

## 第三章 研究設計

在開始進行實證研究前，將先於本章詳細說明本文之研究設計。首先，在第一節中介紹 VAR 模型、共整合檢定以及 Granger 因果檢定，接著在第二節中，將依據 Chang and Coulson (2001) 的設定方式，建構本研究之實證模型。至於實證模型所使用之資料來源，以及各實證變數分析將陳述於第三節中。

### 第一節 VAR 模型與相關檢定介紹<sup>10</sup>

在總體經濟的計量分析中，若是使用大型的聯立結構方程式模型，將會產生兩項的缺失，由於這類模型是許多部分均衡的堆砌，沒有考慮到各個模型間的交互作用，另外為了估計的方便，在動態結構之設定上常會加入許多模型的確認條件 (identification conditions)，這些確認條件往往缺乏理論基礎，也無法得到實證上的支持。因此，Sims (1980) 針對這些缺失，提出了包含多個動態線性迴歸式的 VAR 模型，解決了以往大型聯立結構模型所受到的質疑。

#### 一、VAR 模型介紹

##### (1) VAR 模型之型態

VAR 模型可以寫成以下型態：

$$A y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p B_i y_{t-i} + e_t, \quad t=1,2,\dots,T, \quad (4)$$

其中， $T$  表示樣本數， $A$  為內生係數矩陣， $y_t$  是一個  $m \times 1$  的向量，包含  $m$  個內生變數 (endogenous variables)，等號右手邊之  $A_0$  為常數矩陣， $y_{t-i}$

<sup>10</sup> 參見 Greene (2003)。

( $i = 1, \dots, p$ ) 為內生變數的  $p$  期落後項， $B_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ) 為  $n \times n$  之落後期係數矩陣，干擾項  $e_t$  向量則包括了對應於  $m$  個內生變數的  $m$  個干擾項，我們假設  $e_t$  是一個  $m \times 1$  的白噪音 (white noise)，即期望值為零，序列不相關，但同時期的干擾項可彼此相關：

$$E(e_t) = 0, \quad E(e_s e_t') = \begin{cases} 0, & s \neq t, \\ \Sigma, & s = t. \end{cases} \quad (5)$$

變異數共變數矩陣  $\Sigma$  中的第 ( $i, j$ ) 個元素  $w_{ij} = E(e_{it} e_{jt})$  是第  $i$  個干擾項  $e_{it}$  和第  $j$  個干擾項  $e_{jt}$  的共變數。

當 VAR 型態中的  $A$  係數矩陣為主對角線單位矩陣時，表示不包含 VAR 的部份，則簡化為一個聯立方程式模型 (simultaneous equation system)，由此可知，和聯立方程式模型相比，VAR 模型的基本特點在於內生變數的動態結構。在 VAR 模型當中，結構完全由  $A$  係數矩陣決定， $A$  係數矩陣中的元素都應該具有經濟上的依據，表示各個內生變數間的因果關係。給定一個根據經濟理論所定義的  $A$  係數矩陣，則稱之為結構型 VAR 模型。

當  $A$  是一個可逆矩陣，則可將結構型 VAR 模型改寫為如下：

$$\begin{aligned} y_t &= A^{-1} A_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i y_{t-i} + A^{-1} e_t \\ &\equiv \Pi_0 + \sum_{i=1}^p \Pi_i y_{t-i} + v_t, \end{aligned} \quad (6)$$

即為縮減型 VAR (reduced VAR) 模型，其中的干擾項  $v_t \equiv A^{-1} e_t$  亦為  $n$  維的白噪音：

$$E(v_t) = 0, \quad E(v_s v_t') = \begin{cases} 0, & s \neq t, \\ \Omega = A^{-1} \Sigma A'^{-1}, & s = t. \end{cases} \quad (7)$$

由於干擾項為序列不相關且變異數固定不變，因此系統中的每條方程式可使用普通最小平方法 (Ordinary Least Squares, OLS) 估計，且具有一

致性及漸進效率。因為每一條方程式之解釋變數都相同，各方程式間之干擾項不相關，因此使用 SUR (Seemingly Unrelated Regressions) 估計並不會增加效率。若有一條以上的方程式因受到限制，使得等號右手邊的解釋變數不一致 (包含落後期數的不同)，則稱之為 near-VAR，此時使用 SUR 方式估計將可以增進估計效率。

## (2) 衝擊反應函數

估計 VAR 模型的一個重要目標是希望透過 VAR 模型瞭解隨機干擾項的變動，對內生變數未來走勢的影響，即「衝擊反應函數」。所謂的衝擊反應函數是指在其他干擾項不變的情況下，當一個變數受到模型內其他內生變數所產生之衝擊時，對其將會造成多大的影響，亦即對內生變數的邊際效應。衝擊反應函數可以檢視變數間的動態關係，由此檢測衝擊是否具有持續性、屬於長期或短期效果，亦可觀察出此衝擊所產生的效果是正向或負向反應。

考慮一個包含  $n$  個內生變數的 VAR ( $p$ ) 模型，Sims (1980) 所提出的衝擊反應函數推導模式如下：

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + e_t, \quad (8)$$

$$y_t - \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} = \alpha + e_t, \quad (9)$$

其中  $\alpha$  為  $n \times 1$  的常數向量， $\beta_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ) 為  $n \times n$  之落後期係數矩陣， $e_t$  為誤差向量，將上式轉為 VMA (Vector Moving Average, VMA) 的表示方法，

$$(1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p) y_t = \alpha + e_t, \quad (10)$$

$$y_t = (1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p)^{-1} \alpha + (1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p)^{-1} e_t, \quad (11)$$

$$y_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} w_i e_{t-i}, \quad (12)$$

其中， $\Gamma$  為 lag operator， $\theta = (1 - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p)^{-1} \alpha$ ，此式表示每一變數皆可由當期和落後期的隨機誤差項來表示，為避免誤差產生當期相關，應透過正交化去除該特性，即利用裘氏分解 (Choleski decomposition) 將下三角矩陣  $G$ ，代入上式中，

$$y_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} w_i G G^{-1} e_{t-i} = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} R_i \varepsilon_{t-i}, \quad (13)$$

其中  $R_i = w_i G$ ， $\varepsilon_{t-i} = G^{-1} e_{t-i}$ ， $\varepsilon_{t-i}$  為當期不相關且序列不相關的預測誤差矩陣，表示當期無關之正交化隨機衝擊項，其變動一單位即變動一個標準差，而  $R_i$  中的第  $(j, k)$  可表示變數  $j$  對變數  $k$  在第  $i$  期前所發生的一個標準差變動之情況，藉此檢視變數間的動態關係。

### (3) 變異數分解 (variance decompositions)

變異數分解為預測誤差變異數分解 (forecast error variance decomposition) 之簡稱，主要是衡量每個變數的預測誤差變異數，受自身變動和其他變數變動所影響的程度。變異數分解和衝擊反應函數皆必須使用變動過程的資訊，其推導過程如下：

$$\begin{aligned} y_t - \hat{E}_{t-k} y_t &= w_0 e_t + w_1 e_{t-1} + \dots + w_{k-1} e_{t-k+1} \\ &= w_0 G G^{-1} e_t + w_1 G G^{-1} e_{t-1} + \dots + w_{k-1} G G^{-1} e_{t-k+1} \\ &= R_0 \varepsilon_t + R_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + R_{k-1} \varepsilon_{t-k+1}, \end{aligned} \quad (14)$$

其中， $\hat{E}_{t-k} y_t = E[y_t | y_{t-k}, y_{t-k-1}, y_{t-k-2}, \dots]$ ，表示利用  $t - k$  期前所有訊息對  $y_t$  作預測的預測值，以估算出其誤差，而  $K$  階預測誤差的共變異矩陣為

$$\begin{aligned} & E\left[(y_t - \hat{E}_{t-k} y_t)(y_t - \hat{E}_{t-k} y_t)'\right] \\ &= R_0 E[e_t e_t'] R_0' + R_1 E[e_{t-1} e_{t-1}'] R_1' + \dots + R_{k-1} E[e_{t-k} e_{t-k}'] R_{k-1}', \end{aligned} \quad (15)$$

其中  $e_t = G\varepsilon_t = a_1 \varepsilon_{1t} + a_2 \varepsilon_{2t} + \dots + a_n \varepsilon_{nt}$ ，

因此  $E[e_t e_t'] = \Omega = a_1 a_1' \text{Var}(\varepsilon_{1t}) + a_2 a_2' \text{Var}(\varepsilon_{2t}) + \dots + a_n a_n' \text{Var}(\varepsilon_{nt})$ ，

代入後可得

$$\sigma_Y^2 = \sum_{j=1}^n \text{Var}(\varepsilon_{jt}) (a_j a_j' + R_1 a_j a_j' R_1' + R_2 a_j a_j' R_2' + \dots + R_{k-1} a_j a_j' R_{k-1}'), \quad (16)$$

而在  $K$  階的預測誤差中，第  $j$  個正交化創源的貢獻為

$$\sigma_j^2 = \text{Var}(\varepsilon_{jt}) (a_j a_j' + R_1 a_j a_j' R_1' + R_2 a_j a_j' R_2' + \dots + R_{k-1} a_j a_j' R_{k-1}'), \quad (17)$$

因此  $y_t$  對第  $j$  個衝擊的預測變異比例為  $\sigma_j^2 / \sigma_Y^2$ ，且所有  $n$  個正交化單位創源的比例加總為 1，由各變數之誤差變異數分解，可檢視各內生變數受自身或受其他變數的影響何者較大。

## 二、共整合檢定 (Cointegration Test)

Johansen (1988) 與 Johansen and Juselius (1990) 提出使用最大概似估計法來估計差分後的 VAR 模型，此模型即是一個包含長期資訊和短期衝擊的向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM)。假設  $Y_t$  為落後  $p$  期之  $n \times 1$  的內生變數矩陣，則  $p$  階的向量自我迴歸式如下：

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (18)$$

將上式進行差分後可得

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^{p-1} \pi_j \Delta Y_{t-j} + \pi \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (19)$$

其中， $\pi_j$  指當體系出現干擾時，個別變數脫離均衡關係的調整係數，用以描述  $Y_t$  的短期動態關係，至於未差分的向量係數  $\pi$  則表示長期衝擊矩陣，用來檢定變數間是否具有長期的均衡關係， $\pi$  中的 rank 將決定共整合向量的數目，可分為以下三種情形：

- (1)  $\text{rank}(\pi) = p$ ，即  $\pi$  是 full rank，表示  $Y_t$  向量內所有變數皆呈現定態，為共整合的時間序列。
- (2)  $\text{rank}(\pi) = 0$ ，表示  $Y_t$  向量內變數經過一階差分後為  $I(0)$ ，即不具共整合，所有變數不存在長期均衡關係，此時以 VAR 分析即可。
- (3)  $0 < \text{rank}(\pi) = r < p$ ，表示在  $Y_t$  向量內的  $n$  個變數間存在  $r$  個共整合向量。

Johansen 提出兩種概似比檢定統計量來進行共整合檢定，一種為軌跡測試 (Trace Test)，另一種為最大特徵根檢定 (Maximum Eigenvalue Test)，在本文中採用後者作為檢定共整合之統計量，其虛無假設如下：

$$H_0: \text{rank}(\pi) = r, \text{ 變數間有 } r \text{ 個共整合向量,}$$

$$H_1: \text{rank}(\pi) = r + 1, \text{ 變數間有 } r + 1 \text{ 個共整合向量。}$$

統計量為  $\lambda$ -Max statistic =  $-T \ln(1 - \lambda_{r+1})$ ，檢定方法從變數間不具任何共整合關係開始，即  $r = 0$ ，再逐漸增加共整合個數進行檢定，直到無法拒絕為止。若檢定結果呈現各變數間不具有任何共整合關係，則表示變數間無長

期穩定關係存在，因此無需藉由 ECM 模型（Error Correction Model）設定法加入誤差調整向量。

### 三、Granger 因果檢定（Granger Causality Test）

所謂的 Granger 因果檢定是用來判斷一個時間序列能否預測另外一個時間序列的假設檢定。利用加入額外變數的時間資訊，觀察其預測能力有無提升，來檢定變數間的因果關係。對於兩個時間序列  $y_t$  和  $x_t$ ，除了  $y_t$  過去的資訊外，若加入  $x_t$  過去的訊息後有助於增加  $y_t$  的預測，則稱為  $x_t$  能夠 Granger 預測  $y_t$ ，若反之亦存在，表示兩序列間具有反饋（feedback）關係。任何一個內生變數都可逐次檢定其他變數是否具有預測能力，內生變數間的 Granger 預測能力常有重要的經濟含意。Granger（1969）設定檢定模型如下：

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (20)$$

其中  $\alpha$  及  $\beta$  為迴歸係數， $\varepsilon_t$  為干擾項， $p$  為  $y_t$  的落後期數， $q$  為  $x_t$  的落後期數。虛無假設為  $\beta_j = 0$ ，表示  $x_t$  無法 Granger 預測  $y_t$ ，其檢定統計量採  $F$  統計量。

## 第二節 實證模型設定

在實證研究當中，本文依照 Chang and Coulson（2001）研究城郊間關係之模型設定方式，建構一個 VAR 模型包含產業、產業以外的元素以及動態三種重要特性。關於實證研究變數設定上，除了本文所關注的台灣產業與大陸產業兩個主要變數以外，由 shift-share 模型及相關文獻中可知，一個地區產業的就業情形，同時也會受到大環境的影響，因此在內生變數

中加入台灣整體就業與大陸整體就業。另外，台灣產業屬於出口導向型態，而大陸儼然成為世界工廠，兩岸所製造之商品銷往全世界各地，故兩岸產業受到全球景氣相當程度之影響，此為研究兩地產業不可遺漏之層面，因此本文將全球就業、全球特定產業的就業皆視為內生變數之一。

本文的實證模型中，總共設定六個內生變數：全球就業、全球特定產業的就業、大陸總就業、台灣總就業、大陸特定產業的就業、台灣特定產業的就業，這六個內生變數皆會受到其他內生變數落後期的影響，亦即表示六個變數之間有交互作用的效果。依照 Chang and Coulson (2001) 的設定方式，將文獻中市中心與郊區間的互動關係，轉換成台灣與大陸間的互動情形。據此，設定出以下模型：

$$C(B) \begin{bmatrix} GLOBAL_t \\ GI_t \\ CHINA_t \\ TAIWAN_t \\ CI_t \\ TI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \\ e_{6t} \end{bmatrix}, \quad (21)$$

$GLOBAL_t$ 、 $e_{1t}$ ：第  $t$  期的全球就業數以及其干擾項

$GI_t$ 、 $e_{2t}$ ：第  $t$  期的全球特定產業的就業數以及其干擾項

$CHINA_t$ 、 $e_{3t}$ ：第  $t$  期大陸總就業數以及其干擾項

$TAIWAN_t$ 、 $e_{4t}$ ：第  $t$  期台灣總就業數以及其干擾項

$CI_t$ 、 $e_{5t}$ ：第  $t$  期大陸特定產業的就業數以及其干擾項

$TI_t$ 、 $e_{6t}$ ：第  $t$  期台灣特定產業就業數以及其干擾項

其中  $C(B)$  為一個  $6 \times 6$  的矩陣，干擾項  $e_t$  向量為序列不相關但同時期彼此相關之創新 (innovations)，其共變異變異數矩陣  $Cov(e) = \Sigma$ 。設定  $C(0) = I$



表示各式中不包含同時期的內生變數，並加入兩個假設：全球變數會影響台灣及大陸的次級變數，加總的變數會影響產業的變數，如此一來可將VAR的創新分解為：<sup>11</sup>

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \\ e_6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ w_{31} & 0 & 1 & w_{34} & 0 & 0 \\ w_{41} & 0 & w_{43} & 1 & 0 & 0 \\ w_{51} & w_{52} & w_{53} & 0 & 1 & w_{56} \\ w_{61} & w_{62} & 0 & w_{64} & w_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ v_3 \\ v_4 \\ v_5 \\ v_6 \end{bmatrix}, \quad (22)$$

簡化為  $E_t = WV_t$ ， $v_i$  為彼此不相關的正交化單位創源： $v_1$  為全球就業衝擊 (shock)， $v_2$  為全球該產業就業衝擊， $v_3$  為大陸總就業衝擊， $v_4$  為台灣總就業衝擊， $v_5$  為大陸該產業就業衝擊， $v_6$  為台灣該產業就業衝擊，並設定對角矩陣  $\Sigma_v$  為  $v_i$  的變異數矩陣，則  $\text{Cov}(e_t) = W \Sigma_v W'$ 。

如同前一節所述， $W$  矩陣中元素的設定，將藉由經濟理論來支持，每一個設定都表示著兩兩內生變數間的單向因果關係，以下將對於所設定的  $W$  矩陣做詳細說明。一開始的假設中，全球變數會影響台灣及大陸的次級變數，表示  $W$  矩陣中的  $w_{31}$ 、 $w_{41}$ 、 $w_{51}$ 、 $w_{61}$  不應設定為零，另一個假設為加總的變數會影響產業的變數，因此全球的就業衝擊將影響全球產業，全球產業又會影響到台海兩岸的產業，同樣的，兩個地區的總就業也會影響到各自產業的就業，即  $w_{21}$ 、 $w_{52}$ 、 $w_{62}$ 、 $w_{53}$ 、 $w_{64}$  的設定。值得注意的是，(3, 2) 及 (4, 2) 設定為零，表示全球的產業衝擊對於台灣與大陸兩地的總體就業沒有影響，但是兩地總就業的衝擊會相互影響，並且沒有因果順序 ( $w_{43}$ 、 $w_{34}$ )，最後，由於我們主要關注的是兩岸產業就業的相互關係，因此假定台灣的就業衝擊不影響大陸產業，反之亦然，即 (5, 4)、(6, 3)

<sup>11</sup> 其詳細之一般化分解方式及  $W$  矩陣之設定可參見 Coulson (1993)。

兩個元素設定為零，而  $w_{56}$  與  $w_{65}$  代表的即為台灣產業與大陸產業的因果關係。

由於  $\Sigma$  中有 21 個明確變數可直接由 VAR 估計而得，但  $W\Sigma W'$  中卻有 18 個參數，包括  $\Sigma$  矩陣中的六個變異數以及  $W$  矩陣中的 13 個參數，因此本模型無法有足夠的確認條件 (identified restrictions)，<sup>12</sup> 為一個過度確認模型 (overidentified model)，無法使用裘氏分解法來求解，另一方面，模型中的  $W$  矩陣也非一個完全下三角的矩陣，所以無法直接透過限制來做確認。

如同 Chang and Coulson (2001) 文章中計算，最後將剩下三條式子，但卻還有四個參數 ( $w_{56}$ 、 $w_{65}$ 、 $\sigma_5^2$ 、 $\sigma_6^2$ )，因此必須透過限制  $w_{56}$  或  $w_{65}$  為零來確認剩餘參數。在本研究中，分別藉由設定  $w_{56}$  為零以及  $w_{65}$  為零之限制進行相同的實證研究，結果發現不論採取何種限制方式，實證結果皆相似，所得之衝擊反應正負方向亦相同。另一方面， $w_{56}$  表示台灣產業就業衝擊影響大陸產業就業， $w_{65}$  則表示大陸產業就業衝擊影響台灣產業就業的反向因果狀況。實際上，由於台灣不論地理面積、人口等比之於大陸規模都較小，因而本文依據現實情況採取限制前者之假設不成立，即台灣的產業就業衝擊，對大陸產業就業並無立即的影響力，接續之實證研究皆透過假設  $w_{56}$  為零的限制進行，並於得出估計結果後再度驗證假設之正確性。

由於模型過度確認，因此估計步驟如下：首先，使用最小平方法來估計未受到限制的 VAR 模型，計算出干擾項  $e_t$ ，並以所獲得之估計結果進行

<sup>12</sup> 結構型 VAR 中， $\Omega$  矩陣隱含對  $2n^2$  個預估季參數的  $n(n+1)/2$  個非線性限制式，而  $A$  矩陣中之  $n$  個對角線上的元素通常被設為 1，因此只剩下  $2n^2 - n(n+1) - n = 3n(n-1)/2$  個未定參數，對於這些參數給定的數值，總數達  $3n(n-1)/2$  個限制式的設定即為結構型 VAR 必須滿足的「確認條件」。

Granger 因果檢定，接著，在假設衝擊為常態分配之隨機變數，即  $v_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma_v)$  後，使用最大概似法 (Maximum Likelihood) 反覆估計之，不包含常數項之對數概似函數可寫成：

$$-\left(\frac{T}{2}\right) \log(W \Sigma_v W') - \frac{1}{2} \sum e_t (W \Sigma_v W')^{-1} e_t', \quad (23)$$

其中，T 表示觀察值的數目，由極大化概似函數可以估計出  $W$  矩陣中的參數以及正交化創源的變異數矩陣  $\Sigma_v$ ，<sup>13</sup>最後再以 SUR 重新估計受到共變數矩陣限制之 VAR 模型，導出變異數分解及衝擊反應函數。

### 第三節 資料來源與基本統計分析

#### 一、本研究之資料內容與來源

至於實證資料來源方面，依本文模型所設定的內生變數中，全球與大陸的變數資料取得較為不易，因此先將每一變數的資料內容及其來源分述如下。由於本文關注焦點在於由兩岸產業就業波動，研究兩岸產業間之互動關係為何，但因各產業的交互影響效果可能不同，理應區分各種產業類別之就業資料以得到精確之實證結果；在製造業方面，更應蒐集細分後的二級產業資料，方可得出兩岸各產業間之關係。但因產業分類標準在台灣、大陸與世界各國的定義上不盡相同，使得資料無法充分配合，因此本文必須捨棄許多產業，只取「製造業」以及「非製造業」兩種行業作為本文的實證研究資料，其中非製造業中亦不包含農業之就業者。<sup>14</sup>

另一方面，大陸個別產業從業人數的資料相當不完善，時間序列的統

<sup>13</sup> 其計算方法使用 RATS 中 BERNANKE.SRC 之程式。

<sup>14</sup> 非製造業中包含眾多產業，例如水電燃氣類、營造業、批發零售業、服務業、政府部門、不動產與租賃業等。

計資料長度亦不足，因此本文在資料的取捨上，以最能代表該變數之特性且資料完整為主要考量因素，而使用 1994 年第一季至 2005 年第三季之「在崗職工」就業數季資料。<sup>15</sup>其中，大陸整體就業數採用非農業之全國在崗職工季資料；大陸製造業就業數採用製造業在崗職工季資料；大陸非製造業則採用非農業且非製造業之在崗職工季資料。大陸地區的總體就業及產業就業資料來源為 AREMOS (Advanced Retrieval Modeling System) 經濟統計資料庫之「亞洲總體經濟資料庫」(Asia Macroeconomic Statistical Databank)。<sup>16</sup>

至於全球就業數資料本應加總世界各國之就業數，如此作法方能反映出現實狀況，但礙於許多國家的統計數據並不完善，本研究之資料取得遭遇困難。因此，考慮全球就業數在本文中所代表的意義為整體景氣循環，故挑選資料完整的 17 個地區，包括台灣、大陸、美國、加拿大、英國等，將各國之非農業就業人數加總後作為全球的就業變數。<sup>17</sup>同樣的情形，在全球製造業與非製造業的就業資料變數上，也無法取得全球加總之數據，故比照全球就業數，挑選相同的 17 個地區，將各國之製造業與非製造業就業人數予以加總，<sup>18</sup>以此代表全球該兩種產業的興衰狀況。全球總就業數、全球製造業就業數與全球非製造業就業數等三個變數，其資料來源為國際勞動組織 (International Labour Organization) 以及英國國家統計處網

<sup>15</sup> 在崗職工指在國有、城鎮單位、聯營、股份制、外商和港、澳、台投資、其他單位及其附屬機構工作，並由單位支付工資的人員，包括有工作崗位，但由於學習、生病受傷及產假等原因暫未工作，但仍由單位支付工資的人員數額。而從業人員則除了在岗職工就業數以外，還包括私營、個體戶、鄉鎮企業等之就業，因此兩者並不相等。

<sup>16</sup> 財團法人經濟資訊推廣中心代理，網址 <http://140.111.1.22/moecc/rs/pkg/tecd/tecd1.htm>。

<sup>17</sup> 包括智利、香港、以色列、菲律賓、捷克共和國、西班牙、斯洛伐克、加拿大、美國、日本、韓國、瑞士、瑞典、英國、塞席爾群島、大陸與台灣共 17 個地區。依照各國資料狀況，除塞席爾群島選取之資料為受雇人員數 (employee) 外，其餘地區均使用就業人數 (employment)。

<sup>18</sup> 除塞席爾群島、斯洛伐克、美國選取之資料為受雇人員數外，其餘地區均使用就業人數。

站上資料庫。<sup>19</sup>

最後，台灣地區因主計處統計制度相當完善，因此非農業之就業資料與各種產業之就業人數資料不虞匱乏，但為配合其他變數的限制，僅取製造業與不包含農業之非製造業的就業資料，兩種產業的就業資料及整個台灣地區的就業資料皆採用「就業人數」，<sup>20</sup>取得來源為行政院主計處的「中華民國統計資訊網」。<sup>21</sup>

所有變數之時間序列皆採用季資料，資料起迄時間為 1994 年第一季至 2005 年第三季，以各變數的原始季資料數據為主，若所得之資料為月資料，則以三個月資料加總平均作為當季資料。

## 二、實證變數之分析

如前所述，本文採用的實證變數其組成成分包含在崗職工人數、就業人數、受雇人員人數四種。本文所採用之各項實證變數之說明與基本統計量，均彙整列於表 1 之中。

其中，大陸總體在崗職工人數，以及本研究所使用的大陸製造業與非製造業之在崗職工人數資料，在研究期間，即 1994 年第一季至 2005 年第三季呈現逐年緩慢減少的現象，主要原因如下：一是企業轉制進度加快，部分企業轉型為民營、私營企業，脫離了勞動統計的範圍，使得在崗職工人數減少；二是企業減員增效，經營狀況好轉，經濟效益提高，企業轉僱用職工效益性較大之勞力；三是大陸自 1982 年起開始整頓國營企業，部分國營企業不能適應市場經濟激烈競爭、經濟結構策略性調整之需要，從

---

<sup>19</sup> 國際勞動組織，網址 <http://laborsta.ilo.org/>。

英國國家統計處，網址 <http://www.statistics.gov.uk/>。

<sup>20</sup> 就業者指在資料標準週內年滿十五歲從事有酬工作者，或從事十五小時以上之無酬家屬工作者。

<sup>21</sup> 中華民國統計資訊網，網址 <http://www.stat.gov.tw/>。

表 1：相關變數說明與基本統計量（單位：千人）

代號	就業數變數	變數說明	平均值	標準差
<i>GLOBAL</i>	全球	就業者人數	421,997	6,891
<i>CHINA</i>	大陸	在崗職工人數	115,951	9,604
<i>TAIWAN</i>	台灣	就業者人數	8,578	402
<i>G<sub>MANU</sub></i>	全球製造業	就業者人數	89,466	7,691
<i>C<sub>MANU</sub></i>	大陸製造業	在崗職工人數	35,304	4,818
<i>T<sub>MANU</sub></i>	台灣製造業	就業者人數	2,573	91
<i>G<sub>NONMANU</sub></i>	全球非製造業	就業者人數	332,531	13,109
<i>C<sub>NONMANU</sub></i>	大陸非製造業	在崗職工人數	80,647	4,868
<i>T<sub>NONMANU</sub></i>	台灣非製造業	就業者人數	6,005	328
樣本數		1994 年第一季 至 2005 年第三季	47	

註：1. 全球就業數資料除塞席爾群島為受雇人員數外，其餘均為就業人數；全球製造業與非製造業資料，除斯洛伐克、美國、塞席爾群島為受雇人員數外，其餘均為就業人數。

2. 資料來源：全球、全球產業之時間序列月資料來自於國際勞動組織及英國國家統計處網站；大陸、大陸產業資料來自於 AREMOS 經濟統計資料庫之「亞洲總體經濟資料庫」；台灣、台灣產業資料來自於行政院主計處「中華民國統計資訊網」。

正常生產變為停產、半停產、甚至破產倒閉或者重組兼併，使得在崗職工轉為不在崗職工或失業人員；四是名存實亡的單位終止勞動統計，以及正常退休、自然減員等。<sup>22</sup>

台灣總體就業數則隨時間增加而呈現上升的趨勢，從 1994 第一季之 790 萬人，直到 2004 第三季之 936 萬人，小幅成長 1.18 倍；而台灣製造業就業數亦呈現小幅上升之情況，從 247 萬上升至 272 萬人，十年間僅增加約 25 萬人；台灣之非製造業之增加成為台灣就業人數增加的主因，從

<sup>22</sup> 中華人民共和國國家統計局之統計分析，網址 <http://www.stats.gov.cn/>。

1994 第一季之 542 萬人，直到 2004 第三季之 664 萬人，增加了約 120 萬之就業人數，說明了台灣從單純的製造業，轉型成為以金融業、服務業為主之產業趨勢。此外，本研究亦從台灣總體就業與非製造業就業數之歷史資料發現，第四季為就業旺季，就業人數明顯高出前三季，但台灣製造業卻未顯示此種特徵。

而全球總體就業數亦呈現隨時間上升而逐漸增加之趨勢，從 1993 年第一季之 4.03 億人，直到 2004 第三季之 4.38 億人，微幅增加 3,500 萬人；而全球製造業人數則是微幅下降，其主要原因應是大陸人口眾多，其製造業就業數占全球就業數頗高之比例，<sup>23</sup>故大陸之就業數逐年下降，將影響全球就業數亦呈現微幅下降之趨勢；最後，全球之非製造業則是大幅上升，從 3.05 億人增加為 3.58 億人，其中，占大多數之大陸非製造業就業數為逐年下降，故可知全球非製造業就業數上升之幅度頗高。此外，本研究亦從全球總體就業與非製造業就業數之歷史資料發現，第四季為就業旺季，就業人數明顯高出前三季，但全球製造業卻未顯示此種特徵。

---

<sup>23</sup> 大陸整體就業數占全球整體就業數之比例為 27.48%；大陸製造業就業數占全球製造業就業數之比例為 39.46%；大陸非製造業就業數占全球非製造業就業數之比例為 24.26%。