3t}) \\ Cov(e_{3t}, e_{1t}) & Cov(e_{3t}, e_{2t}) & Var(e_{3t}) \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} Var(e_{1t}) & 0 & 0 \\ 0 & Var(e_{2t}) & 0 \\ 0 & 0 & Var(e_{3t}) \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

4. (第 175 頁)
   而對於物價膨脹率, 失業率變動以及短期利率的預測式分別爲

$$\begin{aligned}
E_t(\pi_{t+j}) &= [1\ 0\ 0\ 0 \cdots 0] A^j Y_t, \\
E_t(u_{t+j}) &= [0\ 1\ 0\ 0 \cdots 0] A^j Y_t, \\
E_t(R_{t+j}) &= [0\ 0\ 1\ 0 \cdots 0] A^j Y_t
\end{aligned}$$

5. (第 180 頁) 則消費變動 ΔC_t 爲平賭差序列

$$E_t(\Delta C_{t+1}) = 0$$

6. (第 188 頁)
   S_t 爲未來市場基要 (future market fundamentals) f_t 的折現值加總,

$$S_t = \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t(f_{t+j}). \tag{1}$$

7. Wald 統計量及其極限分配爲

$$\text{Wald} = (R\hat{\phi} - r)'[\hat{\sigma}^2 R(X'X)^{-1}R']^{-1}(R\hat{\phi} - r) \xrightarrow{d} \chi^2(q).$$

   其中 $\hat{\phi} = (X'X)^{-1}X'Y$, $\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{e}'\hat{e}}{T-k-1}$ 分別爲 ϕ 與 σ^2 的估計式。

第 9 章

1. (第 195 頁) 亦即, 還須認定 (限制) 的參數數目爲兩者之差,

$$(k^2p + 2k^2) - \left(k^2p + \frac{k(k+1)}{2}\right) = \frac{k(3k-1)}{2}.$$

2. (第 195 頁) 從另一個角度來看, 對於 $j \geq 1$ 而言,

3. (第 204 頁) 給定預測誤差爲

$$y_{T+h} - E_T(y_{T+h}),$$

4. (第 205 頁) 我們可以把它寫成 SVMA(∞)

$$y_t = D(L)^{-1}Be_t = A(L)Be_t = A_0Be_t + A_1Be_{t-1} + A_2Be_{t-2} + \ldots$$

5. 我們得到

$$(I - \hat{D}_0) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1.518164 & 1 & 0 \\ -8.073134 & -0.933820 & 1 \end{bmatrix}$$

第 10 章

1. (第 218 頁) 且在限制爲正確 (模型爲正確) 的虛無假設下,

$$\text{LR} \xrightarrow{d} \chi^2(R),$$

其中, l_u 與 l_r 分別爲「未受限」與「受限」的對數概似函數, R 爲多過 $\frac{k(k-1)}{2}$ 的認定條件數目 (the number of extra restrictions)。

2. (第 221 頁) 後三條方程式,

$$\varepsilon_t^{TR} = -\alpha\varepsilon_t^{FF} + v_t^d, \tag{2}$$
$$\varepsilon_t^{BR} = \beta(\varepsilon_t^{FF} - \varepsilon_t^{DISC}) + v_t^b, \tag{3}$$
$$\varepsilon_t^{NBR} = \phi^d v_t^d + \phi^b v_t^b + v_t^s. \tag{4}$$

則建構了一個準備金市場模型 (以外生衝擊表式之),

3. (第 222 頁) 我們可以透過式 (2), (3) 與 (4), 以及準備金市場均衡條件, 求解出貨幣政策衝擊爲

4. (第 223 頁) **Impulses** 選擇 6 (亦即第六個結構衝擊, v_t^s)

5. (第 224 頁) 圖 10.1: 衝擊反應函數: 貨幣政策衝擊 (v_t^s)

第 11 章

1. (第 240 頁) 且共整合向量爲

$$\begin{bmatrix} 1 \\ -\beta_1 \\ -\beta_2 \\ -\beta_3 \end{bmatrix}$$

2. (第 243 頁) 因此, 因此,

$$\begin{aligned} y_t &= \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \cdots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \\ &= \left[\left(\sum_{j=1}^{p} \Phi_j \right) L - \sum_{s=2}^{p} \Phi_s (1-L) L - \sum_{s=3}^{p} \Phi_s (1-L) L^2 - \cdots \right. \\ &\quad \left. \cdots - \sum_{s=p}^{p} \Phi_s (1-L) L^{p-1} \right] y_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

3. (第 246 頁)

   Granger Representation 定理告訴我們, 對於任何具共整合關係的一組序列, 共整合關係與向量誤差修正模型爲一體之兩面。

4. (第 249 頁) 對 $\{\hat{e}_t\}$ 做 ADF 檢定,

$$\Delta \hat{e}_t = a_0 + a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} a_{i+1} \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t$$

5. (第 250 頁) 建議估計向量誤差修正模型如下,

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \alpha_1 + \alpha_x \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11}^i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}^i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{xt}, \\ \Delta z_t &= \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21}^i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}^i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt}. \end{aligned}$$

6. (第 251 頁) 由於 Engle-Granger 兩階段檢定是對殘差做檢定, 是故又稱殘差式檢定

7. (第 266 頁)

   我們將上式寫成矩陣形式

$$R_0 = R_1 \beta \alpha' + U.$$

   令

$$\begin{aligned} S_{00} &= \frac{\sum r_{0t} r_{0t}'}{T} = \frac{1}{T} R_0' R_0, \\ S_{11} &= \frac{\sum r_{1t} r_{1t}'}{T} = \frac{1}{T} R_1' R_1, \end{aligned}$$

$$
S_{01} = \frac{\sum r_{0t} r'_{1t}}{T} = \frac{1}{T} R'_0 R_1,
$$
$$
S_{10} = \frac{\sum r_{1t} r'_{0t}}{T} = \frac{1}{T} R'_1 R_0 = S'_{01}.
$$

8. (第 267 頁) 則

$$
\begin{aligned}
\hat{\alpha}(\beta) &= ((Z'Z)^{-1} Z' R_0)', \\
&= \left(\left(\beta' \frac{1}{T} R'_1 R_1 \beta \right)^{-1} \beta' \frac{1}{T} R'_1 R_0 \right)', \\
&= \left((\beta' S_{11} \beta)^{-1} \beta' S_{10} \right)', \\
&= S_{01} \beta (\beta' S_{11} \beta)^{-1}.
\end{aligned}
$$

第 12 章

1. (第 276 頁) 爲了保證 $\sigma_t^2 > 0$, 我們必須限制 $c \geq 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\forall i$,
2. (第 279 頁) 步驟二: 估計以下迴歸式

$$
\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t.
$$

第 13 章

1. (第 307 頁) 對於每一個 υ_i, 計算

$$
\kappa_i = \min(round(0.5 + \upsilon_i \times n), n)
$$

2. (第 309 頁)

```
/*  This GAUSS program performs Bootstrap  */
new;
rndseed 12568;

T=100;
u=rndn(T,1);
B_u=Boot(u,T);

proc(1)=Boot(x,BT);
local v, k, Bootu;
v=rndu(BT,1);
```

```
k=round(0.5+v*BT);
if k > BT;
k=BT;
endif;


Bootu=x[k,1];
retp(Bootu);
endp;
```

3. (第 322 頁) 自 $N(\hat{\phi}, \frac{\hat{\Sigma}\otimes\hat{Q}^{-1}}{T})$ 分配抽出 $k^2p \times 1$ 的向量, 其中,

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T}\Sigma\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_t'$$
$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\Phi}_1 y_{t-1} - \cdots - \hat{\Phi}_p y_{t-p}$$
$$\hat{Q} = \frac{X'X}{T}$$

4. (第 322 頁) 利用 $A^{(1)}$ 計算 $\Psi_s^{(1)} = \Psi_s^{(1)}(A^{(1)}, \hat{G})$

5. (第 322 頁) 分別將它們以 Ψ_s^L 與 Ψ_s^U 表示之。則 $\left[\Psi_s^L, \Psi_s^U\right]$ 就稱做衝擊反應函數 90% 的蒙地卡羅模擬信賴區間

6. (第 322 頁) 分別將它們以 Ψ_s^{*L} 與 Ψ^{*U} 表示之。則 $\left[\Psi_s^{*L}, \Psi_s^{*U}\right]$ 就稱做衝擊反應函數 90% 的 bootstrap 信賴區間

第 14 章

1. (第 343 頁) 因此, ϕ, σ^2 與 $Var(\hat{\phi})$ 的估計式分別爲

$$\hat{\phi} = \left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_t\, x_t'\right)^{-1}\left(\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} x_t\, y_t\right)$$
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-p-1}\sum_{t=1}^{T}(y_t - c - \hat{\phi}\, y_{t-1} - \hat{\phi}_2\, y_{t-2}\ldots - \hat{\phi}_p\, y_{t-p})^2$$
$$\widehat{Var}(\hat{\phi}) = \hat{\sigma}^2\left(\sum_{t=1}^{T} x_t x_t'\right)^{-1}$$

2. (第 350 頁) `s2=(e_ols'e_ols)/(rows(X)-cols(X));`