第 3 章

台灣勞工轉換工作及產業之實證研究：多項式 LOGIT 模型之應用

3.1 前言

在勞動市場中，一方面由於相對供需變動所導致的工作條件調整（例如近十年來資訊業的薪資增幅即遠高於紡織業），另一方面則由於實際共事經驗促使勞雇雙方對彼此均重新評價（例如許多勞工初期工作的工作期間均不長）；因此，轉換工作自然成為勞動市場中的常態，進而成為學界及政府部門關注的課題：以台灣受私人雇用的勞工為例，從民國 67 年至 88 年，每年均約有 8.2% 的勞工轉換工作（此比率前、中期較高，後期較低，詳細資料則請參考表 3.1）[1]。雖然異動行為可能會中斷經驗累積，減弱學習效果；但是，轉換工作亦具有提高資源配置效率、改善勞雇契合程度並促進人力資本累積之功能。

在台灣經濟快速發展的過程中，產業結構的巨幅改變亦伴隨而至：從民國 67 年至 88 年，GDP 的平均年成長率高達 7.28%，而各業中以服務業成長最快，其產值占 GDP 的比率從 48.20% 劇升至 62.79%，但農業及工業產值所占比率則分別從 9.50%、42.29% 降為 2.57%、34.64%（詳細資料列於圖 3.1）；所以，台灣勞工在轉換工作的同時，多半也會轉換產業，故該期間內轉換產業者占轉換工作者的比率即接近 70%（行業分類係以 2 位數（2-digit）行業分類為準，詳細資料亦列於表 3.1）。依此推論，轉換工作的選擇與轉換產業的選擇可能

[1] 本章在討論受私人雇用勞工的流動問題時，如果沒有特別的說明，所謂的「轉換工作」係被限定於前後兩種工作身分（以最後一次工作異動為準）均屬受私人雇用且自願離職的工作異動行為，而所謂的「受私人雇用者」則是由此類轉換工作的勞工及未轉換工作且受私人雇用的勞工組合而成。詳細的說明請參考第 4 節。

具有一定程度的關聯，亦即在分析台灣勞工的流動情況時，如果從個別勞工的角度來看，似乎應該將其視為一個多選項（multiple choices）的決策問題。

然而，不論是否以轉換工作或轉換產業為研究重點，多數的勞動經濟論文在討論間斷選擇（discrete choices）問題時，基於電腦軟體、硬體的限制或計算的方便，都是透過合併選項或限制樣本範圍（即捨棄選擇某些選項的樣本）將決策簡化，再利用二項式（binominal）logit 或 probit 模型進行迴歸分析。這類做法雖簡單易行，但併項設定通常難脫先驗武斷（ad hoc）之嫌，而樣本受限下求出的選擇調整項（selection correction term）則無法充分發揮其功能。

因此另有部份論文，例如 Boskin（1974）、Schmidt 與 Strauss（1975a、b）、劉鶯釧（1988）、Kidd（1994）、Singell et al.（1996）、于若蓉（1999）及莊奕琦與楊琇　（2003）等，放寬假設以非巢式多項式（unnested multinomial）logit 模型研究多選項的決策行為。這種分析方式固然解決了一部份的問題，不過也帶進了新的困擾：非巢式多項式 logit 模型隱含「任兩個選項之相對機率不受其他選項機率變動之影響」的強烈意涵，即存在所謂的 IIA（independence of irrelevant alternatives）性質[2]。以上述不換工作、換工作但不換產業及換工作又換產業共三個選項的決策問題為例，當換工作又換產業的成本因非個人因素上升，進而造成其機率外生地減少時，IIA 性質就代表不換工作及換工作但不換產業的機率將同幅度地增加；而這種各選項間之替代關係完全對稱、完全相等的型態，與一般的消費者行為相比可能有一些差距存在。

[2] 依據定義，二項式模型自然沒有 IIA 問題（因為其中不可能有其他選項存在）。此外，多項式 probit 模型雖無 IIA 問題存在，但由於其估計極為困難，以致少有套裝程式具備這項功能，因此自然少有論文利用這個模型進行實證研究（請參考 Greene（1997）書中的第 19 章第 7 節）。

（表 3.1）置於此處

（圖 3.1）置於此處

所以，本章擬參考 McFadden（1981、1984）、Wright（1995）、林祖嘉（1996）及 Lin 與 Tsay（2000）的觀點援引更一般化的巢式多項式（nested multinomial）logit 模型[3]，並使用「人力運用調查」中的原始個體資料研究台灣勞工的流動問題，希望在不預設 IIA 性質的情況下瞭解影響轉換工作及轉換產業行為的重要因素，而且依循 Hausman 與 McFadden（1984）的建議，利用巢式模型中總括值（inclusive value）迴歸係數的估計值，進一步檢測 IIA 性質在這項決策中是否成立。本章共分為五節，除前言外，第 2 節為理論介紹，第 3 節為實證設定，第 4 節為基本資料分析，第 5 節為估計結果，第 6 節則為結論。

3.2 理論介紹

3.2.1 非巢式多項式 logit 模型

當實證研究中的被解釋變數屬間斷性質時，一般的 OLS 線性迴歸模型即不再適用，故必須改以最大概似法（maximum likelihood method）直接估計各選項發生的機率與解釋變數之間的關係，而機率分配型態設定上的差異就衍生出許多不同的模型（這些模型有時被合稱為 QR（qualitative response）模型），非巢式多項式 logit 模型即為其中相當常用的一種。

假設任一決策單位均面臨 $M + 1$ 種選擇（$M \geq 1$），依序從選項 0 至選項 M，在多項式 logit 模型下選項 i 發生的機率即為：

$$\mathrm{P}_{n,i} = \frac{\exp\left(\beta_i' x_n\right)}{\sum_{m=0}^{M} \exp\left(\beta_m' x_n\right)} = \frac{\exp\left[\left(\beta_i - \beta_0\right)' x_n\right]}{1 + \sum_{m=1}^{M} \exp\left[\left(\beta_m - \beta_0\right)' x_n\right]} \tag{3.1a}$$

[3] 除勞動議題外，多項式 logit 模型（包括非巢式及巢式模型）在其他領域中，例如區位、交通及行銷等議題，亦有極為廣泛的應用（McFadden，1981、1984；Greene，1997）。

其中的 P 代表機率，β 代表隨選項改變的迴歸係數行向量，x 代表只隨決策單位改變但不隨選項改變的個人特質（characteristic，其中亦可包括常數 1）行向量[4]，足標 n 則代表決策單位。而二項式 logit 模型即為其 $M = 1$ 時之特例[5]。

這個機率函數當然可以只視為單純的統計模型，但其背後仍然有一定的個體理論基礎。依據 McFadden（1981、1984）等學者所主張的隨機效用模型，（3.1a）式與效用或利潤極大化行為是一致的（consistent）：假設 $U^*_{n,m}$ 代表決策單位 n 從選項 m 所獲得的效用，並且效用函數可以寫為

$$U^*_{n,m} = \beta^{'}_{\mathrm{m}} x_n + \varepsilon_{n,m} \tag{3.1b}$$

其中的 ε 代表不可觀察的隨機項，足標 m 代表選項；而 $U^*_{n,m}$ 則是一個不可觀察的潛在變數(latent variable)：當 $U^*_{n,i} \geq U^*_{n,0}$、$U^*_{n,i} \geq U^*_{n,1} \Lambda\ U^*_{n,i} \geq U^*_{n,M-1}$ 且 $U^*_{n,i} \geq U^*_{n,M}$ 時，我們將觀察到決策單位 n 選擇選項 i。如果 $\varepsilon_{n,0}$、$\varepsilon_{n,1} \Lambda\ \varepsilon_{n,M-1}$ 與 $\varepsilon_{n,M}$ 均服從 i.i.d. 的（independent and identically distributed）極值（extreme value）分配，則此最適化行為下選項 i 發生的機率就等於（3.1a）式的 $\mathrm{P}_{n,i}$ [6]。

當 $M \geq 2$ 時，從（3.1a）式即可輕易地導出 IIA 性質[7]：在個人特質既定的情況下，任兩個選項的相對機率（以選項 i 與選項 j 的相對機率 $\mathrm{P}_{n,i}/\mathrm{P}_{n,j}$ 為

---

[4] 在 logit 模型家族中，另有一類模型：其 β 不隨選項改變，而 x 則為隨選項改變又隨決策單位改變的選項屬性（attribute）；這種模型通常又被特稱為條件式（conditional）logit 模型，以與上述的多項式 logit 模型有所區隔。不過，多項式與條件式 logit 模型主要性質相同（例如皆具有 IIA 性質），且並非截然二分的（當選項只有兩個時，兩種模型即無實證上的差異）：雖然條件式模型不一定可以轉換為多項式模型；但是，如果以選項虛擬變數（例如以選項 0 做為基準）與個人特質的相乘項做為解釋變數，就可以將多項式模型改寫為條件式模型（請參考 Greene（1997）書中的第 19 章第 7 節）。然而，由於本章在實證上所使用的資料均屬個人特質，因此我們均以多項式 logit 模型做為討論的基礎。

[5] 當選項只有兩個時，$1/[1+\exp(-v)]$ 的型式就是許多人熟知的 logistic 分配之累積分配函數（v 代表該隨機變數的上限）；此外，如果將 $\mathrm{P}_{n,0}$ 改為 $\Phi\left(-(\beta_1-\beta_0)^{'} x_n\right)$，則這個模型即成為二項式 probit 模型（$\Phi$ 代表標準常態分配的累積分配函數）。

[6] 極值分配也被稱為魏布耳（Weibull）分配或 Gumbel 分配，其累積分配函數為 $\exp[-\exp(-v_m)]$。此外，如果 $\varepsilon_{n,0}$、$\varepsilon_{n,1} \Lambda\ \varepsilon_{n,M-1}$ 與 $\varepsilon_{n,M}$ 均服從 i.i.d. 的常態分配，則這個決策行為所導出的就是多項式 probit 模型。

[7] 對二項式模型來說，IIA 性質自然無法成立，因為其中並不存在兩個選項外的其他選項。

例）不受其他選項迴歸係數（以選項 k 第 a 個迴歸係數 $\beta_{k,a}$ 為例）外生變動的影響[8]。亦即

$$\frac{\partial\left(\mathrm{P}_{n,i}/\mathrm{P}_{n,j}\right)}{\partial\beta_{k,a}}=\frac{\partial\left[\exp\left(\beta_i' x_n\right)/\exp\left(\beta_j' x_n\right)\right]}{\partial\beta_{k,a}}=0 \tag{3.1c}$$

就隨機效用模型而言，這項意涵主要來自於效用隨機項服從 i.i.d.極值分配的強烈假設，因此，對 IIA 性質的修正即等同於對效用隨機項機率分配的調整。

3.2.2 巢式多項式 logit 模型

巢式 logit 模型與非巢式 logit 模型大致相同，只是前者先將選項分層分組，再從下而上以類似（3.1a）式的型式循序設定各選項發生的機率。以兩層三巢的巢式 logit 模型為例[9]：下層第 h 巢中選項 i_h 的條件機率即為

$$\mathrm{P}_n\left(i_h|h\right)=\frac{\exp\left(\gamma_{i_h}' x_n\right)}{\sum_{m\in B_h}\exp\left(\gamma_m' x_n\right)} \tag{3.2a}$$

其中的 B_h 代表第 h 巢的選項集合，但每一巢的選項個數並不一定相同；至於在上層中選擇第 h 巢的機率則可以表示為

$$\mathrm{P}_n\left(h\right)=\frac{\exp\left(\alpha_h' x_n+\tau_h IV_{n,h}\right)}{\sum_{s=0}^{2}\exp\left(\alpha_s' x_n+\tau_s IV_{n,s}\right)} \tag{3.2b}$$

其中的足標 s 代表第 s 巢（故 $h\in\{0,1,2\}$）；τ_s 代表迴歸係數；$IV_{n,s}$ 則等於 $\ln\left[\sum_{m\in B_s}\exp\left(\gamma_m' x_n\right)\right]$，就是（3.2a）式分母的對數值，通常被稱為第 s 巢的總括

---

8 如果模型原本就屬條件式 logit 模型（亦即其解釋變數並非如附註 4 所述，係透過選項虛擬變數轉換而得），則外生變動的來源自然必須從迴歸係數 β 改為解釋變數 x（即選項屬性）。

9 巢式 logit 模型中的層級數及巢數均無理論上的限制。此外，雖然多數人常以「層級（hierarchy）」來描述其結構；但是，這只是一種習慣，並無選項間有優先性（priority）之差異（即決策單位的偏好型態屬辭典序列偏好（lexical preference）），或選項出現時點有先後之別（即決策過程跨越數個期間）的涵義存在。

值，代表第 s 巢中所有選項對該巢發生機率的共同貢獻[10]。而選項 i_h 發生的機率 P_{n,i_h} 自然等於 $\mathrm{P}_n(i_h|h)\cdot\mathrm{P}_n(h)$。

依據上述的設定，在巢式 logit 模型中，IIA 性質即不再成立，相對機率與其他選項之間的關係將變得較為複雜。以選項 k 在其巢中第 a 個迴歸係數 $\gamma_{k,a}$ 為例：對同在一巢之兩選項的相對機率而言（假設選項 i 與選項 j 均位於第 h 巢，但未必與選項 k 同在一巢）， $\gamma_{k,a}$ 的外生變動亦不具任何效果，因為

$$\begin{aligned}\frac{\partial\left(\mathrm{P}_{n,i}/\mathrm{P}_{n,j}\right)}{\partial\gamma_{k,a}}&=\frac{\partial\left\{\left[\mathrm{P}_n(i|h)\cdot\mathrm{P}_n(h)\right]/\left[\mathrm{P}_n(j|h)\cdot\mathrm{P}_n(h)\right]\right\}}{\partial\gamma_{k,a}}\\&=\frac{\partial\left[\mathrm{P}_n(i|h)/\mathrm{P}_n(j|h)\right]}{\partial\gamma_{k,a}}=\frac{\partial\left[\exp\left(\gamma_i'x_n\right)/\exp\left(\gamma_j'x_n\right)\right]}{\partial\gamma_{k,a}}=0\end{aligned}\tag{3.2c}$$

對不在一巢之兩選項的相對機率而言（假設選項 i 位於第 h 巢，而選項 j 位於第 g 巢），如果選項 k 與上述兩選項均不在同一巢， $\gamma_{k,a}$ 的外生變動仍不具任何效果；然而，如果選項 k 與上述任一選項同在一巢（假設選項 k 亦位於第 h 巢），則 $\gamma_{k,a}$ 的外生變動就具有一定的影響力，因為

$$\begin{aligned}\frac{\partial\left(\mathrm{P}_{n,i}/\mathrm{P}_{n,j}\right)}{\partial\gamma_{k,a}}&=\frac{\partial\left\{\left[\mathrm{P}_n(i|h)\cdot\mathrm{P}_n(h)\right]/\left[\mathrm{P}_n(j|g)\cdot\mathrm{P}_n(g)\right]\right\}}{\partial\gamma_{k,a}}\\&=\frac{\exp\left(\gamma_i'x_n\right)}{\exp\left(\gamma_j'x_n\right)}\cdot\frac{\partial\left[\mathrm{P}_n(h)/\mathrm{P}_n(g)\right]}{\partial\gamma_{k,a}}\\&=\frac{\exp\left(\gamma_i'x_n\right)}{\exp\left(\gamma_j'x_n\right)}\cdot\frac{\exp\left(\alpha_h'x_n+\tau_hIV_{n,h}\right)}{\exp\left(\alpha_g'x_n+\tau_gIV_{n,g}\right)}\cdot\frac{\partial\left[\tau_hIV_{n,h}\right]}{\partial\gamma_{k,a}}\\&=\frac{\mathrm{P}_{n,i}}{\mathrm{P}_{n,j}}\cdot\frac{\tau_hx_{k,a}\cdot\exp\left(\gamma_k'x_n\right)}{\sum_{m\in B_h}\exp\left(\gamma_m'x_n\right)}=\frac{\mathrm{P}_{n,i}}{\mathrm{P}_{n,j}}\cdot\tau_hx_{k,a}\cdot\mathrm{P}_n(k|h)\neq0\end{aligned}\tag{3.2d}$$

---

[10] 巢與上一層決策點間的路徑（path）有時又被稱為分支（branch）。而在巢式 logit 模型中（以上述模型為例），選項 m_s 的迴歸係數可以被分為兩個部份：一部份是該選項在其巢內的迴歸係數 γ_{m_s}；另一部份則是與該選項對應的分支迴歸係數 α_s 及總括值迴歸係數 τ_s。不過，如果該巢中只有一個選項（亦即選擇該分支後決策就結束， $\mathrm{P}_n(m_s|s)$ 必然等於一），則 $\alpha_s'x_n+\tau_sIV_{n,s}$ 將可以簡化為 $\left(\alpha_s+\tau_s\gamma_{m_s}\right)'x_n$，故 α_s、τ_s 及 γ_{m_s} 三者在實證上並無法同時被認定（identified），因此，τ_s 及 γ_{m_s} 通常就被設定為零，而將該選項發生的機率全部歸之於 $\alpha_s'x_n$。

巢式 logit 模型是一個更一般化的模型, 如果所有的總括值迴歸係數均等於 1, 則巢式 logit 模型即退化成為非巢式 logit 模型（將 $\tau_s = 1$ 代入（3.2a）式及（3.2b）式即可導出, 此時巢式中的 $\alpha_s + \gamma_{m_s}$ 就等於非巢式中的 β_{m_s}）。而當所有的總括值迴歸係數均介於 0、1 之間時（即 $0 < \tau_s \leq 1$ 時）, 巢式 logit 模型仍可以是隨機效用模型的直接延伸, 只是效用隨機項的機率分配必須調整為一般化極值（generalized extreme value）分配[11], 各隨機項彼此間則不再是互相獨立, 且相關程度亦非完全相同；不過, 當有部份總括值迴歸係數超過上述範圍時, 巢式 logit 模型在數學上、在統計上雖仍是可以運算、可以估計的機率模型, 但就無法再以隨機效用模型做為其個體基礎。

3.3 實證設定

3.3.1 模型及解釋變數說明

本章擬將勞工的流動選擇視為共包括三個選項的決策問題, 其內容分別是：不換工作、換工作但不換產業、換工作又換產業。所以, 依據隨機項設定的不同, 我們準備以下列三種多項式 logit 模型進行實證分析（請參考圖 3.2）：

(1) 模型一為非巢式多項式 logit 模型。

(2) 模型二為巢式多項式 logit 模型, 其中共有兩層一巢, 上層決定是否轉換工作, 如果選擇不換工作, 則決策即結束；如果選擇轉換工作, 則進入下層巢中決定是否轉換產業。

(3) 模型三亦為巢式多項式 logit 模型, 其中也有兩層一巢, 上層決定是否轉換產業, 如果選擇轉換產業, 則自然就會轉換工作且決策即結束；如果選擇不換產業, 則進入下層巢中決定是否轉換工作。

[11] 仍以兩層三巢的巢式 logit 模型為例, 與其對應的隨機項共同累積分配函數即為 $\exp\left\{-\sum_{s=0}^{2}\left[\sum_{m\in B_s}\exp(-v_m/\tau_s)\right]^{\tau_s}\right\}$。

（圖 3.2）置於此處

雖然三個選項總共可以組合出三種巢式模型（上述的模型二及模型三即為其中兩個模型）；但是，由於「不換工作」與「換工作又換產業」同列一巢的設定不易有符合直覺及現實的理論基礎（請參考下一段的說明），因此，本章並未將這個模型納入研究範圍中。

從導出的選項間替代關係來看，計量模型的差異通常反映隱藏其後的偏好型態或外在環境有所不同，除具有 IIA 性質的模型一外，模型二與模型三的差異就可以被詮釋為：對勞工而言，在模型二中，換工作但不換產業之選項與換工作又換產業之選項較為接近；而在模型三中，換工作但不換產業之選項則與不換工作之選項較為接近。因為，依據（3.2d）式，如果 $0 <$ 總括值係數 < 1，當換工作但不換產業的機率因其自身係數變動而增加時，在模型二中，換工作又換產業與不換工作的相對機率也將上升（但換工作又換產業的機率未必上升）；而在模型三中，這兩個選項的相對機率則會下降（但不換工作的機率亦未必上升）。

參考多數勞動實證論文的設定，本章模型中的解釋變數包含 *SD*、*MD*、*KD*、*ED*、*PAD*、*PEMD*、*POCCD*、*PINDS*、*PINDG*、*GX* 及 GX^2 這些個人特質。其中的 *SD*、*MD*、*KD* 均為虛擬變數：*SD* 代表性別，以女性為基準；*MD* 代表婚姻，以未婚為基準；*KD* 代表女性的子女狀態，以沒有未滿 6 歲的幼兒為基準。*ED*、*PAD*、*PEMD* 及 *POCCD* 均為相關虛擬變數組成的行向量：*ED* 代表學歷，以不識字及自修程度為基準；*PAD* 代表前職工作地點（就選擇不換工作的勞工而言，前職變數即等於現職變數），以南部各縣為基準；*PEMD* 代表前職員工人數，以 1 人為基準；*POCCD* 代表前項工作的職業別，以農林漁牧工作者為基準（*ED*、*PAD*、*PEMD* 及 *POCCD* 的詳細說明請參考附錄）。*PINDS*、*PINDG* 及 *GX* 則為一般變數：*PINDS* 代表前職產業就業量占總就業量的比率；*PINDG* 代表 *PINDS* 的年成長率[12]；*GX* 代表決策前經驗[13]。而由於我們準備合

[12] 未使用行業別虛擬變數以反映產業因素（包含該產業的獲利能力、勞動供需及景氣情況等因素）對流動決策之影響的原因，一方面在於行業數量過多（在 2 位數分類標準下，共有 52 個行業）；另一方面則在於本章擬合併多年的資料進行迴歸分析，而該期間內台灣產業結構的轉變卻相當迅速劇烈（例如相隔 20 年的紡織業並無法反映同一程度的相對獲利能力）。

併民國 67 年至 88 年的資料進行迴歸，卻又慮及台灣整體環境（特別是經濟環境）轉換迅速；因此，除共同常數項外，本章在解釋變數中尚加入時間虛擬變數，以控制逐年改變之總體因素對勞工流動決策的影響。

3.3.2 其他實證設定

由（3.2a）、（3.3a）及（3.3b）式得知，在 $M+1$ 個項目的 logit 模型中（項目指選項或巢式模型中的分支），只能估出 M 組迴歸係數。所以，就模型一而言，本章將不換工作的選項係數標準化為零（假設 β_1、β_2 分別代表其中換工作但不換產業、換工作又換產業的選項係數）；就模型二而言，本章將上層中不換工作的分支係數標準化為零（假設 α 代表其中轉換工作的分支係數，τ 則代表該巢的總括值係數），且將下層中換工作但不換產業的巢內係數標準化為零（假設 γ 代表換工作又換產業的巢內係數）；就模型三而言，本章則將上層中轉換產業的分支係數標準化為零（假設 θ 代表其中不換產業的分支係數，則 ϕ 代表該巢的總括值係數），並且將下層中換工作但不換產業的巢內係數標準化為零（假設 π 代表不換工作的巢內係數）。因此，當 $\tau=1$ 且 $\phi=1$ 時，理論上，模型二的 α、γ 即分別等於模型一的 β_1、$\beta_2-\beta_1$；而模型三的 θ、π 則分別等於模型一的 $\beta_1-\beta_2$、$-\beta_1$。

在估計巢式 logit 模型時，最好的方法應是同時聯立估計模型中所有係數的充分訊息法（full information method）；不過，由於本章使用的資料相當龐大（約有 36 萬筆樣本，詳細的說明請參考第 4 節），個人電腦不易處理（本章使用的套裝程式為 Limdep 7.0），因此，本章只以有限訊息法（limted information

---

[13] 對轉換工作者來說，決策前經驗就等於現職前經驗；而對未轉換工作者來說，決策前經驗則等於現職前經驗與決策前現職年資的總和。因為，如果將所謂的不換工作視為另一種特殊的工作異動行為，亦即將其視為轉換工作後再選擇原工作之決策結果，則這種設定方式才能使各類勞工的決策前年資具有一致的決策意義。

method）中計算較為簡單的逐步估計法（sequential estimation method）進行估計：這項方法首先單獨求出下層中的巢內係數，接著利用這些係數計算每一巢的總括值，然後再將其加入上層資料中估計各分支的分支係數及總括值係數。而依據 McFadden（1984）及 Greene（1997）的說明，逐步估計法的迴歸係數估計式雖然並不是有效率的（efficient），但其仍是一致的（consistent）。

除上述的設定外，如何判斷 IIA 性質是否成立亦是本章一個重要的課題。依據多項式 logit 模型的性質及 Hausman 與 McFadden（1984）的說明，在各種便於計算的方法中，最好的方法就是：藉由 WALD test，檢定每一個巢式模型中每一個總括值的迴歸係數估計值是否等於 1 及是否位於 0 ~ 1 區間中。進行前項檢定的原因在於：巢式模型是一個更一般化的模型，當所有的總括值迴歸係數均等於 1 時，巢式模型即退化成為符合 IIA 性質的非巢式模型；而進行後項檢定的原因則在於：當所有的總括值迴歸係數均位於 0 ~ 1 區間之外時，符合 IIA 性質的非巢式模型自然成為唯一具有個體基礎的機率模型。所以，在估出各迴歸係數後，我們擬檢定模型二的 τ 及模型三的 ϕ 落於何處：如果兩者均未顯著地拒絕（significantly reject）等於 1 的假設或兩者均顯著地拒絕位於 0 ~ 1 區間中的假設，則在討論台灣勞工的流動問題時，模型一的非巢式 logit 模型，亦即 IIA 性質，就是一個可被接受的分析架構。

3.4 基本資料分析

本章實證分析的樣本期間為民國 67 年至 88 年，所用資料來自於主計處的「人力運用調查」[14]，而為了維持資料的一致性，本章原則上將直接使用其中

[14] 由於資料調查與實際行為間存在時間落差，第 t 年的工作異動係顯露於第 $t+1$ 年的調查中，因此，本章所用的樣本即來自民國 68 年至 89 年的「人力運用調查」。而為了便於各類勞工的加總及比較，如果沒有特別的說明，本章中任一年的受私人雇用者資料都是從下一年的調查中回溯求出，而非如同一般的論文直接來自於同年的調查。

的原始個體資料來計算有關勞動及產業的統計指標（包含 *PINDS* 及 *PINDG*）[15]。此外，在行業的分類方式上，因為「人力運用調查」中的行業代碼只細分至 2 位數，所以本章中的行業分類係以 2 位數行業分類（即中分類）為準。

基於本項研究的特性，我們只針對未轉換工作的受私人雇用者及前後兩種工作身分均屬受私人雇用的轉換工作者進行分析[16]，主要理由為：無酬家屬工作者、雇主、自營作業者、受政府雇用者及從受私人雇用部門轉出的工作異動行為，可能受到較多純屬個人的、非經濟的因素影響，無法對瞭解經濟結構的變遷、勞動市場的運作及轉換決策的型態提供有力的協助。此外，因為非自願離職原則上並非出於勞工自身的選擇，所以我們亦將非自願離職者排除在討論範圍之外[17]。

受私人雇用者的基本資料列於表 3.1 及表 3.2，從這些統計指標可以對樣本期間內台灣的經濟及勞動情勢有一個概略的瞭解：

(1) 每年均約有 8.2% 的勞工轉換工作，這項比率前、中期較高，後期較低，恰巧與民國 70 年代中期快速的經濟成長及結構轉變相吻合。而轉換工作的型態大半都是轉換產業，在轉換工作者中轉換產業的比率接近 70% [18]。

(2) 就前職產業的整體環境而言，不論是以就業量相對份額 *PINDS* 或是以就業量相對份額成長率 *PINDG* 來衡量，正如一般的預期，換工作但不換產業者的前職產業環境（仍為其現職產業環境）最佳，其次為不換工作者的前職

[15] 雖然主計處人力統計報告上的統計指標就是從原始個體資料計算而來，理論上，公佈的統計指標與自行計算的統計指標應該是相同的，但是，可能因為處理有瑕疵的資料時所用的方法不同，或複製資料檔時發生錯誤，這兩種指標之間實際上卻有些微的差距存在。

[16] 如果將未轉換工作視為轉換工作後再選擇原工作之決策結果，則對未轉換工作的受私人雇用者來說，其前項工作的身分自然亦屬受私人雇用。

[17] 在討論轉換工作時，本章係以最後一次工作異動為準，其原因一方面在於資料的限制，另一方面則在於絕大多數的轉換工作者在該年內只異動一次。而轉換工作的原因可以劃分為自願及非自願兩類，本章係以「人力運用調查」中的離職意願問項做為判斷的標準。不論是否轉換產業，轉換工作的原因幾乎都是自願離職：就轉換產業勞工而言，其比率約為 90%；就未轉換產業勞工而言，其比率則約為 85%。

[18] 如果以 1 位數行業分類為準（即以大分類為準），則轉換產業者所占的比率自然會降低（因為那些中類別改變但大類別未變的勞工即被歸類為未轉換產業者），但仍超過 40%。

產業環境（亦為其現職產業環境），而換工作又換產業者的前職產業環境則落居最後。

(3) 就決策前經驗而言[19]，不換工作者最多，換工作但不換產業者居次，最少的則是換工作又換產業者。其中轉換工作的兩種勞工相當接近，而且兩者的距離非常穩定；反之，不換工作者與這兩種勞工的差異較為明顯，並隨著時間逐漸增加。

(4) 在各種教育程度的勞工之中，大專程度者轉換工作的比率雖與其他教育程度者大致相等，但轉換產業的比率卻明顯較低，其差距約為 5% 至 10%。

(5) 不論是否轉換工作、是否轉換產業，所有勞工的實質時薪（金額單位為新台幣且經過 CPI（以民國 85 年為基期）的平減）及就學年數均有相當程度的提升，而且不同類別勞工的增加趨勢並無顯著的差別。

[19] 依據附註 13 的說明，欲得知決策前經驗必須先得知現職前經驗，但多數資料庫，包含「人力運用調查」，並無現職前經驗的資料，只能以自行求出的推估值做為替代：就女性及 20 歲以下的男性而言，現職前經驗 = 年齡 – 就學年數 – 現職年資 – 6 。就 20 歲以上的男性而言，因為絕大多數的男性至少必須服役 2 年，所以，現職前經驗 = 年齡 – 就學年數 – 現職年資 – 8 。此外，對未轉換工作者來說，因為無法確知其決策時點，所以，本章就將其決策時點設定為前一年的調查日期，亦即以現職年資 – 1 做為決策前現職年資的推估值。

（表 3.2）置於此處

3.5 估計結果

模型一至模型三的 ML 選擇迴歸結果分別列於表 3.3a 至表 3.3c[20]。就總括值係數的檢定而言：模型二的總括值係數估計值 $\hat{\tau}$ 等於 -0.5338，小於 0 且顯著地異於 0（自然顯著地異於 1）；模型三的總括值係數估計值 $\hat{\phi}$ 則等於 3.3259，大於 1 且顯著地異於 1（自然顯著地異於 0）；因為兩者均不在 0、1 之間，所以，模型二及模型三與隨機效用理論是不一致的。而這個現象的產生可能起因於：（1）實證模型設定錯誤（specification error）[21]，或（2）逐步估計法所造成的偏誤（其估計式僅是一致的，而非不偏的（unbiased））。

從迴歸結果來看，如果接受模型二或模型三，即等同於接受勞工的流動決策過程並不符合一般的效用極大化型態之論點，所以，本章認為模型一雖不可避免地延伸出較有爭議的 IIA 性質，但仍是一個較具個體基礎、較為合理的分析架構，故以下僅對其估計結果做較詳細的說明。在模型一中，雖然從邊際效果（即$\partial \mathrm{P}_{n,m}/\partial x_n$）來看，實證使用之個人特質對流動決策之結果並無太大的影響；但是，各解釋變數（包括時間虛擬變數）的正負符號原則上均符合理論的預期，而且多數的迴歸係數都是顯著的：

(1) 就性別及家庭因素而言：男性勞工通常負擔主要家計，重視收入穩定，故傾向於不換工作；但如果選擇轉換工作，則可能又基於事業發展的考量，多傾向於轉換產業[22]。而已婚勞工或有幼兒之女性勞工較強調安定，故傾向於不換工作，即使選擇轉換工作，亦傾向於不換產業。

---

[20] 限於表格篇幅，我們並未將完整的迴歸結果放置於論文中，如有需要可向作者索取。

[21] 林祖嘉的論文（1996）亦曾有類似情況。詳細的說明請參考 McFadden（1981、1984）。

[22] 多項式 logit 模型的優點之一就是便於計算：例如在模型一中，就轉換工作勞工而言，不換產業、轉換產業的條件機率即分別等於 $1/\left\{1+\exp\left[(\beta_2-\beta_1)' x_n\right]\right\}$、$\exp\left[(\beta_2-\beta_1)' x_n\right]/\left\{1+\exp\left[(\beta_2-\beta_1)' x_n\right]\right\}$（從（1a）式即可輕易求出），換句話說，迴歸係數的大小就反映條件機率的高低。

(2) 就前職工作地點而言：與被設為基準的南部各縣勞工相比，其他勞工，特別是北部、中部及東部的勞工，均傾向於轉換工作；但在異動中，則除了東部勞工外，多傾向於不換產業。

(3) 就前職員工人數而言：與被設為基準的 1 人規模相比，其他規模廠商的勞工均傾向於轉換工作，但卻避免轉換產業。而在各種規模的廠商中，當員工人數為 30 人至 49 人時，其流動性最高；當員工人數超過 500 人時，組織的營運通常較有制度，工作亦較有保障，其流動性自然降至最低。

(4) 就前職職業別而言：專業性愈強及位階愈高的勞工，愈避免轉換產業；但在不換產業的選擇中，與被設為基準的農林漁牧工作者相比，除行政主管及事務工作者外，其他勞工卻傾向於轉換工作。

(5) 就前職產業因素而言：不論是就業量的相對份額或是此項份額的成長率，這兩個變數都具有反映產業整體環境的功能。所以，從這兩個變數的估計結果來看，產業景氣愈好，其中的勞工愈傾向於不換產業；而隨著廠商數目的增加及規模的擴大，勞雇雙方都有更寬廣的空間重新配對以提升效率，自然使得換工作但不換產業的機率亦隨之增加。

(6) 就教育程度而言：原則上，隨著教育程度的提高，勞工愈傾向於轉換工作，而在異動中亦傾向於轉換產業。其原因可能在於教育程度較高的勞工較能適應經濟環境的變遷（Schultz（1975）及黃麗璇與方振瑞（1999）等人亦持類似觀點）。

(7) 就決策前經驗而言：除一般型（general）人力資本外，這個變數尚包含產業特定型（industry-specific 或 sector-specific）人力資本，因此，決策前經驗愈多，勞工愈避免轉換產業（因為轉換產業將損失產業特定型人力資本）；而由於這個變數所反映的主要應為一般型人力資本，因此，在其他條件不變的情況下，決策前經驗愈多，勞工轉換工作的能力應愈高，故使得換工作但不換產業的機率亦隨之增加。

（表 3.3a）置於此處

（表 3.3b）置於此處

（表 3.3c）置於此處

3.6 結論

工作異動不僅是勞動市場中的常態，也是勞動經濟學中非常重要的研究課題。雖然這項行為可能會中斷經驗累積，減弱學習效果；但是，轉換工作亦具有提高資源配置效率及改善勞雇契合程度之功能。然而，在一個產業結構快速變化的經濟體系中，工作異動的利得也許大多滋生於轉換產業的行為，因此是否轉換工作與是否轉換產業可能具有一定程度的關聯：以台灣受私人雇用的勞工為例，從民國 67 年至 88 年，每年均約有 8.2% 的勞工轉換工作，而轉換產業者占轉換工作者的比率即接近 70%。所以，在分析台灣勞工的流動情況時，如果從個別勞工的角度來看，似乎應該將其視為一個共包括不換工作、換工作但不換產業、換工作又換產業三個選項的決策問題。

當迴歸中的被解釋變數屬間斷性質且類別超過兩種時，最常用的實證模型應為多項式 logit 模型。其中的非巢式模型計算雖較為簡單，但卻具有所謂的 IIA 性質，亦即在此架構下，任兩個選項之相對機率不受其他選項機率外生變動之影響；這種各選項間之替代關係完全對稱、完全相等的型態，可能有異於與一般的消費者行為。所以，基於深入瞭解工作異動決策的考量，本章即以下列三種多項式 logit 模型進行實證分析，除模型一的非巢式模型外，尚加入更一般化的巢式模型：模型二將換工作但不換產業、換工作又換產業兩個選項併為一巢，模型三則將不換工作、換工作但不換產業兩個選項併為一巢。

然而，依據實際的估計結果，從總括值迴歸係數的檢定來看，模型二及模型三的總括值係數與 0 ~ 1 區間都有相當的距離，亦即模型二及模型三與隨機效用理論都是互不相容的，只有模型一具有較完整堅固的個體基礎。就模型一的估計結果而言，各解釋變數對流動決策的影響基本上均符合理論的預期，並且多數的迴歸係數都是顯著的：原則上，男性或有幼兒的女性、已婚、在南部各縣工作、員工人數在 500 人以上、擔任行政主管或事務人員、產業景氣好、小學或初中（職）畢業、決策前經驗多之勞工較傾向於不換工作；沒有幼兒的女性、未婚、在台北市或北部工作、員工人數介於 10 人至 49 人、擔任服務人

員、產業景氣好、專科或大學以上畢業、決策前經驗多之勞工較傾向於換工作但不換產業；而沒有幼兒的女性、未婚、在東部工作、員工人數介於 30 人至 49 人、擔任服務人員、產業景氣差、專科或大學以上畢業、決策前經驗少之勞工則較傾向於換工作又換產業。

未強烈拒絕非巢式模型即等同於未強烈拒絕 IIA 性質，而這個現象的成因可能在於：如果以不換工作做為基準，雖然，換工作又換產業直覺上較換工作但不換產業遭致更多的經驗損失，亦即換工作但不換產業之選項直覺上與不換工作之選項較為接近；可是，當轉換產業可以大幅提高資源配置效率或改善勞雇契合程度時，不換工作、換工作但不換產業、換工作又換產業三個選項間之替代關係也許近乎是完全對稱、完全相等的。

附錄：虛擬變數向量說明

AD： 包括 AD^1 至 AD^5，依序代表台北市、南部各市（包括高雄市、台南市及嘉義市）、北部、中部、東部，以南部各縣為基準。

ED： 包括 ED^1 至 ED^6，依序代表小學、初中（職）、高中、高職、專科、大學以上，以不識字及自修程度為基準。

PEMD： 包括 $PEMD^1$ 至 $PEMD^6$，依序代表 2~9 人、10~29 人、30~49 人、50~99 人、100~499 人、500 人以上，以 1 人為基準。

POCCD：包括 $POCCD^1$ 至 $POCCD^5$，依序代表行政主管工作者，專技工作者，事務工作者，服務工作者，技術、操作及體力工；以農林漁牧工作者為基準。由於樣本期間內統計分類標準數度變更，為了維持 *POCCD* 定義的跨期一致性，因此，本章所用的分類方式及職業別名稱與各期的「中華民國職業標準分類」略有不同。

這些虛擬變數分類及設定基準的原則在於，儘量使得這些虛擬變數的迴歸係數在樣本期間內均為正數，並且都是顯著的。