

## 勞動市場結構與失業問題之研究

張文檀

財務金融系

## 摘要

在失業率居高不下的情況下，失業相關的研究更顯重要，過去國內不同的學門對於失業的研究往往各有著重，而不同的勞動市場結構與失業理論所能解說的失業狀況並不相同，在此，本文以解說結構性失業問題的雙元勞動市場理論，分析影響工資差異的主要因素。由於雙元勞動市場理論吸納了新制度主義及人力資本理論的觀點，因此能對勞動市場中工資存在的差異提供更多的解釋，故本文以 DL 模型作為實證模型，以行政院主計處之「人力資源調查」及其附帶之「人力運用調查」之原始磁帶資料進行實證分析。研究結果顯示，年齡、教育水準、現值工作、居住於台北或高雄市、全職工作者、就業於製造業（相對於農林漁牧業）、職業別為民意代表、行政主管、企業主管及經理人、專業人士、服務工作人員及售貨員、技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工（相對於非技術工及體力工）對工資差距的擴大呈正向影響。

## 壹、前言

環顧國內勞動市場，自1996年以來，失業率迭創新高，失業儼然成為政治、社會與經濟三方面的重要問題之一。除了失業外，貧富差距的擴大為臺灣經濟社會面臨的另一個重要問題。由於勞工之所得主要來自於工資，因此貧富差距愈大，隱含工資差異亦大，因此如何以一個適當的失業模型，或能解釋目前勞動市場結構的模型，來解釋勞動市場中工資差異的問題，實在是一個非常重要的議題。1973年的石油危機粉碎了西方經濟在50與60年代所創造的充分就業現象，停滯性通貨膨脹（stagflation）使得過往用以解說物價水準（或工資率）與失業率間存在抵換（trade-off）關係的Phillip曲線遭受嚴重的質疑。因而引發爾後對於失業現象解釋的汗牛充棟，莫衷一是。雖然自80年代已降，失業理論蓬勃發展，但任一理論卻仍無法解釋全面的失業現象。表一擷選80年代之後發展的部分失業理論，用以簡說各失業理論與失業類型之關聯。

臺灣在失業理論的研究成果並不若國外豐富，包括：陳明朗（1992）以均衡搜尋模型（general equilibrium model）探討高失業率的原因與因應對策，並研究政策補助措施對失業率由高而低的動態路徑；劉大年（1997）則探討在工會存在下，出口補貼政策對工資與失業的影響。失業實證上的研究成果則較豐富，包括：探討產業與結構、就業與失業關係的研究，如許振明（2001）、尤敏君（2001）、吳忠吉（2003），及林美惠與官德星（2004）等；以失業期間及工作搜尋為範疇的探討，如林祖嘉（1991）、張清溪與駱明慶（1992）、莊慧玲與魏上凌（1994）、林祖嘉（1996）、辛炳隆與張文檀（2001），及莊慧玲與徐美（2002）等。在這些實證研究中，林美惠與官德星（2004）是少數將理論及實證模型結合的研究，其分析方法是以均衡搜尋失業（equilibrium search unemployment）理論建構勞資雙方的配對函數（matching function），並以此推導出勞動市場均衡下之失業率和空缺率的關係（即Beveridge曲線），並以VAR模型實證分析產業結構變動對結構性失業的影響。

表一 失業理論與失業類型之關聯

模型類別	基本觀念	解說之失業
偷懶模型	偷懶模型 (the shirking model) 或 Shapiro-Stilitz 模型, 屬效率工資模型 (efficiency wage model); 廠商雇用勞工後, 對勞工是否努力工作不得而知, 且監督成本高, 故廠商寧可支付高於市場結清的工資水準, 藉以提高勞工被解雇的機會成本, 使勞工不偷懶, 進而提高生產力, 因而工資產生僵固, 造成勞動市場產生超額供給, 失業於焉發生	非自願性失業 — 摩擦性失業
勞動異動模型	勞動異動模型 (labor turnover model) 或異動成本模型 (turnover costs model) 屬效率工資模型; 廠商藉著支付高於市場結清的工資水準, 增加勞工轉業的成本, 進而降低勞工異動率 (turnover rate), 減少招聘及新訓的成本, 因而工資產生僵固, 造成勞動市場產生超額供給, 失業於焉形成	非自願性失業 — 摩擦性失業
逆向選擇模型	逆向選擇模型 (adverse select model) 屬效率工資模型; 勞動市場是一個訊息不對稱的市場, 廠商為避免因支付低工資而雇用到劣等勞工, 會提高其所支付的工資, 如此便可減少逆向選擇的問題, 從而改善勞工的平均素質, 增加生產力, 故工資的僵固, 造成勞動市場的超額供給, 失業於焉發生	非自願性失業 — 摩擦性失業
社會模型	社會模型 (sociological model) 屬效率工資模型; 勞工的努力端視被決定的工作規範, 廠商為了影響是這些規範, 於是支付高於市場結清的工資水準, 因此工資的僵固, 會造成勞動市場產生超額供給, 失業於焉形成	非自願性失業 — 摩擦性失業
隱性契約模型	隱性契約模型 (implicit contracts model) 屬契約模型 (contracting models); 隱性契約理論以現實經濟中充滿著不確定性為依據, 從而證明類似於某種在雇主與勞工間達成之隱性契約的僵固工資是經濟行為人最適化選擇的結果, 並以工資僵固性來解釋勞動市場中失業的存在	非自願性失業 — 摩擦性失業
局內人與局外人模型	局內人與局外人模型 (insider-outsider model) 屬契約模型; 將勞動市場中的勞動力區分局內人與局外人。已就業者稱為局內人, 其在工資決定上具有討價還價的能力, 反之, 局外人則無。廠商若想解雇局內人而雇用局外人, 除需根據契約補償局內人外, 還需支付龐大的培訓成本, 以期局外人能擁有如局內人因邊做邊學 (learning by doing) 而得到的高工作效率; 此外, 由於局內人可能排擠局外人, 造成勞動生產力的低落, 因而調換成本愈高, 局外人的工資愈低, 而局內人則會透過討價還價的攻勢, 迫使廠商無法雇用低工資水準的局外人。故工資的僵固, 造成勞動市場產生超額供給, 失業於焉發生	非自願性失業 — 摩擦性失業
搜尋與匹配模型	搜尋與匹配模型 (search and matching model); 勞工與工作高度地異質, 因此勞工與廠商不是以集中決策的方式, 讓勞動供需曲線的交點來決定就業與工資水準, 相反的, 勞工與廠商會以分散決策的、一對一的方式, 共同參與一個力圖將各自偏好、技藝與需求匹配起來的高成本之過程, 由於這個過程非即期可完成的, 故會導致一些失業	非自願性失業 — 摩擦性失業
雙元勞動市場模型	雙元勞動市場 (dual labour market) 或分隔勞動市場 (segmented labour market) 模型, 意指整個經濟體系的勞動市場可區隔為主要及次要勞動市場。任何勞工於次要勞動市場失業, 是不可能直接過渡到主要勞動市場去就業的, 這些人的失業屬非自願的。但任何人在主要勞動市場失業後, 欲在次要勞動市場就業則不成問題的, 但亦有可能這些勞工不願意接受次要勞動市場的工作, 故形成的失業自然屬於自願性失業	自願性失業 非自願性失業 — 結構性的失業
Beveridge 曲線模型	Beveridge 曲線 (Beveridge curve); 假定經濟體系中存在著兩個 (或一些) 不同 (個體) 層次之勞動市場, 一類是存在失業的勞動市場, 另一類是存在職位空缺的勞動市場, 勞工由於本身技能、教育程度或性別等關係, 在兩類勞動市場中是難以移動的, 因此兩類勞動市場中的失業與職位空缺將持續下去。此外, 兩者間亦存在著彼此消長的關係, 如當失業率很高時, 很少勞工會辭職去再搜尋更滿意的工作, 故職位空缺率便下降; 反之, 當職位空缺大量地存在, 便可提高失業者的再就業率。這種勞動供需不對稱的問題一般用來界定與描述結構性的失業型態	非自願性失業 — 結構性的失業
失業磁滯模型	失業磁滯 (unemployment hysteresis); 失業不僅取決於當前各種造成的因素, 還取決於失業的歷史發展進程。失業磁滯理論認為, 失業率本身存在一種自我相關的內在機制, 因此按理性預期學派的說法, 短期下的實際失業率 (循環性失業加上自然失業率) 與自然失業率雖有差異, 但長期下的實際失業率會向自然失業率趨近。換言之, 在實際失業率很高的情況下, 實際失業率會使自然失業率上升	非自願性失業 — 循環性失業 — 自然失業

雙元勞動市場理論或區隔勞動市場理論, 除了能解釋結構性失業的問題外, 亦能解釋勞動市

場中工資差異的問題。<sup>1</sup> 臺灣在這方面的研究較少，包括：譚令蒂與于若蓉（1996）以修正的DL模型檢定臺灣雙元勞動市場的存在；曾敏傑（2003）以臺灣官方兩碼職業類別為分析單元，使用Z值法、因素分析法、集群分析法，與結合因素分析和集群分析的Kaufman方法，測量區隔勞動市場。雖然這兩篇代表性的文獻都獲得臺灣勞動市場屬於雙元勞動市場的結論，但兩者在分隔勞動市場的方式確有著截然不同的差異，後者以先驗的方式利用兩碼職業類別將勞動市場區隔為「高層主要勞動市場」22類、「基層主要勞動市場」12類，及「次要勞動市場」39類，前者則是以非先驗的方式，利用未知體制的轉換模型（switching model with unknown regime）將勞動市場分隔為「主要勞動市場」與「次要勞動市場」。由於先驗的分隔方式在分割勞動市場時過於主觀，且無法解釋利用職業或部門作區隔時，同工不同酬的現象，因此往往招致許多的批評。相對的，自Dickens and Lang（1985）的研究成果發表迄今，以未知體制的轉換模型（或簡稱為DL模型）檢定勞動市場結構是否存在雙元市場的方法，已被認為是目前檢定及分析雙元勞動市場假說的最佳方式。

本文在雙元勞動市場的假設下，以DL模型對臺灣勞動市場存在的工資差異問題進行實證分析，該方法的優點在於吾人無需以勞動市場中的職業或行業作主觀先驗的分隔，同時亦可將個人就業於主要及次要市場上的自我選擇（self-selection）問題納入分析過程中。因此，DL模型可說是文獻上諸多以雙元勞動市場解釋工資差異問題研究的濫觴。近年來，以DL模型探討工資差異的研究，包括：Basch and Paredes-Molina（1996）、Roig（1999）、Meyer and Mukerjee（2000）、Palhé（2003）及Sousa-Poza（2004）。以修正的DL模型所做的研究，如：譚令蒂與于若蓉（1996）為DL模型加入了勞工是否參與勞動市場選擇的考量；Baffoe-Bonnie（2003）則是放寬了DL模型在誤差項的常態分配假設，並以Weibull與log Weibull分配做為誤差項分配的鬆綁選項。

本章共分五個部分，除前言外，亦包括實證模型、資料處理與變數之說明、實證結果及結論。

<sup>1</sup> 文獻上，經濟學家對於勞動市場中持續存在的個別勞工工資差異問題，多從三種觀點切入，包括：新制度主義學派(neoinstitutionalist school)、人力資本理論(human capital theory)及雙元勞動市場理論(dual labor market theory)。

- (1) 新制度主義學派（Kerr，1954；Dunlop，1957；Dunlop，1958）以為造成個別勞工工資差異最主要的原因在於工作特質變數的異質性（heterogeneity），而非個人特質的異質性；這些需求面的工作特質變數包括：產業部門的資本勞動比率、產業集中度、利潤率等。
- (2) 人力資本理論（Becker，1964）則認為，人力資本秉賦的不同是造成個別勞工工資差異的主因；在供給面的人力資本秉賦變數中，最具代表性的為教育及工作經驗。
- (3) 雙元勞動市場理論（Doeringer and Piore，1971）將勞動市場分隔為主要及次要勞動市場，主要勞動市場不論在工資、勞動條件、工作穩定性、職業前景或晉升機會等方面均較次要勞動市場佳（Cohn and Geske，1990），此外，勞工在主要及次要勞動市場下的資格限制與就業型態等方面亦有顯著的不同。由此可知，雙元勞動市場理論吸納了新制度主義及人力資本理論的觀點，認為勞動市場中存在著兩個不同的分隔市場（主要勞動市場與次要勞動市場），而不同的分隔市場中異質的工作特質及勞工個人特質，皆是造成工資差異的原因。因此，雙元勞動市場理論相較於新制度主義學派與人力資本理論，更能對勞動市場工資存在的差異提供更多的解釋。

### 貳、實證模型

在雙元勞動市場的假說下的DL模型可表示如下：

$$W_i = \begin{cases} \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_p + e_{pi} & \text{若 } Y_i^* = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} + e_{ui} > 0 \\ \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_s + e_{si} & \text{若 } Y_i^* = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} + e_{ui} \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$Y_i^* = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} + e_{ui} \quad (2)$$

(1)式為主要與次要勞動市場的工資方程式，其中， $W_i (= \ln w_i)$  為勞工  $i$  的自然對數工資率， $\mathbf{X}$  為影響工資的變數向量， $\boldsymbol{\beta}_p$  及  $\boldsymbol{\beta}_s$  為模型之參數向量，下標  $p$  與  $s$  分別表示主要及次要勞動市場， $\varepsilon_{pi}$  及  $\varepsilon_{si}$  為隨機誤差項，分別服從常態分配  $N(0, \sigma_p^2)$  與  $N(0, \sigma_s^2)$ 。(2)式為轉換方程式 (switching equation)，<sup>2</sup>  $Y_i^*$  為不可觀測之潛在變數 (unobserved latent variable)，其代表勞工  $i$  進入主要部門傾向之衡量， $\mathbf{Z}$  表示影響勞工進入兩體制勞動市場傾向的變數向量， $\boldsymbol{\alpha}$  為參數向量， $\varepsilon_{ui}$  為隨機誤差項，用以捕捉不可觀測的異質性 (unobserved heterogeneity)。若  $Y_i^* > 0$ ，則勞工  $i$  會選擇於主要勞動市場就業，若  $Y_i^* \leq 0$ ，則勞工  $i$  會選擇於次要勞動市場就業。

個別勞工就業於主要勞動市場的概似函數 (likelihood function) 為：

$$\Pr(\varepsilon_{ui} > -\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} | \mathbf{Z}_i, \mathbf{X}_i, \varepsilon_{pi}) \cdot f(\varepsilon_{pi}) + \Pr(\varepsilon_{ui} \leq -\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} | \mathbf{Z}_i, \mathbf{X}_i, \varepsilon_{si}) \cdot f(\varepsilon_{si}) \quad (3)$$

其中， $f(\varepsilon_{pi})$  及  $f(\varepsilon_{si})$  分別為隨機誤差項  $\varepsilon_{pi}$  及  $\varepsilon_{si}$  的密度函數。應用Bayes定理，則個別勞工在薪資及個人特質等條件下，其隸屬主要勞動市場的機率為

$$\frac{\Pr(\varepsilon_{ui} > -\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} | \mathbf{Z}_i, \mathbf{X}_i, \varepsilon_{pi}) \cdot f(\varepsilon_{pi})}{\Pr(\varepsilon_{ui} > -\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} | \mathbf{Z}_i, \mathbf{X}_i, \varepsilon_{pi}) \cdot f(\varepsilon_{pi}) + \Pr(\varepsilon_{ui} \leq -\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} | \mathbf{Z}_i, \mathbf{X}_i, \varepsilon_{si}) \cdot f(\varepsilon_{si})} \quad (4)$$

假設  $\varepsilon_{pi}$ 、 $\varepsilon_{si}$  及  $\varepsilon_{ui}$  呈三元 (trivariate) 常態分配， $(\varepsilon_{pi}, \varepsilon_{si}, \varepsilon_{ui}) \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$ ，且共變異數矩陣定義為：

<sup>2</sup> 或稱為選擇方程式 (selection equation)。

$$\Sigma = \text{Cov}(e_{pi}, e_{si}, e_{ui}) = \begin{pmatrix} \sigma_p^2 & \rho_{ps} & \rho_{pu} \\ \rho_{ps} & \sigma_s^2 & \rho_{su} \\ \rho_{pu} & \rho_{su} & \sigma_u^2 \end{pmatrix} \quad (5)$$

其中，設定  $\sigma_u^2 = 1$ ，此乃因在Probit模型中，為確保相關參數得以認定，因此須將模型中的變異數標準化為1。<sup>3</sup>

如是，經濟體系中全體勞工之對數概似函數（log-likelihood function）可表示為：

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left[ \frac{1}{\sigma_p} \Phi\left(\frac{Z_i \alpha - (s_{pu}/s_p^2)e_{pi}}{(1 - s_{pu}^2/s_p^2)^{0.5}}\right) f(e_{pi}) + \frac{1}{\sigma_s} \Phi\left(\frac{Z_i \alpha - (s_{su}/s_s^2)e_{si}}{(1 - s_{su}^2/s_s^2)^{0.5}}\right) f(e_{si}) \right] \quad (6)$$

式中， $\phi(\cdot)$  及  $\Phi(\cdot)$  分別為標準常態分配之機率密度函數及累積分配函數， $\rho$  為對應之相關係數。利用最大概似估計法，並以標準的反覆搜尋法推估出  $\alpha$ 、 $\beta_p$ 、 $\beta_s$ 、 $\rho_{pu}$ 、 $\rho_{su}$ 、 $\sigma_p$  及  $\sigma_s$  等各項參數。實證估計時採用的反覆演算程序為BHHH法。<sup>4</sup>

### 參、資料處理與變數說明

本文以行政院主計處1999年之「人力資源調查」及其附帶之「人力運用調查」原始磁帶資料為實證依據。在雙元勞動市場假設下，本研究剔除了就業樣本中20歲以下及65歲以上、從業身份為雇主、自營作業及無酬家屬工作者，如此可獲得齊質群組樣本數共計19905筆，其中男性有11857筆，女性則為8048筆。茲將本文實證所使用的變數代號、定義及基本統計性質列於表二。

在主要與次要勞動市場的工資方程式（即(1)式）中，被解釋變數皆為每小時工資率的自然對數值，兩工資方程式置放相同的解釋變數，如此俾於直接比較各變數對主要與次要市場工資的相對影響程度，這些解釋變數包括：個人特質變數，含性別、年齡、有偶者與主要家計負擔者；人力資本變數，含受教育年數、現職工作經驗年數；居住地區虛擬變數；與工作特質及廠商特質相關的工作狀態變數，含全職工作變數、產業別變數、職業別變數，以及以從業人數多寡劃分的廠商規模。

<sup>3</sup> 參見 Maddala and Nelson (1975)、Hartley (1978) 及 Maddala (1983)。

<sup>4</sup> 由於無法直接由資料中獲知個人是在主要或次要勞動市場就業，因此本文利用譚令蒂與于若蓉 (1996) 的 Probit 估計結果，作為選擇方程式中參數向量  $\alpha$  的估計值，對應的解釋變數向量  $Z$  則是以 1999 年的實際觀測資料代入之，再分別將男女兩部分的 Probit 值中各自較高的三分之二觀測值歸為  $Y_i^* > 0$ ，較低的三分之一觀測值歸入  $Y_i^* \leq 0$ ，並將男女資料予以合併，最後以 LIMDEP 軟體進行估計。

表二 變數之定義與基本統計性質

變數名稱	定義	平均值	標準差
<i>W</i>	自然對數工資率 ( $\ln w_i$ )；工資率的設算，是將每月收入除以每月工作時數的結果，其中每月工作時數為每週工作時數乘以 4.33	5.039	0.448
個人特質變數			
<i>MALE</i>	性別虛擬變數，男性為 1，女性為 0	0.596	0.491
<i>AGE</i>	年齡	36.372	10.014
<i>MARRIED</i>	婚姻狀態虛擬變數；有偶者為 1，其他（包括未婚、離婚、分居及配偶死亡）為 0	0.621	0.485
<i>LEADER</i>	主要家計負擔者；戶長為 1，其他為 0	0.333	0.471
人力資本變數			
<i>EDU</i>	受教育年數	11.338	3.403
<i>EXPE</i>	現值工作年數	6.601	6.791
<i>CITY</i>	居住地區虛擬變數；台北市及高雄市為 1，其他為 0	0.159	0.366
<i>FULLTIME</i>	工作狀態虛擬變數；若每週主要工作超過 40 小時者為 1，否則為 0	0.992	0.087
產業別變數			
<i>INDUS1</i>	農、林、漁、牧業為 1，其他為 0	0.018	0.132
<i>INDUS2</i>	礦業及土石採取業為 1，其他為 0	0.002	0.046
<i>INDUS3</i>	製造業為 1，其他為 0	0.353	0.478
<i>INDUS4</i>	水電燃氣業為 1，其他為 0	0.006	0.077
<i>INDUS5</i>	營造業為 1，其他為 0	0.121	0.327
<i>INDUS6</i>	批發、零售及餐飲業為 1，其他為 0	0.148	0.355
<i>INDUS7</i>	運輸、倉儲及通信業為 1，其他為 0	0.051	0.220
<i>INDUS8</i>	金融、保險及不動產業為 1，其他為 0	0.056	0.230
<i>INDUS9</i>	工商服務業為 1，其他為 0	0.029	0.168
<i>INDUS10</i>	社會服務及個人服務業為 1，其他為 0	0.166	0.372
<i>INDUS11</i>	公共行政業為 1，其他為 0	0.050	0.217
職業別變數			
<i>OCCUP1</i>	民意代表、行政主管、企業主管及經理人為 1，其他為 0	0.030	0.171
<i>OCCUP2</i>	專業人員為 1，其他為 0	0.075	0.263
<i>OCCUP3</i>	技術員及助理專業人員為 1，其他為 0	0.203	0.402
<i>OCCUP4</i>	事務工作人員為 1，其他為 0	0.129	0.335
<i>OCCUP5</i>	服務工作人員及售貨員為 1，其他為 0	0.100	0.300
<i>OCCUP6</i>	農、林、漁、牧工作人員為 1，其他為 0	0.017	0.128
<i>OCCUP7</i>	技術工及有關工作人員為 1，其他為 0	0.154	0.361
<i>OCCUP8</i>	機械設備操作工及組裝工為 1，其他為 0	0.230	0.421
<i>OCCUP9</i>	非技術工及體力工為 1，其他為 0	0.062	0.241
廠商規模			
<i>SIZE1</i>	廠商之從業人數小於 50 人為 1，其他為 0	0.619	0.486
<i>SIZE2</i>	廠商之從業人數介於 50~99 人為 1，其他為 0	0.071	0.256
<i>SIZE3</i>	廠商之從業人數介於 100~499 人為 1，其他為 0	0.110	0.312
<i>SIZE4</i>	廠商之從業人數大於 500 人為 1，其他為 0	0.200	0.400
樣本數			19905

資料來源：依 1999 年臺灣「人力資源調查」暨「人力運用調查」原始資料計算獲得。

(2)式為個別勞工進入主要或次要勞動市場的可能性或傾向，因此帶有濃烈的自我選擇行為色彩，大多數的文獻多認可選擇方程式中解釋變數或共變數的選取，應以與個人特質有關的變數為主，因為這些個人特質變數不但為雇主評量勞工個人潛在生產力與勞工就業安定性的訊息來源，亦反映勞工對工作屬性的不同評價，<sup>5</sup>例如：教育程度愈高，生產力可能愈高；男性及有偶者的

<sup>5</sup> 參見 Rebitzer and Robinson (1991) 及 Roig (1999)。

工作異動頻率較低，故就業安定性較高。然而，吾人以為工作特質變數對於勞工進入主要或次要勞動市場的傾向，理應存有不容小覷的影響力，例如：選擇從事農業活動的勞工、非技術工與體力工應較不易進入主要勞動市場；廠商規模愈大，應愈能提供及滿足理論上對好工作的定義，故勞工在規模愈大的公司工作的就愈容易進入主要勞動市場。基於這樣的想法，本文對於三條方程式中解釋變數的置放與相關文獻最大的差異所在，便是除了在兩條工資方程式中置放與工作性質有關的變數外，亦於選擇方程式之中置放相同的工作性質變數。如此為之，使得本文一方面可以比較工作特質變數對於不同勞動市場工資的影響外，另一方面亦能解釋與檢視工作特質變數對個別勞工進入主要勞動市場傾向之影響。

因此，選擇方程式(2)等號右邊的解釋變數涵蓋：與個人潛在生產力相關的代理變數為受教育年數；與勞工移動傾向相關的代理變數，含性別、年齡、有偶者與主要家計負擔者；居住地區虛擬變數；工作性質變數，含全職工作變數、產業虛擬變數、職業別變數，及廠商規模。此外，為滿足內生轉換模型認定問題的限制，選擇方程式中的解釋變數相對於兩工資方程式，少了現值工作經驗變數這一項。

#### 肆、實證結果

表三為DL模型之估計結果。由兩條工資方程式的估計結果，吾人發現本研究結果符合雙元勞動市場理論的基本主張，亦即：在主要勞動市場裡，人力資本的提升對工資的增加是高於次要勞動市場的，故代表人力資本變數的教育程度變數，於主要勞動市場的估計係數值高過於次要勞動市場；次要勞動市場的起薪高於主要勞動市場，故次要勞動市場工資方程式的截距（常數項）高於主要勞動市場。<sup>6</sup>

根據選擇方程式估計結果可知，在人力資本變數方面：教育程度愈高其進入主要市場的傾向則愈高，此與文獻上的實證結果相符，如Dickens and Lang（1985）與譚令蒂與于若蓉（1996）之研究。個人特質變數方面：男性、有偶者，及主要家計負擔者分別相對於女性、非有偶者及非主要家計負擔者，將更有機會進入主要市場。反之，年齡愈長及居住於台北或高雄市者進入主要勞動市場的機率則低。相異於譚令蒂與于若蓉（1996）以1992年資料所獲之估計結果，本研究中的居住地區虛擬變數所呈現的效果由不顯著的情況轉變為顯著的負向影響。在工作特質變數方面，估計結果顯示，勞工從事農林漁牧以外之行業，進入主要勞動市場的機率相對較低。相較於非技術工與體力工，除農林漁牧工作人員外，隸屬其他職業別的勞工都具有較高的機率可進入主要勞動市場。此外，勞工就業於從業人數愈大的公司，進入主要勞動市場的機會將愈大，且從業人數大於100人以上者更為顯著的。

<sup>6</sup> 另外，雖然主要勞動市場的現值工作經驗變數的估計係數與次要勞動市場的差距並不大，但仍略高於後者。差距不大的原因，吾人以為可能在於現值工作經驗與工作經驗的定義不同所致。因此，當現值工作經驗僅為勞工個人工作史上的某一段偶遇時，則其將無法完全解釋勞工於工作歷程中所積累的人力資本，因而估計時無法反映出適切的迴歸結果。



表三 DL 模型估計結果

	DL 模型					
	選擇方程式		工資方程式			
	估計值	標準差	主要勞動市場		次要勞動市場	
估計值			標準差	估計值	標準差	
常數項	-7.808**	0.560	3.942**	0.770	4.419**	0.057
個人特質變數						
MALE	1.661**	0.090	0.209**	0.006	0.285**	0.012
AGE	-0.015**	0.003	0.005**	0.000	-0.000	0.000
MARRIED	0.581**	0.048	0.082**	0.006	0.035**	0.011
LEADER	0.342**	0.042	0.035**	0.006	0.058**	0.011
人力資本變數						
EDU	0.855**	0.019	0.050**	0.002	0.017**	0.003
EXPE			0.012**	0.000	0.010**	0.000
CITY	-0.203**	0.053	0.114**	0.007	0.102**	0.016
FULLTIME	0.212	0.286	-0.202**	0.020	-0.403**	0.019
產業別變數						
INDUS2	-1.484**	0.546	0.143	0.098	0.203	0.195
INDUS3	-1.737**	0.402	-0.027	0.069	-0.092*	0.048
INDUS4	-2.108**	0.566	0.093	0.076	0.162	0.183
INDUS5	-1.322**	0.403	0.106	0.070	0.149**	0.049
INDUS6	-1.664**	0.407	-0.003	0.069	-0.038	0.051
INDUS7	-1.483**	0.405	0.105	0.070	0.104**	0.052
INDUS8	-1.884**	0.415	0.140*	0.070	0.146**	0.060
INDUS9	-1.643**	0.431	0.012	0.070	-0.074	0.058
INDUS10	-1.797**	0.404	-0.003	0.069	-0.027	0.049
INDUS11	-1.729**	0.422	0.043	0.070	-0.053	0.070
職業別變數						
OCCUP1	0.372**	0.145	0.547**	0.019	0.414**	0.050
OCCUP2	0.958**	0.232	0.377**	0.019	-0.385**	0.042
OCCUP3	0.425**	0.106	0.241**	0.017	0.292**	0.026
OCCUP4	0.604**	0.104	0.121**	0.018	0.134**	0.026
OCCUP5	0.331**	0.104	0.111**	0.018	0.033*	0.020
OCCUP6	-0.685*	0.410	-0.019	0.073	-0.102**	0.048
OCCUP7	0.420**	0.082	0.228**	0.017	0.134**	0.018
OCCUP8	0.238**	0.086	0.136**	0.017	0.090**	0.017
廠商規模						
SIZE2	0.123	0.090	0.046**	0.011	0.019	0.024
SIZE3	0.289**	0.075	0.088**	0.009	0.074**	0.020
SIZE4	0.260**	0.071	0.158**	0.008	0.076**	0.023
$\sigma$	1.000		0.308**	0.001	0.332**	0.002
$\rho_{pu}$			0.163**	0.035		
$\rho_{su}$					0.039	0.042
Log Likelihood			-8209.788			
樣本數			19905			

註：\*、\*\*分別表示兩尾檢定在 10% 及 5% 水準下顯著。

就個人特質與人力資本變數對工資率的影響方面：不論在主要或次要勞動市場，男性、教育程度愈高、現值工作經驗愈長、有偶者、主要家計負擔者，及居住於台北或高雄市者皆對工資率有正面顯著的影響效果。年齡愈高只對主要勞動市場的工資率有顯著的正向影響，但對次要勞動市場的工資則否。

就工作特質對工資率的影響方面：不論在主要或次要勞動市場，全職工作者對工資率的影響相對低於兼職工作者。相對於非技術工及體力工對工資率的影響，除了農林漁牧工作者在主要及



次要勞動市場，以及專業人員在次要勞動市場有負向的相對效果外，其餘職業別對於工資率皆具有正向的影響力。勞工隸屬的公司規模愈大，其可獲得的工資率將愈高。在產業別變數方面，相對於農林漁牧業，主要勞動市場勞工若從事金融、保險及不動產業將會有較高的工資率，而次要勞動市場勞工若從事營造業，運輸、倉儲及通信業，或金融、保險及不動產業將獲得較高的工資率，但若從事製造業其可獲得的工資率將偏低。

若進一步比較主要與次要勞動市場工資方程式之估計係數，亦可得知：年齡、教育水準、現值工作、居住於台北或高雄市、全職工作者、就業於製造業（相對於農林漁牧業）、職業別為民意代表、行政主管、企業主管及經理人、專業人士、服務工作人員及售貨員、技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工（相對於非技術工及體力工）對工資差距有正向的影響。

## 伍、結論

本文採DL模型，以行政院主計處1999年「人力資源調查」及其附帶之「人力運用調查」之原始磁帶資料進行實證分析。研究結果顯示，年齡、教育水準、現值工作、居住於台北或高雄市、全職工作者、就業於製造業（相對於農林漁牧業）、職業別為民意代表、行政主管、企業主管及經理人、專業人士、服務工作人員及售貨員、技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工（相對於非技術工及體力工）對工資差距的擴大呈正向影響。

自Dickens and Lang（1985）以開創性的實證分析法作為分隔勞動市場的方式以來，迄今DL模型仍為許多研究者作為檢定勞動市場存在雙元區隔與否及分析影響工資差異因素的標準模型，此乃因該模型在區隔分類上採非先驗的內生決定形式，因此相對於其他先驗的分類方式較為客觀，如此也提高實證上有關影響工資差異因素估計結果的可信度。然而，此模型雖可避免研究者以主觀判斷的區隔分類方式去區隔勞動市場，但DL模型受限於估計方法，區隔僅僅限於二元，因此無法更進一步的加以細分勞動市場的區隔狀況，如三元、四元等勞動市場。除此之外，常態分配的誤差項假設，亦為模型受到的侷限之一。因此，若能放寬常態分配誤差項的假設，並尋求二元以上的區隔方式，應為探討勞動市場結構下工資差異及失業問題的未來發展方向。

## 參考文獻

### 一、中文文獻

- 尤敏君（2001）：「解讀我國失業率之成因」，臺灣經濟研究月刊，24：5，頁34-40。
- 吳忠吉（2003）「產業與人力結構雙雙失衡」，誰偷走了我們的工作——一九九六年以來臺灣的失業問題，台北：天下文化，頁73-95。
- 吳崇仁（1997）「效率工資與貿易政策效果——臺灣經濟可計算一般均衡模型之應用」，政治大學國際貿易研究所碩士論文。
- 辛炳隆與張文檀（2001）「台灣勞動市場失業期間之再估計」，華岡經濟論叢，1:1，頁1-23。
- 林美惠與官德星（2004）「臺灣近年來失業原因的探討」，經社法制論叢，34，頁125-164。
- 林祖嘉（1991）「工作搜尋模型與失業期間——臺灣地區大專畢業生之經驗」，經濟論文，19：2，頁183-215。
- 林祖嘉（1996）「失業搜尋、在職搜尋與工作轉換：巢式Logit模型之應用」，經濟論文叢刊，24：2，頁205-225。

- 張清溪與駱明慶 (1992)「臺灣失業期間的研究」, 勞動市場與勞資關係, 南港: 中央研究院中山人文社會科學研究所, 頁75-109。
- 莊慧玲與徐美 (2002)「失業經驗與其特徵對再就業之影響兼論失業給付之效果」, 臺灣社會問題研究學術研討會。
- 莊慧玲與魏上凌 (1994)「大專畢業生失業搜尋與在職搜尋之比較」, 經濟論文叢刊, 22:4, 頁425-449。
- 許振明 (2001)「國內失業原因與對策之探討」, 國家政策論壇, 1:10, 頁159-170。
- 陳明朗 (1992)「造成高失業率的原因及其對策 — 均衡搜尋模型」, 經濟論文叢刊, 20:3, 頁241-206。
- 曾敏傑 (2003)「職業勞動市場區隔的實證分析 — 兼論1981至1992年勞動力的變遷」, 政大勞動學報, 14, 頁67-128。
- 劉大年 (1997)「考慮工會效果下之出口補助」, 經濟論文叢刊, 25:3, 頁309-333。
- 譚令蒂與于若蓉 (1996)「雙元勞動市場的應用 — 兼論台灣婦女就業結構的改變」, 經濟論文叢刊, 24:2, 頁275-311。

## 二、英文文獻

- Baffoe-Bonnie, J. (2003) "Distribution Assumptions and a Test of the Dual Labor Market Hypothesis," *Empirical economics*, 28, pp. 461-478.
- Basch, M. and Paredes-Molina, R. D. (1996) "Are There Dual Labor Markets in Chile?: Empirical Evidence," *Journal of Development Economics*, 50, pp. 297-312.
- Becker, G. (1964) *Human Capital*, National Bureau of Economic Research: New York.
- Cohn, E. and Geske, T. (1990) *The Economics of Education*, 3rd Edition, New York: Pergamon Press.
- Dickens, W. T. and Lang, K. (1985) "A Test of Dual Labor Market Theory," *American Economic Review*, 75, pp. 792-805.
- Doeringer, P. B. and Piore, M. J. (1974) "Labor Market Segmentation Theory: Reconsidering the Evidence," in Darity, W. (ed.) *Labor Economics: Problems in Analyzing Labor Markets*, Kluwer Academic Publishers: Boston, pp. 141-180.
- Dunlop, J. T. (1957) "The Task of Contemporary Wage Theory," in Taylor, G. and F. Pierson (eds.) *New Concepts of Wage Determination*, New York: McGraw-Hill.
- Dunlop, J. T. (1958) *Industrial Relations Systems*, Carbondale, IL: Southern Illinois University Press.
- Hartley, M. (1978) "Comments," *Journal of American Statistical Association*, 73, pp. 738-741.
- Kerr, C. (1954) "The Balkanisation of Labour Market," in Bakke, E. W. (ed.) *Labour Mobility and Economic Opportunity*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Maddala, G. S. and Nelson, F. (1975) "Switching Regression Models with Exogenous and Endogenous Switching," *Proceedings of the American Statistical Association (Business and Economics Section)*, pp. 423-426.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Meyer, C. S. and Mukerjee, S. (2000) "Black Teen Childbearing: Reexamining the Segmented Labor Market Hypothesis," *Review of Black Political Economy*, 27, 4, pp. 27-42.
- Palhé, A. (2003) "Labour Markets Segmentation in Central Europe During the First Years of Transition," *Labour*, 17:1, pp. 127-152.
- Rebitzer, J. and Robinson, M. (1991) "Employer Size and Dual Labor Markets," *Review of Economics and Statistics*, 73, pp.710-715.
- Roig, A. H. (1999) "Testing Spanish Labour Market Segmentation: An Unknown-Regime Approach," *Applied Economics*, 31, pp. 293-305.
- Sousa-Poza, A. (2004) "Is the Swiss Labor Market Segmented? An Analysis Using Alternative Approaches," *Labour*, 18:1, pp. 131-161.