

廠商工作創造與汰減對新進員工薪資的影響

洪嘉瑜*

摘 要

本文的薪資模型除使用勞工屬性與廠商特性，也加入失業率、廠商工作創造、與工作汰減的解釋變數，經由廠商勞動需求變動的流量因素對於新進員工薪資影響的探討，瞭解台灣各類勞動市場買方、賣方的議價能力與薪資調整彈性的大小。採用區間迴歸模型，利用 1998 至 2001 年的「受雇員工動向調查」橫斷面廠商與新進員工的結合資料，本文實證結果除證實人力資本理論外，也發現不景氣時廠商給予新進員工較低的薪資，廠商淨就業成長率對薪資為正向影響，但主要表現在廠商縮編時新進員工起薪較低。與丹麥的資料比較，台灣廠商的薪資調整頗具彈性。

關鍵詞：薪資、工作創造、工作汰減、買方市場、賣方市場、勞工移動、區間迴歸模型

JEL 分類代號：J230, J310

* 作者為國立東華大學經濟系副教授。作者感謝葉銘峰先生在資料處理上的協助。作者感謝「2005 年勞動經濟學學術研討會」會中黃台心教授的評論與單驥教授的建議。作者特別感謝匿名審查委員細心審查以及提供的寶貴意見，使本文更加完善。惟文中若有任何疏漏，當由作者負責。
投稿日期：民國 94 年 8 月 11 日；修訂日期：民國 95 年 3 月 21 日；
接受日期：民國 95 年 7 月 12 日。

1. 前言

勞動市場的運作及勞工薪資差異的現象，廣泛受到經濟學者的研究。勞工的薪資由勞動供需均衡決定，所以薪資除了受到勞動者不同屬性的影響外，廠商特性與工作性質也會造成薪資差異。然除了這些靜態因素，近年來文獻開始注意工作流動或勞工流動（flow approach）對於勞動市場的影響，認為瞭解廠商動態的調整行為應有助於我們探究就業水準與薪資的變化。台灣近年來因景氣衰退與產業結構轉型的影響，勞動市場遭受失業率持續攀升與大量勞工重新配置的窘況；景氣變動或結構轉型時期的調整也造成廠商之間的消長，形成勞工就業機會在廠商之間的移轉。因此本文的實證研究加入這些景氣、產業、與廠商差異等因素的考量，希冀有助於瞭解景氣循環、產業興衰、與廠商消長等勞動需求的變動對於薪資的影響。針對台灣結合廠商工作或勞工流動與個別勞工的資料，僅有「受雇員工動向調查」，但勞工樣本僅限於新進員工，因此我們以這個廠商邊際雇用（the active margin）的薪資決策作為研究的觀察對象。

傳統薪資方程式設定涵蓋個人異質屬性、廠商或工作異質性對薪資的影響。例如吳惠林（1988）使用台灣專上畢業生資料，發現教育程度與工作經驗對薪資為正向影響，支持「人力資本理論」（human capital theory）的推論。部分文獻進一步將工作經驗所得的人力資本分為一般性訓練（general training）與職業或行業別特定的訓練（specific training），例如 Neal（1995）針對更換工作者進行分析，發現更換工作者若持續在同一行業，則先前行業特定的年資仍有助於薪資的提升；但若新工作屬於不同的行業類別，則原先特有的人力資本將不具生產力，薪資也因此降低，此即「轉業不聚財」的意義。蔡瑞明、林大森（2002）使用台灣資料，也發現職業經驗比公司年資對於薪資更具影響力。後續研究如莊奕琦、許碧峰（1999）則發現大廠傾向於給予高工資，支持效率工資理論

(efficiency wage model)，認為薪資水準對勞工生產力有正向的影響。

然而上述薪資的迴歸分析，多限於橫斷面資料的討論，忽略景氣循環與產業興衰可能影響薪資的分佈 (Leonard and Jacobson, 1990)。若採用混合資料 (time-series, cross-sectional pooled data)，也多以年度別虛擬變數涵蓋總體變化對薪資的影響 (黃台心, 2000)。另外，國外文獻已開始討論廠商工作/勞工流動的差異對於薪資的影響 (Martins, 2003)，但現有的台灣文獻在這一面向的討論尚付之闕如。因此，本文薪資方程式除將景氣循環與產業因素列入，更進一步考慮廠商別特性，經由廠商工作流動 (隱含的廠商消長) 的觀點切入，探討其對薪資的影響，希冀補充台灣薪資實證文獻在這一方面的不足。

以下回顧工作流動與勞工流動文獻的發展並介紹相關定義。首先，Davis and Haltiwanger (1992) 定義並加以量化工作流動 (job flow) 與勞工流動 (worker flow) 的指標。工作流動指標呈現總體/產業別/廠商因規模擴張或縮編所造成工作創造 (job creation) 或工作汰減 (job destruction) 的毛變動量，淨變動量則反應就業成長/衰退 (net employment growth)。勞工流動指標，包括新進勞工比例與退出勞工比例，兩者相加的勞工重配置率 (worker reallocation) 則反應勞工流動的總量。該文利用美國製造業部門的廠商別連續追蹤調查資料，發現勞工流動與工作流動皆具有週期變動的特性；並發現 35~56% 的勞工流動是由於廠商工作重配置所導致的。針對廠商特質對就業波動的影響，則發現工作流動指標隨著廠商規模的擴大而下降；隨著經營年數的增加，工作流動指標也下降。關於台灣勞動市場流動的分析，有賴子珍 (1996)、Tsou et al. (2002)、以及洪嘉瑜和孫昌蔚 (2004)。三篇論文均採用 Davis and Haltiwanger (1992) 定義，利用「受雇員工動向調查」的製造業與服務業廠商資料，由時間上的變化與產業別的差異，分析工作流動的景氣變化、以及工作流動和勞工流動之間的關係。其中，洪嘉瑜和孫昌蔚 (2004) 發

現 1987 至 2000 年台灣服務業的工作創造率平均較製造業高 0.71%；服務業工作創造率的趨勢線較緩和，製造業相對地波動較大；製造業工作汰減率的趨勢則明顯高於服務業，平均約高 2.10%，突顯台灣這幾年產業調整過程中，製造業的新創工作率低且波動大、而工作汰減率高的現象。另外，以個別產業工作創造率、汰減率與整體平均值相比，得以區分產業為成長、萎縮、工作重配置高、或重配置低的四類產業。但是這部份的文獻多著重總體或產業別工作流動指標的建構，或僅限於廠商規模別與廠齡的工作流動分析，未能進一步探討廠商專屬性（idiosyncratic）的就業波動，以及其對薪資的影響。

廠商可以藉由不同薪資工作的重配置來提高利潤，勞動者的就業機會與薪資高低也因此受到個別廠商擴張/縮編調整雇用的影響，後續文獻開始探討工作流動/勞工流動與薪資的關聯，不過這些文獻也多著重工作/勞工流動與員工平均薪資的關聯（Davis et al., 1996；Brown and Earle, 2002；Camacho-Cabiscol, 2003），¹非針對新進員工進行分析。相關的文獻如 Belzil (2000)，提出三個原因說明探討勞動市場工作流動與勞工流動對薪資的重要性。首先，擴充速度較快

¹ Leonard and Jacobson (1990) 分析美國賓州歷年資料，發現雖然產業重整使就業機會移向低薪資的產業，但因各行業的實質薪資上升，因此薪資分配並無惡化；也發現縮編廠商給付的薪資較擴增廠商為高，但是並未區分產業別與廠商規模與廠齡的效果。Davis et al. (1996) 分析歷年美國製造業廠商，發現高低兩極的薪資的工作機會（工作淨成長率）減少，但廠商別給付的薪資的差異頗大。也指出年輕廠商可能因為新成立而工作淨成長率高，平均薪資偏低；而廠齡大的廠商則工作淨成長率低，平均薪資較高。Brown and Earle (2002) 發現 1992 年俄羅斯勞動市場歷經政府經濟改革前後，平均薪資皆與淨就業成長率呈正相關，與工作重配置率呈現負相關。Camacho-Cabiscol (2003) 分析西班牙加泰隆尼亞地區的廠商資料，則發現廠商工作淨成長率、工作重配置率與給付的平均薪資成反向關係。這些關於平均薪資與廠商工作流動的研究，多是由相關性進行敘述性的陳述，迴歸分析部分，則需考慮薪資政策與廠商消長兩者之間可能具有互為因果的關係。相對的，本文分析廠商消長對新進員工薪資的影響，則因果關係較為單純。

的廠商可能願意給付較高薪資，若忽略廠商擴張（或縮編）的因素，薪資迴歸係數可能會有偏誤。第二，估計薪資對於廠商工作創造與工作汰減反應的敏感度，得以補充單以失業率替代景氣波動的不足。最後，由薪資對於廠商工作創造與工作汰減敏感度的估計，可以得知當地勞動市場薪資調整彈性（wage flexibility）的大小，有助於瞭解跨國或跨地勞動市場的差異。該文利用歷年丹麥廠商和抽樣勞工的資料，計算廠商的工作創造率（實際上即是「淨就業成長率」）與勞工重配置率。結果發現廠商工作創造率的變動與景氣循環一致，勞工重配置率每年亦維持在 60% 至 70%，新進員工的平均薪資高於已雇用者，而退出員工的平均薪資則低於全體勞工的平均值，顯示廠商主要新聘高技術性（高薪資）的勞工、而解雇低技術性（低薪資）的員工。實證結果並發現廠商淨就業成長率對男性勞工、新進女性勞工的薪資呈正相關；勞工重分配則對勞工薪資的影響不顯著。失業率對薪資的影響為負相關，但失業率與廠商工作創造、失業率與勞工重分配相乘項都不顯著。另外，教育、工作經驗並不影響工作創造與薪資的關聯性。新進者及任期較短的勞工，其薪資受到廠商工作創造的影響，相對於已雇用者及任期較長的勞工更為敏感。另一篇相關文獻，Theeuwes et al. (2000) 利用美國馬里蘭的個人薪資追蹤資料（然個人資料僅限於薪資），得知廠商擴充雇用時主要增加中低薪資的工作，但廠商縮編時主要減少的也是中低薪資的工作，比例多少除受到景氣波動的影響，產業分析也顯示不少製造業的低薪勞工轉業到服務業的低薪工作。此外，勞工的移動具有風險性，當勞工在不同產業間進行移動，由於某些特定人力資本的喪失，其獲得低薪資工作的機會將會提高。台灣唯一嘗試探討工作創造對薪資影響的論文只有葉銘峰（2004）與洪嘉瑜、葉銘峰（2005），然與 Belzil (2000) 相同，迴歸分析僅限於廠商「就業成長」對於薪資的影響，未能進一步區分工作創造（擴張廠商）與工作汰減（縮編廠商）對於薪資可能會有不對稱的調整。

如 Camacho-Cabiscol (2003) 所言，目前探討工作與勞工流動以

及薪資關聯的論文仍不多見。² Neumann (2000) 認為 Mortensen-Pissarides 搜尋模型的 Nash 議價模式 (亦即薪資的議定視為廠商與勞工雙方切割新形成的工作利益), 可作為廠商新創工作與薪資給付的理論基礎。Leonard and Jacobson (1990) 與 Belzil (2000) 兩篇論文則提及新雇用的勞資關係較不受到僵固制度的影響, 藉由這個目前進行中邊際調整的觀察, 更能敏感反應薪資分配的變化。綜合而言, 我們可以引用「買方或賣方市場」的分析來說明廠商與勞工在新形成工作上薪資議定的相對優勢。若勞動市場為「買方市場」(buyers' market),³ 廠商在薪資議定上較為強勢, 可獲得較大部分新創工作的利益; 相對的, 若為「賣方市場」(sellers' market), 則新進員工在薪資議定上較具優勢。

我們採用的樣本來自「受雇員工動向調查」, 這是台灣唯一提供廠商工作流量結合個別勞工資料的問卷, 樣本涵蓋 1998 年至 2001 年時間序列的橫斷面資料。該調查以廠商為受訪單位, 部分問項關於廠商新進員工的薪資、性別、學歷、與過去工作經驗, 因此提供基本的廠商與員工配對的資訊。廠商資訊則包括地區別、產業別 (涵蓋製造業與服務業)、廠商雇用人數、當期新進與退出人數等變數, 但缺乏營業收支與利潤等資訊。勞工樣本則僅限於廠商的新進員工, 並無已雇用員工及離職員工薪資的相關資料, 因此無法分析廠商擴張縮編對於薪資分配的變化; 但是關於台灣新進員工薪資的分析並不多見, 因此本文可以視為勞動市場於邊際調整文獻的補充。薪資函數的設定, 除了個人屬性與廠商特性變數之外, 本篇加入失業率、時間趨勢、廠商工作創造與工作汰減以及交叉效果, 因此除

² 如 Camacho-Cabisco (2003) 引用的理論模型僅限於 Davis et al. (1996), 後者以人力資本的理論分析廠商工作重配置率與平均薪資的反向關係。反向關係是因為人力資本較高的員工受雇於雇傭關係較穩定的廠商, 因此廠商工作重配置率低的廠商給付較高薪資, 符合人力資本的理論。

³ 勞動市場的「買方市場」可定義為勞工超額供給、或是失業者多於缺工 (vacancy) 的狀態; 「賣方市場」則為勞工超額需求或缺工多於失業者的情形 (Henkens et al., 2005)。作者感謝匿名評審提出這個適當的分析名詞。

了驗證傳統薪資理論之外，本文以個別廠商的工作流動為主軸，得以探討「廠商勞動需求變動」（就業成長）如何影響薪資？廠商工作創造/汰減對於薪資有何不對稱的調整？在不同的景氣變動下，廠商就業成長對新進員工薪資的影響是否改變？勞工屬性與廠商特性對薪資的影響是否因廠商就業成長差異而不同？藉以討論各類別的勞動市場是為「買方市場」或「賣方市場」。經由薪資對於廠商工作創造/工作汰減敏感度的估計，我們得知台灣勞動市場薪資調整彈性的大小，因此可以進行跨國的比較。其次，本文亦嘗試探討勞動者的移動（mobility）是否能帶來薪資提升的相關議題。

本文的架構，除本節為前言與文獻回顧外，第 2 節說明薪資決定的迴歸模型的設定、工作創造指標的定義、與計量模型的介紹。第 3 節說明資料來源與基本統計量分析，第 4 節為實證結果與分析，最後一節則為結論。

2. 實證模型與建構工作創造指標

關於薪資函數的設定，解釋變數除了放入勞工屬性與廠商特性之外，本文加入失業率與廠商工作流動與勞工流動指標，除避免遺漏重要變數造成迴歸係數的偏誤，並得以進一步分析總體與廠商「勞動需求變動」對新進員工薪資的影響（Belzil, 2000）。基本薪資的迴歸模型建構如下：

$$\ln W_{ijt} = X_{it}\beta + Z_{it}\alpha + F_{j(i,t)}\lambda + \Psi\left(N_{j(i,t)}, N_{j(i,t-1)}\right)\theta + U_t + T_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中， W_{ijt} 表示勞動者 i 在 t 年工作於廠商 j 的平均每月經常性薪資，薪資將取對數形式。 X_{it} 表示勞動者的屬性向量，例如：性別、年齡、教育程度、職業別、是否初次就業、是否遷區就業。 $F_{j(i,t)}$ 表示勞動者工作所在的廠商或工作特性向量，包括產業別、廠商規模、與地區別。 Z_{it} 表示勞動者先前工作經驗（意涵勞工移動）的變數，例如：是否更換行（職）業。函數 Ψ 則表示廠商工作流動（包括淨

就業成長率、工作創造與工作汰減)或勞工流動(勞工重配置)的狀況。 $N_{j(i,t)}$ (以下簡寫為 N_{jt})表示勞工 i 工作所在的廠商 j 於 t 年年底雇用的員工人數。景氣循環的效果以失業率變數替代, U_t 表示 t 年的總體失業率。另外,以 T_t 表示時間趨勢,用以捕捉歷年生產力上升或物價上漲對薪資的影響。延伸的模型則加入廠商工作創造/汰減與其他解釋變數的交叉相乘項(interaction effect,或互動效果),進一步闡釋工作創造與工作汰減經由勞工或廠商特性對於薪資的影響。

有關(1)式薪資迴歸方程式中函數 Ψ 的設定,以下迴歸式將分為三種:一是設為個別廠商的淨就業成長率, E_{jt} ,用以描述廠商工作流動淨變化。二是將廠商分為擴張與縮編廠商,分別列出工作創造率/汰減率兩個變數, C_{jt} 與 D_{jt} ,對薪資的影響。三則設為個別廠商的勞工重配置率, R_{jt} ,用以描述的勞工流動(勞工進出毛量)對薪資的影響。關於 E_{jt} 、 C_{jt} 、 D_{jt} 與 R_{jt} 的定義,我們依循 Davis and Haltiwanger (1992)的設定,說明如下。以 M_{jt} 代表廠商在 t 期與 $t-1$ 期的平均就業人數。 E_{jt} 則是廠商在 t 期的淨就業成長率。計算公式如下:

$$E_{jt} = \frac{(N_{jt} - N_{jt-1})}{M_{jt}} \quad \text{其中} \quad M_{jt} = \frac{(N_{jt} + N_{jt-1})}{2}, \quad (2)$$

$$\text{若 } E_{jt} > 0, \text{ 則 } C_{jt} = E_{jt}; \quad (3)$$

$$\text{若 } E_{jt} < 0, \text{ 則 } D_{jt} = |E_{jt}|。 \quad (4)$$

亦即,前後期就業人數的差異, E_{jt} ,統稱為廠商的淨就業成長率。但就個別廠商言只可能是工作創造或工作遞減,因此若 $E_{jt} > 0$ 則為工作創造(C_{jt}),若 $E_{jt} < 0$ 則為工作汰減(D_{jt})。⁴

⁴ 之前 Belzil (2000)與葉銘峰(2004)的薪資迴歸都是以廠商的「淨就業成長率」為解釋變數(數值包括正負),只是解釋上採用「工作創造」這個工

本期因新進或召回而加入就業的勞工人數，定義為進入人數；本期因辭職或解雇而離開就業的勞工人數，則是退出人數。設廠商 j 在 t 期的進入人數與退出人數分別為 H_{jt} 、 S_{jt} 。勞工重配置為進入人數和退出人數的加總，可以表現勞工流動的總量，除以就業人數，得到對應的勞工重配置率， R_{jt} ，由此指標觀察廠商別勞工流動的大小：⁵

$$R_{jt} = \frac{H_{jt} + S_{jt}}{M_{jt}} \quad (5)$$

以下說明(1)式薪資迴歸方程式解釋變數係數的理論預期。根據人力資本理論，預期教育程度越高的勞動者生產力高，平均薪資較高。年齡在模型中代表過去的工作經驗，預期工作經驗越高者，人力資本累積越豐富，平均薪資越高；但中老年齡的勞動者也可能因技術水準未能跟上時代，所以生產力低，預期影響的方向不確定。工作經驗部分將以勞工是否初次就業為替代變數，非初次就業者因為過去人力資本的累積，平均薪資預期較高。此外，當勞工在不同產業/職業間進行移動時，因某些特定人力資本的喪失，所獲薪資將低於無更換行職業者（Neal, 1995；Theeuwes et al., 2000；蔡瑞明、林大森，2002）。職業別反應人力資本的特殊性，預期擁有專業特質的勞工將獲得較高薪資。根據過去國內實證文獻的探討（莊奕琦、許碧峰，1999），本文也預期男性薪資高於女性，規模較大的廠商因為要減低監督成本等效率理由，支付的薪資預期較小廠商為高。

作流動文獻的名詞。

⁵ 依據 Davis and Haltiwanger (1992) 指標的計算公式，工作創造是所有廠商擴大規模所造成就業增加的總和，工作汰減是所有規模縮編廠商所造成就業減少的總和。分別以廠商或產業規模加權人數，可以得到對應的總體或產業別工作創造率與工作汰減率。將兩者絕對值相減，則得到淨就業成長率；將兩者的絕對值相加，得到工作重配置率（job reallocation），用來表現工作波動的總量。因我們以廠商為研究單位計算指標，所以分組別計算的勞工重配置率亦即工作重配置率（如表 4 最後一欄）。

不同地區生活成本不同，位於物價水準較高地區的廠商將給付較高的薪資以補上薪資購買力。因為近年來台灣歷經產業結構轉型，我們也預期受雇於新興產業的員工較於沒落產業的員工薪資來的高。

以失業率表示景氣變動的影響，預期失業率越高的年度，平均薪資越低。又以時間趨勢涵蓋生產力或物價水準的影響，預期生產力或物價水準的變動與薪資變動同方向，因此時間趨勢對薪資為正向影響。關於廠商就業成長與勞工流動對薪資的影響，在理論上，廠商如面對一條正斜率的勞動供給曲線，增加雇用時必須提高薪資，減少雇用時可以減薪。然而在市場經濟運作之下，資源配置在廠商之間移轉，薪資組合不必然增加高薪工作而減少低薪工作（Theeuwes et al., 2000），因此關於廠商就業成長與勞工流動對薪資的影響，將由實證分析提供答案。另外，本文進一步把廠商分為擴張與縮編廠商，經由廠商工作創造/工作汰減對於各類型勞工薪資的增減（迴歸式中加入交叉相乘項），得以討論各類別勞動市場是為「買方或賣方市場」，或得以測知薪資調整彈性的大小。

3. 資料來源及分析

台灣結合廠商工作流動與勞工屬性的資料並不多見，我們採用的樣本則出自行政院主計處的「受雇員工動向調查」。該調查以廠商為觀察點，針對個別廠商，抽樣當年新進員工與退出員工的樣本，⁶然僅有新進員工（年底在職且服務年資未滿一年之受雇員工）才有關於薪資的問項。產業別涵蓋工業的四類與服務業的五類，共計九個行業別。⁷此外，考慮廠商營利動機而擴充或縮小規模對新進

⁶ 廠商依據選取準則填列抽樣員工的資料。廠商填列人數選取準則：年底在職且服務年資未滿一年之受雇員工(1)在 4 人以下者，請全部填入。(2)5~29 人者適當選取 5 人填列。(3)30~99 人者適當選取 10 人填列。(4)100~299 人者適當選取 15 人填列。(5)300 人以上者適當選取 20 人填列。

⁷ 工業的四類分別為製造業、礦業與土石採取業、水電燃氣業、與營造業，服務業的五類包括批發零售及餐飲業、運輸倉儲及通信業、金融保險及不

員工薪資的影響，所以樣本只選擇私營廠商，不包括公營廠商。⁸就觀察期間而言，1995、1996 兩年主計處並未從事「受雇員工動向調查」，1997 年以前的廠商資料因欠缺新進員工每月經常性薪資而無法利用，⁹所以資料涵蓋的期間包括 1998 至 2001 四年。總結，本文的資料涵蓋四年，九個行業別，共計 19,636 個私營廠商、與 114,142 個新進員工的樣本。表 1 列出各年抽樣員工數和廠商數，以及依據選取準則整理出廠商人員新進狀況的相對比例。

表 1 年度廠商人員新進狀況的相對比例和樣本抽樣數

	廠商人員新進狀況的相對比例					單位：%	
	9 人以下	10~99 人	100~199 人	200~299 人	300 人以上	抽樣廠商數	抽樣員工數
1998 年	20.80	21.31	14.47	23.27	19.58	5,082	29,606
1999 年	20.15	20.80	15.59	24.09	19.37	5,048	28,871
2000 年	24.18	21.57	14.71	22.09	17.45	4,967	31,095
2001 年	21.38	20.22	15.42	23.17	19.80	4,539	24,570

依照薪資迴歸式(1)式以及「受雇員工動向調查」提供的資料，我們蒐集的變數包括每月經常性薪資、勞動者的屬性（性別、年齡、教育程度、職業別、是否初次就業、是否遷區就業）、廠商或工作特性（產業別、廠商規模、地區別）、勞工移動的變數（前從業身份、前離職原因、是否更換行職業）、廠商工作流動的函數（淨就業成長率、工作創造與工作汰減或勞工流動）、代表景氣循環的失業率、以及捕捉生產力上升或物價上漲的時間趨勢。除年度失業率

動產業、工商服務業、社會服務及個人服務業。

⁸ 1998 至 2001 四年「受雇員工動向調查」公營廠商計 565 家、新進員工 3635 人，若單獨以公營廠商的員工資料初步分析，工作創造對新進員工薪資並無顯著影響。洪嘉瑜、葉銘峰（2005）的迴歸結果則是涵蓋公民營所有樣本，因公營樣本數目相對較少，所以公營的特性並不突出。

⁹ 經常性薪資包括本薪與按月支領的固定津貼及獎金。如房屋津貼、交通費、膳食費、水電費、按月發放之工作獎金及全勤獎金等；若以實物方式給付者，應按時價折值計入。以上均不扣除應付所得稅、保險費及工會會費之數額填列，但不列入年終獎金。

資料取自行政院主計處「國民經濟動向統計季報」，其他變數所需的資料均出自「受雇員工動向調查」。各變數依照薪資迴歸方程式的分組歸類，資料處理與說明列於表 2。以下僅就部分變數說明。首先，「受雇員工動向調查」提供的薪資為分組選項，按照其分類，勞工的薪資依高低分為十組。除了連結廠商與勞工的資料，我們也比較員工當時與之前的居住地點、行業、職業，定義該員工是否遷區就業、是否更換行業、是否更換職業等變數。

表 2 變數的資料處理與說明

變 數	資 料 處 理 與 說 明
薪資 W_{ijt}	受雇員工動向調查表中，每月經常性薪資區分為 10 組，包括未滿 15,840 元、15,840~18,000 元、18,001~21,000 元、21,001~24,000 元、24,001~27,000 元、27,001~30,000 元、30001~33,000 元、33001~36,000 元、36,001~40,000 元和 40,000 元以上。
失業率 U_t	以台灣年度總體失業率表示。1998 至 2001 四年失業率分別為 2.69%、2.92%、2.99%與 4.57%。
時間趨勢 T_t	代表實質工資的年增加率。1998 至 2001 年 T 值分別設為 1、2、3、4。
工作流動與勞工流動變數 $\Psi_{j(i,t)}$	
就業成長 E_{jt}	由各廠商的雇用人數增減比例計算淨就業成長率。
工作創造 C_{jt}	將廠商分為淨就業成長率為 0、工作創造（淨就業成長率為正）、與工作汰滅（淨就業成長率為負）三類，
工作汰滅 D_{jt}	以零淨就業成長率的廠商為基底，設兩個虛擬變數代表工作創造與工作汰滅兩類廠商。將兩個虛擬變數分別乘上淨就業成長率的絕對值，得到如上 C_{jt} 與 D_{jt} 。
勞工流動 R_{jt}	各廠商進入率與退出率加總，計算廠商別勞工流動率。

表 2 變數的資料處理與說明（續前頁）

變 數	資 料 處 理 與 說 明
廠商特性變數 $F_{j(i,t)}$	
地區別因素	將 23 個縣市分為北部地區、中部地區、南部地區及東部地區。並以東部地區為參考組設定 3 個虛擬變數。
行業別	分為 9 個行業別：製造業、礦業及土石採取業、水電燃氣業、營造業、批發零售及餐飲業、運輸倉儲及通信業、金融保險及不動產業、工商服務業、社會服務及個人服務業。並以製造業為參考組設定 8 個虛擬變數。
規模別	分為 7 類：9 人以下、10~29 人、30~49 人、50~99 人、100~199 人、200~499 人及 500 人以上等。並以 9 人以下為參考組設定 6 個虛擬變數。
勞動者屬性變數 X_{it}	
性別	以虛擬變數表示，男性為 1，女性為 0。
年齡組	區分為 19 歲以下、20~24 歲、25~29 歲、30~39 歲、40~49 歲及 50 歲以上。並以 30~39 歲為參考組設定 5 個虛擬變數。
學歷	區分為國小或以下、國（初）中（職）、高中、高職、專科、大學及研究所。並以國小或以下為參考組設定 6 個虛擬變數。
職業別	區分為生產作業員及體力工、服務工作人員及售貨員、技術工、事務工作人員、技術員及助理專業人員、工程師及其他專技人員、與主管及監督人員。並以生產作業員及體力工為參考組設定 6 個虛擬變數。
初次就業	以虛擬變數表示，非初次就業者為 1，初次就業者為 0。
遷區就業	將 23 個縣市區分為北、中、南、東 4 個地區。勞動者的前居住地區不同於現職工作地區，定義為遷區就業者。以虛擬變數表示，遷區就業者為 1，無遷區就業者為 0。

表 2 變數的資料處理與說明（續前頁）

變 數	資 料 處 理 與 說 明
勞工移動變數 Z_{it}	
前從業身份	區分為僱主、自營作業者、受政府雇用者、受私人雇用者、無酬家屬工作者及初次就業者。並以初次就業者為參考組設定 5 個虛擬變數。
前離職原因	區分為辭職、解雇（含資遣）、退休（含優惠退休）、其他退出及初次就業者。並以解雇（含資遣）為參考組設定 4 個虛擬變數。
更換職業	非初次就業者的前職業不同於目前工作之職業別，則定義為更換職業者。區分為初次就業者、非初次就業者有更換職業及非初次就業者無更換職業。並以非初次就業者有更換職業為參考組，設定 2 個虛擬變數。
更換行業	非初次就業者的前行業不同於目前工作之行業別，則定義為更換行業者。區分為初次就業者、非初次就業者有更換行業及非初次就業者無更換行業。並以非初次就業者有更換行業為參考組，設定 2 個虛擬變數。

關於個別廠商的工作/勞工流動變數，我們需由「受雇員工動向調查」廠商的原始資料自行計算。原始資料提供廠商 j 在 t 期的進入人數、退出人數、與就業人數，分別為 H_{jt} 、 S_{jt} 與 N_{jt} 。由廠商當期就業人數等於前期就業人數 N_{jt-1} 加上當期進入人數、減去退出人數，得關係式 (6) 式：

$$N_{jt} = N_{jt-1} + H_{jt} - S_{jt} \quad (6)$$

由此估算廠商前期就業人數， N_{jt-1} 。再藉由(2)式至(5)式計算 M_{jt} 、 E_{jt} 、 C_{jt} 、 D_{jt} 與 R_{jt} 。¹⁰

¹⁰ 由(式4)也可以推出淨就業變動 $N_{jt} - N_{jt-1}$ ，由此聯結工作流動與勞工流動的關係，亦即廠商在本期工作流動的淨就業增加人數，即是當期勞工流動的淨勞工進入人數， $N_{jt} - N_{jt-1} = H_{jt} - S_{jt}$ 。

我們將 1998 至 2001 年的年度別失業率、工作創造/汰減、與勞工流動狀況列在表 3，以瞭解台灣歷年廠商間就業機會移轉與勞工流動的情況。這四年來失業率逐漸攀升，至 2001 年失業率劇升為 4.5%。隨著失業率增加，廠商平均的淨就業成長率下跌，由 1998 年的 10.51%，降至 2001 年的 2.86%；廠商平均的勞工進入率也呈現下跌趨勢，由 1998 年的 42.85%，降至 2001 年的 34.76%。廠商勞工退出率四年差異不大，而景氣波動之於廠商勞工流動率似乎也無明顯趨勢。若以廠商淨就業成長率 0 為分界：淨就業成長率等於 0，屬於規模不變廠商，廠商的淨就業成長率大於 0（小於 0），歸屬於規模擴張廠商（規模縮編廠商），我們列出每年從事工作創造與工作汰減的廠商比例，發現每年從事就業成長的廠商比例均大於工作汰減的廠商比例。其中，1998~1999 年有 56% 左右的廠商增加僱用，但 2001 年降至 45%；相對的，工作汰減的廠商由前兩年的 32% 左右上升至 2001 年的 42%，這一減一增反應這四年來失業率逐漸攀升的現象。¹¹ 但也同時顯現即使大環境不景氣，仍有四成以上的廠商僱用更多員工，呈現出廠商的異質性。由新進員工就業的廠商的分析，前三年有 60% 以上的新進員工工作於擴充產能的廠商。2001 年景氣遽降，進行工作創造的廠商數與新增工作的數量均減少，因此，新進員工就業於工作創造廠商的比例下降至一半。

¹¹ 若不以 0 為分界，將廠商擴充與裁減員工的幅度加大觀察，例如將廠商的工作創造率大於 10%，定義為規模擴張廠商；工作創造率小於-10%，屬於規模縮編廠商；介於其間者屬為規模不變的廠商。則四年來工作創造的廠商比例為：33.41%、33.74%、32.68%、26.53%；工作汰減的廠商比例為：13.68%、13.25%、15.84%、22.96%。可以看出失業率激增的 2001 年，工作創造率高於 10% 的廠商比例明顯下降、而規模縮減 10% 的廠商比例顯著上升。

表 3 年度廠商工作創造指標與勞工就業狀態

年度別	指標 總體 失業率 (%)	廠商別 就業成 長率的 平均值*	廠商別 勞工流 動率的 平均值*	廠商別 勞工進 入率的 平均值*	廠商進 行工作 創造的 比例#	廠商進 行工作 汰減的 比例#	新進員工 就業於工 作創造廠 商的比例
1998 年	2.69	0.1051	0.7518	0.4285	0.5626	0.3127	0.6087
1999 年	2.92	0.0694	0.6813	0.3754	0.5679	0.3007	0.6324
2000 年	2.99	0.0823	0.7362	0.4093	0.5396	0.3336	0.6037
2001 年	4.57	0.0286	0.6666	0.3476	0.4549	0.4239	0.4946

* 由所有廠商的工作創造率（勞工流動率、進入率、退出率）進行平均。廠商勞工退出率四年差異不大，因版面限制，列在以下：四年的退出率分別為 0.3233、0.3060、0.3270、0.3190。

廠商的淨就業成長率大於 0（小於 0），屬於規模擴張廠商（規模縮編廠商）；淨就業成長率等於 0 則屬為規模不變的廠商。由 1 扣除上述兩列比例則屬於規模不變的部分。

以下表 4，我們將 10 組勞工的薪資別依薪資高低歸為五類（I 至 V），觀察不同區間薪資的勞工所在廠商工作流動的表現。結果發現：薪資等級較低的勞工所處的廠商其勞工重配置率較高，¹² 薪資區間與廠商淨就業成長率則呈 U 字型關係，亦即薪資最低與最高的新進員工就業於淨就業成長率最高的廠商。但觀察各工作流動變數的標準差（最後一列），則發現廠商別的變異頗大（標準差與平均數相比）。因此仍須進一步控制其他變數，由迴歸分析確定廠商工作流動與薪資的關連。

¹² 我們的資料雖侷限於新進員工，但初步分析結果雷同 Davis et al. (1996) 與 Camacho-Cabiscol (2003) 的發現，人力資本較高的員工受雇於雇傭關係較穩定的廠商，因此廠商勞工/工作重配置率低的廠商給付較高薪資，符合人力資本的理論（如註 5 說明，由廠商定義的流動指標，於廠商分組計算平均值時，勞工重配置率等同工作重配置率）。但是與以下表 5 模型 3 考慮所有變數的迴歸結果則相異：廠商工作重配置率對薪資為正向關係，此乃因為模型 3 已經將人力資本因素（教育程度等）分開考量，因此單純的廠商別勞工流動與薪資關係不一定是反向關係。

表 4 工作流動指標的統計量：依薪資區間分

薪資區間	人數 [比例]	廠商 工作創造	廠商 工作汰減	廠商 淨就業 成長率	廠商 勞工重 配置率
I：未滿 18,000 元	15,128 [13.25%]	0.5236	0.4158	0.1077	0.9394
II：18,001~24,000 元	36,064 [31.60%]	0.4585	0.3658	0.0927	0.8243
III：24,001~30,000 元	29,685 [26.01%]	0.4129	0.3406	0.0723	0.7535
IV：30,001~36,000 元	16,846 [14.76%]	0.4004	0.3159	0.0845	0.7163
V：36,000 元以上	16,419 [14.38%]	0.4279	0.3251	0.1028	0.7530
全部勞工：平均值	114,142 [100%]	0.4423	0.3527	0.0896	0.7949
全部勞工：標準差		1.4526	0.4678	1.2291	1.7740

圖 1 則以廠商規模為分類，觀察其給予新進員工五類薪資區間的分佈，我們發現相對於規模不變廠商，規模縮編與擴張的廠商給予最低與最高薪資區間的比例均較高，亦即廠商賦予新進員工的薪資可能非單純隨廠商淨就業成長率成線性成長，因此在以下迴歸分析，我們也將考慮廠商工作創造與汰減對薪資可能有非對稱性的影響。

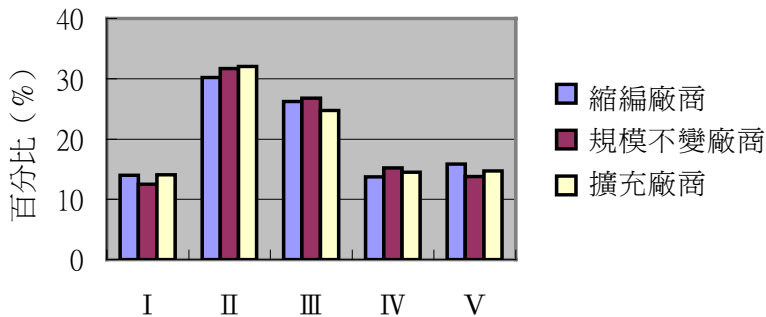


圖 1 各類廠商新進員工的薪資分佈

關於採用的計量模型，因「受雇員工動向調查」提供的薪資為有觀察值的區間資料（interval-coded data），因此計量上可以採用區間迴歸模型（interval regression model）進行實證分析。¹³迴歸式的被釋變數與解釋變數如同第(1)式，唯以 y^* 表示隱藏變數（latent variable），區間迴歸式表示為：

$$\begin{aligned} \text{令 } y &= \ln W, \\ y^* &= X\beta + \varepsilon, \\ y &= 1 \quad \text{if } y^* \leq 15,480; \\ &= 2 \quad \text{if } 15,480 < y^* \leq 18,000; \\ &= 3 \quad \text{if } 18,000 < y^* \leq 21,000; \\ &\dots \\ &= 9 \quad \text{if } 36,400 < y^* \leq 40,000; \\ &= 10 \quad \text{if } y^* > 40,000. \end{aligned} \quad (7)$$

個別樣本的概似函數（log-likelihood function for observation i ）設為

$$\begin{aligned} \ell_i(\beta) &= \mathbb{1}[y_i = 1] \log[\Phi(15,480 - x_i\beta)] + \mathbb{1}[y_i = 2] \log[\Phi(18,000 - x_i\beta) \\ &\quad - \Phi(15,480 - x_i\beta)] + \dots + \mathbb{1}[y_i = 10] \log[1 - \Phi(40,000 - x_i\beta)]. \end{aligned} \quad (8)$$

勞工所在薪資區間的 $\mathbb{1}[y_i = \square]$ 數值為 1，其他為 0（ \square 數值可以是 1, 2, ..., 10）； Φ 為常態分配累積分配函數。極大化概似函數 $\sum_i \ell_i(\beta)$ 得到 β 最大概似估計值（MLE）。因迴歸式的薪資將取對數形式，解釋變數滿足古典線性模型設定， β 可直接說明在其他條件不變的

¹³ 區間迴歸模型的設定雷同 ordered probit 模型，使用最大概似估計法估計。不同的是使用序列 probit 模型，各區間的臨界值需由模型中估計，且變異數 (σ^2) 標準化為 1；若採用區間迴歸模型，則臨界值可外加設定。因為我們的薪資資料是根據已知的臨界值進行分類，因此本文採用區間迴歸模型。請參考 Wooldridge (2002) 的 15.10.2 章節、或 Wik et al. (2004)。我們採用 Stata (第八版) 計量軟體進行估計。

狀況下，各個解釋變數對應變數的邊際效果。

因為區間迴歸模型的臨界值設為固定數值，因此薪資數據只能直接採用「受雇員工動向調查」提供的薪資分類臨界值，不能以各年物價平減薪資求算實質薪資（歷年臨界值將因此不同），因此區間迴歸模型只能以名目薪資進行分析。為彌補這個缺點，我們也採用一般最小平方法（OLS）分析藉以比較補強，個體勞工的薪資將以區間薪資的組中點替代，再以各年物價平減薪資，以實質工資進行迴歸。另外，廠商規模大小有異可能造成變異數不齊一（heteroskedasticity）的問題，為得到穩健的變異數估計值（robust variance），估計時以 Huber-White sandwich 公式估計迴歸參數的變異數，再進行 MLE 估計。¹⁴

以下稍加說明勞工屬性與廠商特性的薪資分配，詳細數字請見附表（為節省版面，薪資分為五個區間）。首先，由全部廠商的樣本觀察，北部地區的就業者獲得高薪資的機率最高、低薪資的機率最低；中、南部地區的就業者獲得低薪資工作比例較大；東部地區就業者薪資則成極端分配，獲得高薪資與低薪資的勞工比例相對較高。批發、零售及餐飲業的低薪資工作比例是所有行業中最高者，水電燃氣業與金融不動產業獲高薪資機率較高。隨著廠商規模加大，低薪比例下降、高薪比例增加。男性就業者相對於女性獲得低薪資的比例較小、高薪比例較大。年齡越大的就業者，其薪資越高，但 40~50 歲以上的就業者相對於 25~39 歲的勞工，其獲得低薪資工作的機會較高。隨著學歷提高，低薪資工作比例越小、高薪比例越高的趨勢也很明顯。遷區就業者相對於沒有遷區的勞工，獲得高薪資與低薪資的比例都較高。非初次就業者擁有在職人力投資，薪資也相對較高。非初次就業者中沒有更換行（職）業的勞工，因特

¹⁴ 作者感謝黃台心教授提醒，關於變異數不齊一的問題，請參考 Wooldridge (2002) 的 4.2 章節。這個修正並不會影響到參數估計值，但因標準差加大， t 值下降，確保顯著性的推論。而且因為樣本數很大，這樣的標準差修正即使在變異數齊一時也具漸進有效性（asymptotically efficient）。

殊性人力投資的持續，薪資也相對較高。若依廠商的淨就業成長率的大小將廠商分為三類，¹⁵ 此時各個變數之薪資分配與全部樣本的薪資分配頗為一致，無法判定廠商就業成長狀態對各個變數之薪資分配的影響是否顯著，也因此需留待計量實證結果再加以確定。

4. 實證結果

如前所述，薪資方程式中有關工作/勞工流動解釋變數的設定，分為三種：以下第一小節考慮個別廠商的淨就業成長率與的勞工重配置率對薪資的影響；第二小節將廠商分為擴張、縮編與規模不變三類廠商，分列工作創造率和汰減率與各變數的交叉相乘項對薪資的影響。以 1998~2001 四年所有的樣本進行薪資區間迴歸，結果列在表 5 至表 7。

(1) 就業成長與勞工流動對薪資的影響

首先，表 5 三個模型的解釋變數都包括廠商特性（地區別、行業別、規模別）與勞工特性（性別、年齡組、學歷、職業別、是否遷區就業、是否初次就業）。為突顯各群組比較，我們將列出群組中的各個組別，亦即各組別均設一虛擬變數，所得係數值則為相對於平均值（grand mean）的差異（參見附錄）。¹⁶ 模型 1 與模型 2 的工作流動變數以廠商的淨就業成長率代入：模型 1 採用區間迴歸模型估計，模型 2 以組中點的薪資為個體薪資的替代值，再以各年物

¹⁵ 這裡界定廠商的淨就業成長率大於 10% 者，歸屬於規模擴張廠商；淨就業成長率小於 -10%，歸屬於規模縮編廠商；淨就業成長率介於其間者則屬為規模不變的廠商。

¹⁶ 我們如採用傳統虛擬變數設法，以下模型 4 工作創造/工作汰滅的交叉相乘項係數的顯著與否則是相對於參考組（組別虛擬變數為 0，不論其為工作創造/工作汰滅/雇用不變的廠商）「或」雇用不變廠商（工作創造/工作汰滅兩者為 0，不論其組別）的勞工，比較基準點並不清楚。因此本文選擇列出各個群組的所有組別，以係數值相對於平均值的差異進行說明。文獻中 Finnie and Frenette (2003) 也採用這個方法呈現組別比較。

價¹⁷平減薪資，以實質工資進行迴歸。此外，加入時間趨勢以捕捉年度生產力上升或物價上漲對薪資的影響。以年度失業率為經濟景氣的替代變數，並放入就業成長與失業率的交叉相乘項，有助於瞭解工作流動在不同景氣變動下對薪資決定的效果。

為避免變異數不齊一的現象造成高估顯著性的問題，所有迴歸模型均採用 Huber-White 變異數估計值進行 MLE 估計。¹⁸ 為呈現廠商工作流動是不可忽略的重要變數，以模型 1 淨就業成長率為例，迴歸模型若刪去淨就業成長率、其平方項、以及其與失業率的交叉相乘項，得到 Wald 檢定的 $\chi^2_{(3)}$ 為 39.37 (p 值為 0)，得知迴歸模型應列入廠商淨就業成長率，若忽略這個重要變數將使迴歸係數偏誤 (biased)。

如表中模型 1 與 2 呈現的迴歸結果，各個解釋變數的係數均顯著異於零，而且兩個模型絕大部分解釋變數的係數與顯著程度相當近似。¹⁹ 實證結果整理如下：廠商淨就業成長對薪資呈現顯著的正向影響，1% 的就業成長帶與新進員工 5~6% 的薪資成長；但平方項係數顯著為負 (模型 2 為不顯著)，亦即廠商就業成長對新進員工薪資的正效果減弱。失業率係數均為負，且影響薪資幅度頗大，失業率提高 1%，新進員工薪資減少 33~58%；平方項的係數為正，表示隨著景氣衰退，失業率對薪資的負向影響減弱。失業率與廠商就業成長的交叉項係數為負，代表失業率越高時，廠商就業成長對新進員工薪資的正效果減弱。與 Belzil (2000) 丹麥資料比較，相同

¹⁷ 1998-2001 年消費者物價指數分別為 98.60、98.77、101.1、與 100。

¹⁸ 我們以模型 2 組中點薪資 OLS 模型進行 LM 檢定，卡方值為 10.04，拒絕變異數齊一的虛無假設。以下模型均採用 Huber-White sandwich 變異數估計值進行估計。估計則採用 Stata (第八版) intreg2 與 robust 的指令。

¹⁹ 以組中點的薪資為個體薪資替代值的作法有一個問題：第一個與最後一個薪資區間並無組中點，因此作者必須主觀假設一個薪資數值來取代該區間所有個體的薪資。例如上述的所說近似的結論即是依據我們外加設定區間(I)與(X)的薪資分別為 \$ 10,000 與 \$ 50,000 所得到。因為採用區間迴歸模型可以避免上述以組中點武斷設定薪資的問題，並且與 OLS 結果差異不大，所以我們以下將以區間迴歸模型呈現實證結果。

的是景氣與廠商就業成長對薪資都是正向影響；然 Belzil (2000) 廠商就業成長對薪資的正效果則不受景氣好壞影響，可能是丹麥工會在薪資談判的力量相對台灣強大。由此國際別差異，可知廠商就業成長與景氣因素在探討勞動市場薪資調整的研究中，確為不容忽視的因素。

表 5 薪資方程式迴歸結果

被解釋變數：ln(薪資)	模型 1		模型 2		模型 3	
	淨就業成長率 (區間迴歸)		淨就業成長率 (組中點)		勞工重配置率	
	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)
(廠商) 淨就業成長率	0.0533**	(5.95)	0.0641**	(6.12)		
淨就業成長率平方	-2.31E-05*	(-1.90)	-1.88E-05	(-1.30)		
(廠商) 勞工重配置率					0.0068*	(1.68)
重配置率平方					3.40E-05**	(3.66)
失業率	-0.5756**	(-8.87)	-0.3343**	(-4.75)	-0.5876**	(-9.06)
失業率平方	0.0764**	(9.14)	0.0459**	(5.06)	0.0783**	(9.37)
淨就業成長率*失業率	-0.0185**	(-6.14)	-0.0226**	(-6.44)		
重配置率*失業率					-0.0044**	(-3.75)
時間趨勢	0.0150**	(5.56)	-0.0024	(-0.82)	0.0156**	(5.77)
地區別						
北部地區	0.0436**	(24.10)	0.0468**	(22.64)	0.0441**	(24.37)
中部地區	-0.0148**	(-7.54)	-0.0142**	(-6.36)	-0.0150**	(-7.66)
南部地區	-0.0475**	(-24.39)	-0.0479**	(-21.53)	-0.0477**	(-24.53)
東部地區	0.0186**	(3.80)	0.0153**	(2.71)	0.0186**	(3.79)
行業別						
製造業	-0.0599**	(-26.31)	-0.0589**	(-24.46)	-0.0598**	(-26.26)
礦業及土石採取業	0.0854**	(8.09)	0.0937**	(7.83)	0.0852**	(7.97)
水電燃氣業	0.0243**	(2.06)	0.0222**	(1.92)	0.0216**	(1.82)
營造業	0.0730**	(20.30)	0.0796**	(20.48)	0.0739**	(20.46)
批發、零售及餐飲業	-0.0753**	(-24.78)	-0.0909**	(-26.42)	-0.0738**	(-24.26)
運輸、倉儲及通信業	0.0303**	(8.35)	0.0337**	(8.69)	0.0289**	(7.98)
金融、保險及不動產業	-0.0076**	(-2.31)	-0.0087**	(-2.53)	-0.0086**	(-2.61)
工商服務業	-0.0333**	(-7.75)	-0.0313**	(-6.78)	-0.0299**	(-6.94)
社會服務及個人服務業	-0.0369**	(-12.97)	-0.0393**	(-12.72)	-0.0364**	(-12.78)
規模別						
9 人以下	-0.0711**	(-24.19)	-0.0857**	(-24.56)	-0.0689**	(-23.32)
10 人~29 人	-0.0318**	(-17.77)	-0.0351**	(-17.20)	-0.0317**	(-17.67)
30 人~99 人	-0.0025*	(-1.91)	-0.0021*	(-1.41)	-0.0027*	(-2.04)
100 人~199 人	0.0096**	(6.58)	0.0138**	(8.82)	0.0093**	(6.41)
200 人~299 人	0.0247**	(14.35)	0.0289**	(15.57)	0.0246**	(14.29)
300 人~499 人	0.0290**	(17.78)	0.0341**	(19.67)	0.0284**	(17.36)
500 人以上	0.0421**	(29.93)	0.0462**	(30.73)	0.0410**	(29.00)

表 5 薪資方程式迴歸結果 (續前頁)

被解釋變數：ln(薪資)	模型 1		模型 2		模型 3	
	淨就業成長率 (區間迴歸)		淨就業成長率 (組中點)		勞工重配置率	
	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)
性別						
女性	-0.0532**	(-80.00)	-0.0544**	(-73.79)	-0.0531**	(-79.86)
男性	0.0532**	(80.00)	0.0544**	(73.79)	0.0531**	(79.86)
年齡組						
19 歲以下	-0.1483**	(-64.12)	-0.1669**	(-59.30)	-0.1471**	(-63.54)
20 歲~24 歲	-0.0638**	(-40.10)	-0.0669**	(-38.18)	-0.0638**	(-40.09)
25 歲~29 歲	-0.0148**	(-9.54)	-0.0122**	(-7.30)	-0.0152**	(-9.82)
30 歲~39 歲	0.0608**	(35.98)	0.0691**	(38.57)	0.0603**	(35.63)
40 歲~49 歲	0.0900**	(35.74)	0.0950**	(35.38)	0.0896**	(35.56)
50 歲以上	0.0761**	(16.09)	0.0820**	(16.55)	0.0762**	(16.07)
學歷						
國小或以下	-0.2003**	(-50.73)	-0.2109**	(-46.01)	-0.2002**	(-50.19)
國(初)中(職)	-0.1265**	(-60.04)	-0.1227**	(-52.47)	-0.1263**	(-59.92)
高中	-0.1030**	(-55.07)	-0.1002**	(-48.24)	-0.1026**	(-54.83)
高職	-0.0840**	(-58.37)	-0.0800**	(-51.14)	-0.0840**	(-58.30)
專科	0.0231**	(15.18)	0.0302**	(18.44)	0.0231**	(15.20)
大學	0.1592**	(85.20)	0.1697**	(85.46)	0.1592**	(85.22)
研究所	0.3315**	(92.38)	0.3139**	(100.74)	0.3307**	(92.17)
職業別						
生產作業員及體力工	-0.1306**	(-57.35)	-0.1328**	(-52.43)	-0.1307**	(-57.45)
服務工作人員及售貨員	-0.0965**	(-54.67)	-0.1003**	(-50.17)	-0.0961**	(-54.48)
技術工	-0.0417**	(-16.91)	-0.0390**	(-14.35)	-0.0420**	(-17.03)
事務工作人員	-0.0353**	(-22.93)	-0.0296**	(-18.10)	-0.0357**	(-23.14)
技術員及助理專業人員	-0.0080**	(-5.72)	-0.0024	(-1.61)	-0.0084**	(-6.02)
工程師及其他專技人員	0.0327**	(19.57)	0.0426**	(24.00)	0.0327**	(19.62)
主管及監督人員	0.2794**	(77.39)	0.2616**	(88.94)	0.2803**	(77.54)
是否遷區就業						
無遷區就業者	0.0076**	(7.66)	0.0071**	(6.62)	0.0075**	(7.61)
遷區就業者	-0.0076**	(-7.66)	-0.0071**	(-6.62)	-0.0075**	(-7.61)
是否初次就業						
初次就業者	-0.0262**	(-34.32)	-0.0284**	(-33.21)	-0.0266**	(-34.75)
非初次就業者	0.0262**	(34.32)	0.0284**	(33.21)	0.0266**	(34.75)
常數項	11.1746**	(99.64)	10.7654**	(84.21)	11.1971**	(99.86)
Log likelihood/	-209207.30		0.5191		-209157.97	
Adjusted R ²						

註：模型 1 與 2 探討淨就業成長率對薪資的影響。模型 3 探討勞工流動率對薪資的影響。模型 1 與 3 採用區間迴歸模型，模型 2 採用組中點 OLS 迴歸模型。三個模型均採用 Huber-White 變異數估計值進行估計。樣本數均為 114,142 人。*與**分別表示在 5% 與 10% 之統計水準下顯著。

兩個模型的時間趨勢係數則有差異：前者正向顯著，後者不顯著。區間迴歸模型的時間趨勢係數顯著，說明四年來勞動生產力上升或物價上漲綜合的影響；組中點 OLS 迴歸模型使用平減過的實質薪資為被解釋變數，時間趨勢係數不顯著，則顯示勞動生產力並無上升。經由這樣的比較，我們可以推論表 5 區間迴歸模型年度別名目薪資上升的趨勢，可能是為彌補物價上漲的結果，而非成長力上升的緣故。

模型 3 以勞工重配置率取代淨就業成長率為解釋變數，得到勞工重配置率對於薪資有正向的影響，表示一個廠商如果當年有較高的勞工流動（較多的勞工替換），則願意給付新進員工較高薪資；而且平方項係數為正，表示勞工流動愈高時，薪資增加愈多。這個結論與先前表 4 不同，差異在於模型 3 已經將人力資本（教育程度等）因素分開考量，因此單純的廠商流動性與薪資關係不一定是反向關係。相對於 Belzil (2000) 的勞工流動對薪資無顯著影響，再次顯示丹麥工會在薪資談判的力量相對台灣強大，因此台灣廠商給付薪資對於勞工流動更為敏感。失業率對薪資也是負向影響，但效果遞減；而且失業率越高時，廠商勞工流動對新進員工薪資的正效果減弱。其他有關廠商或勞工特性的係數值與顯著程度和模型 1 相當，我們一併探討如下。

首先，關於其他廠商特性變數對薪資的影響。北部與東部地區新進員工的薪資顯著較平均為高，而中部與南部地區的就業者則較平均為低。²⁰ 行業別差異方面，製造業、批發零售及餐飲業、金融保險及不動產業、工商服務業、社會保險及個人服務業的新進員工薪資均較平均為低，尤其是批發零售及餐飲業新進員工的經常性薪

²⁰ 如附錄說明，所得係數值即為各個地區相對於平均值對薪資額外的影響。亦可由模型 1 結果觀察到「各組係數值加總為 0」的限制，得知群組間各個虛擬變數係數上的限制。由係數間的差距，可以估算各地區之間薪資的差距。例如：東部與南部薪資的差距為 0.0186 減去(-0.0475)，等於 0.0661，亦即東部平均薪資高過南部 6.61%。若是以東部地區為參考組，南部虛擬變數的係數值即是-0.0661。

資低於平均 7.53%。其他各業新進員工薪資則較平均為高，又以礦業及土石採取業最高。其中，金融保險及不動產業薪資略低於平均（低 0.76%）雖有點意外，但這是扣除人力資本、廠商工作創造/汰減的淨效果，因此我們發現新興行業並無預期薪資較高的現象；也隱含完整的薪資迴歸設定需包括人力資本、廠商工作創造/汰減的變數，可以避免係數偏誤的推論。在廠商規模別方面，99 人以下的小廠商給付較平均為低的薪資，100 人以上的大廠則給付較平均為高的薪資，而且規模越大的廠商願意支付較高的薪資，符合效率工資理論的觀點。

就勞工個人特性而言，男性的平均薪資顯著高於女性 10.64%。29 歲以下的員工薪資較平均為低，且隨著年齡增長，平均薪資較高，顯示年齡某個程度代表工作經驗，薪資給予工作經驗正向的報酬率；但 50 歲以上勞動者的技術水準可能跟不上時代，其薪資增加的程度相對於 40~49 歲者為低。教育變數方面，學歷在高中職以下的員工薪資較平均為低，且由遞增的係數顯示學歷越高的就業者平均薪資越高，其中研究所以上學歷較平均薪資多 33.15%。職業別方面，只有工程師、專技人員、或主管監督人員薪資較平均為高，由職位別遞增的係數也可以看出技術層次愈高者其平均薪資愈高。擁有在職人力投資的非初次就業者，相較於初次就業者，平均薪資也高 5.24%。綜合而言，年齡、教育、職業別和初次/非初次就業等變數的係數符合人力資本理論預期的方向。至於遷區就業的勞動者，獲得較低薪資工作的機會較大，猜測是這些勞動者無法在前居住區域就業，被迫遷徙接受較低薪資的工作。

(2) 工作創造與汰減對各類勞工薪資的影響

模型 1 的解釋變數為淨就業成長率，隱含廠商就業增減對勞工薪資決定為線性的影響。然而相較於雇用人數不變的廠商，工作創造廠商為擴張規模而增加雇用、工作汰減廠商則縮減雇用人員，如先前圖 1 的分析，三類廠商對於薪資的決定可能是非對稱性的線性

關係，因此我們將模型 1 的解釋變數更換為 (3) 式與 (4) 式的工作創造與工作汰減。²¹ 此外，為進一步說明廠商工作創造與工作汰減經由其他解釋變數對薪資的影響，我們加入各個解釋變數與工作創造或工作汰減的交叉相乘項，結果分列在表 6 模型 4 的三個欄位。

首先，工作創造對薪資的正向影響變成不顯著，但工作汰減對薪資則有負向影響。²² 顯示受雇於擴張的廠商（相對於雇用不變的廠商）並無較高的起薪，類似 Theeuwes et al. (2000) 的結果：廠商工作創造時主要增加中低薪資的工作；²³ 而且廠商縮編時，隨減少雇用幅度越大，給予新進員工薪資越低；亦即以新進員工而言，似乎並無「工資向下僵固」的現象存在。

針對廠商或勞工特性和工作創造與工作汰減對薪資影響的互動效果，我們亦列出各個群組的所有組別，係數即是與平均的效果相比。各個變數與工作創造或工作汰減交叉相乘項的係數正負將出現四種組合（參見附錄）：(1)兩者均為正，(2)兩者均為負，(3)與工作創造的交叉相乘項係數為正、與工作汰減的交叉相乘項係數為負，以及(4)前者為負、後者為正。²⁴ 以下說明這些組合將反應廠商與員工在勞動市場上的議價能力與薪資波動的情形。首先，前兩種組合將反映出該類市場（以廠商或勞工特性為分類的市場）為買方或賣方市場。第(1)類廠商與員工的組合：不論廠商在工作創造（擴張）或工作汰減（縮編）時雇用新進員工都需給付較高薪資，表示員工

²¹ 模型 4 計量的設定，可以表示為：將廠商分為淨就業成長率為 0、工作創造（淨就業成長率為正）、與工作汰減（淨就業成長率為負）三類，以零淨就業成長率的廠商為基底，設兩個虛擬變數代表工作創造與工作汰減兩類廠商。我們不單採用虛擬變數，因為虛擬變數只限於 0/1 的差距，為突顯量的變化，我們將兩個虛擬變數分別乘上淨就業成長率的絕對值，得到如上(3)式、(4)式兩式的 C_{jt} 與 D_{jt} 。

²² 若薪資迴歸式不放交叉相乘項，則工作創造對薪資的正向影響顯著，工作汰減對薪資維持負向顯著。若放入兩者的平方項，平方項係數均不顯著。因為台灣缺乏廠商退出員工薪資的資料，我們無法進一步推論廠商重配置勞工時高低薪資分配變化的情形。

²⁴ 如果交叉相乘項的兩個係數中有一係數並不顯著異於 0（不顯著為正，亦不顯著為負），則無法判斷其位於哪一個類別。

在該類市場具有較強的議價空間，視為賣方市場；相對的，第(2)類廠商擴增或縮編時雇用員工都給付較低薪資，則表示廠商在該類市場具有較強的議價空間，視為買方市場。另外，藉由第(3)或(4)類結果，可以判定員工薪資「相對」的波動程度（或相對彈性）。其中，第(3)類員工在廠商擴增時獲得較高薪資，但於縮編時獲得較低薪資，代表該類員工薪資波動相對較大（或相對具有彈性）；若是員工於廠商擴增時獲得較低薪資，而縮編時可得相對高薪資，則代表該類員工薪資波動相對較小（或相對不具彈性）。當然，這些比較都是相對於其他勞工（或平均）而言，並非絕對標準。

由模型 4 地區別係數，雖然北部薪資較平均為高，南部地區較平均為低，但兩個地區與廠商工作創造或汰減的交叉相乘項均是顯著為正，而且約為 4%，顯示兩個地區的廠商於擴增或縮編時，多雇用一位新進員工的薪資都需較平均薪資多付 4%，顯示新雇員工在兩個地區都具有議價能力，是為賣方市場；東部與中部地區則無法判斷為買方或賣方市場。在行業別方面，廠商進行工作創造時，薪資增幅並無行業差異；只有製造業與運輸倉儲通信業兩個行業的新進員工薪資於廠商工作汰減時相對增加，各個行業並無明顯顯示為買方或賣方市場。廠商規模別方面，99 人以下廠商（不論是擴張或縮編）新聘員工時薪資較平均高，顯示小廠在增聘時議價能力相對低，面對的勞動市場為賣方市場；相對的，雇用 200 至 299 人與雇用 500 人以上的廠商，新聘員工薪資較平均為少，顯示部分大廠在增聘時議價能力高，勞動市場為買方市場。

表 6 薪資方程式迴歸結果—
工作創造與工作汰減和其他解釋變數的互動效果

被解釋變數：ln(薪資)	模型 4					
	變數		變數與工作創造(C) 的交叉相乘項		變數與工作汰減(D) 的交叉相乘項	
	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)
工作創造	-0.0086	(-0.22)				
工作汰減	-0.2857**	(-5.53)				
失業率	-0.5910**	(-9.10)	-0.0188**	(-4.00)	0.0478**	(6.34)
失業率平方	0.0782**	(9.34)				
時間趨勢	0.0152**	(5.90)				
地區別						
北部地區	0.0360**	(16.29)	0.0425**	(6.85)	0.0411*	(1.76)
中部地區	-0.0157**	(-6.52)	-0.0050	(-0.68)	0.0081	(0.34)
南部地區	-0.0557**	(-23.42)	0.0418**	(6.10)	0.0491**	(2.00)
東部地區	0.0352**	(5.89)	-0.0793**	(-5.27)	-0.0982	(-1.48)
行業別						
製造業	-0.0666**	(-23.04)	0.0333	(0.96)	0.0871**	(2.23)
礦業及土石採取業	0.0830**	(6.32)	0.0369	(0.80)	-0.0138	(-0.20)
水電燃氣業	0.0287*	(1.86)	0.0078	(0.03)	-0.3413	(-1.15)
營造業	0.0715**	(15.65)	0.0044	(0.12)	0.0316	(0.72)
批發、零售及餐飲業	-0.0768**	(-20.79)	0.0047	(0.13)	0.0543	(1.23)
運輸、倉儲及通信業	0.0298**	(6.81)	-0.0220	(-0.61)	0.1238**	(3.05)
金融、保險及不動產業	-0.0105**	(-2.49)	0.0204	(0.51)	0.0141	(0.30)
工商服務業	-0.0255**	(-4.69)	-0.0590	(-1.60)	0.0687	(1.20)
社會服務個人服務業	-0.0335**	(-9.55)	-0.0266	(-0.75)	-0.0246	(-0.57)
規模別						
9 人以下	-0.0748**	(-20.43)	0.0239**	(3.25)	0.0282**	(2.07)
10 人~29 人	-0.0400**	(-17.81)	0.0416**	(5.87)	0.0373**	(3.31)
30 人~99 人	-0.0037**	(-2.29)	0.0116**	(1.96)	0.0194*	(1.79)
100 人~199 人	0.0074**	(3.93)	0.0115	(1.35)	0.0432**	(3.41)
200 人~299 人	0.0314**	(14.43)	-0.0222**	(-2.38)	-0.0750**	(-4.57)
300 人~499 人	0.0282**	(13.44)	-0.0049	(-0.47)	0.0507**	(2.86)
500 人以上	0.0516**	(28.48)	-0.0613**	(-8.06)	-0.1038**	(-6.56)
性別						
女性	-0.0518**	(-70.88)	-0.0123**	(-4.70)	0.0038**	(2.76)
男性	0.0518**	(70.88)	0.0123**	(4.70)	-0.0038**	(-2.76)

表 6 薪資方程式迴歸結果—
工作創造與工作汰減和其他解釋變數的互動效果（續前頁）

被解釋變數：ln(薪資)	模型 4					
	變 數		變數與工作創造(C) 的交叉相乘項		變數與工作汰減(D) 的交叉相乘項	
	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)
年齡組						
19 歲以下	-0.1478**	(-52.29)	-0.0078	(0.87)	-0.0232	(-1.05)
20 歲~24 歲	-0.0622**	(-32.87)	-0.0064	(1.05)	-0.0477**	(-4.02)
25 歲~29 歲	-0.0141**	(-7.61)	-0.0058	(0.99)	-0.0243**	(-1.99)
30 歲~39 歲	0.0580**	(29.10)	0.0135**	(2.03)	0.0117	(1.06)
40 歲~49 歲	0.0900**	(30.46)	-0.0140	(-1.58)	0.0320**	(2.32)
50 歲以上	0.0761**	(13.37)	-0.0195	(-1.21)	0.0515	(1.59)
學歷						
國小或以下	-0.2035**	(-42.24)	0.0191	(1.25)	0.0109	(0.34)
國(初)中(職)	-0.1271**	(-50.12)	-0.0011	(-0.13)	0.0247	(1.42)
高中	-0.1016**	(-45.58)	-0.0004	(-0.05)	-0.0232	(-1.62)
高職	-0.0816**	(-47.78)	-0.0180**	(-3.23)	-0.0019	(-0.15)
專科	0.2163**	(11.92)	0.0119**	(1.94)	-0.0041	(-0.31)
大學	0.1619**	(74.01)	-0.0018	(-0.26)	-0.0532**	(-3.38)
研究所	0.3302**	(82.31)	-0.0097	(-1.05)	0.0467	(1.30)
職業別						
生產作業員及體力工	-0.1258**	(-44.94)	0.0139	(1.43)	-0.1191**	(-6.17)
服務工作人員及售貨員	-0.0940**	(-43.16)	-0.0066	(-0.86)	-0.0187	(-1.23)
技術工	-0.0405**	(-13.46)	-0.0039	(-0.38)	-0.0169	(-0.75)
事務工作人員	-0.0427**	(-23.47)	0.0338**	(5.45)	0.0608**	(4.99)
技術員及助理專業人員	-0.0087**	(-5.28)	0.0032	(0.63)	-0.0007	(-0.06)
工程師及其他專技人員	0.0344**	(17.47)	-0.0226**	(-3.82)	0.0216	(1.59)
主管及監督人員	0.2772**	(61.91)	-0.0178	(-1.23)	0.0729**	(2.85)
是否遷區就業						
無遷區就業者	0.0069**	(6.27)	-0.0008	(-0.26)	0.0113*	(1.67)
遷區就業者	-0.0069**	(-6.27)	0.0008	(0.26)	-0.0113*	(-1.67)
是否初次就業						
初次就業者	-0.0247**	(-26.77)	-0.0087**	(-2.47)	-0.0141**	(-2.02)
非初次就業者	0.0247**	(26.77)	0.0087**	(2.47)	0.0141**	(2.02)
常數項	10.7683**	(95.64)				
Log likelihood	-208874.07					

註：採用區間迴歸模型與 Huber-White 變異數估計值進行 MLE 估計，樣本數為 114,142 人。**與*分別表示在 5% 與 10% 之統計水準下顯著。

就勞工個人特性而言，廠商工作創造率較高時，男性增加的薪資高於平均，但廠商工作汰減率較高時，男性薪資則低於平均，顯示男性在廠商增聘員工時薪資波動較平均為大，也顯示男性在尋找工作時願意接受的薪資上相對具有彈性；相對的，女性薪資波動較平均為小，接受的薪資彈性較小。這個結果頗符合男性為家計主要負擔的人，願意為工作機會容許部分工資波動的觀察。至於各年齡層與教育程度別，廠商工作創造或工作汰減時，員工起薪雖有高於或低於平均者，但也無法看出顯著買方或賣方市場，或是判斷為薪資波動較大或較小的群組。其中，教育程度別的推論與 Belzil (2000) 教育程度不影響就業成長與薪資關聯性的結果相近。此外，職業別方面，結果顯示只有事務人員為賣方市場，雖然這部分結果令人訝異，但也只能視為扣除其他因素的淨效果；而工作汰減率較高時，薪資較低的生產作業員及體力工薪資更低，而高薪的主管監督人員薪資則更高，顯示廠商縮編時為提升廠商生產力，願意給付技術層次較高的新進員工較高薪資。²⁵ 與遷區就業者相比，薪資較高的無遷區就業者在廠商工作汰減率增加時薪資也更高。對於非初次就業者，不論是擴張或縮編廠商都願意給予較高的薪資，顯示非初次就業者為賣方市場；相對的，初次就業者則面對買方市場。

資料上除將新進員工區分為初次就業與非初次就業者之外，非初次就業者可以再依過去的工作經驗（前從業身份、前離職原因、是否更換職業、是否更換行業）細分。表 7 的模型 5 至模型 8 即針對非初次就業者四種分類，探討廠商工作創造與工作汰減對不同工作經驗者薪資的影響。基本上，其他解釋變數對薪資的影響同先前表 5 的結果，為節省空間與突顯結果，表中省略其他解釋變數的係數值。

²⁵ 組別 i 的邊際效果：

$$\text{廠商工作創造時：} \hat{Y}_{D_i=1} - \hat{Y}_{D_i=0} \Big|_{x>0, Z=0} = \beta_i + \gamma_i X,$$

$$\text{廠商工作汰減時：} \hat{Y}_{D_i=1} - \hat{Y}_{D_i=0} \Big|_{x=0, Z>0} = \beta_i + \gamma_i' Z。$$

首先，模型 5 的非初次就業者依先前從業身份分為五類，與初次就業者合計為六類。我們發現初次就業者與無酬家屬的薪資較平均為低，先前為自營作業者或受私人雇用者稍高於平均，先前受雇政府者則接近平均值。考慮先前從業身份與廠商工作創造/汰減的互動效果，則發現廠商擴增時自營作業者薪資相對下降；縮編時初次就業的薪資較平均更低，但願意給予先前受雇於政府的新進員工較高薪資。模型 6 非初次就業者依前離職原因細分為四類，與初次就業者合計為五類，結果發現只有無工作經驗的初次就業者薪資低於平均，辭職、解雇、與其他退出薪資較高，但三者並無差異。²⁶ 考慮前離職原因和廠商工作創造與工作汰減的互動效果，則發現初次就業者與辭職者在廠商工作創造與汰減之間薪資差異波動大，但退休者波動小，也意謂退休人員薪資彈性小。

模型 7 與 8 探討更換職業或更換行業對薪資的影響。模型 7 (模型 8) 的非初次就業者為更換職業 (行業) 與無更換職業 (行業) 兩類，與初次就業者合計為三類。我們也發現初次就業者薪資均較平均低；非初次就業者若轉換職業，薪資與平均相當；但持續在同一職業工作者將獲得高於平均 2.76% 的薪資報酬。轉換行業的勞工薪資雖高於平均，但亦較持續在同一行業的工作者為低。²⁷ 這個結果與 Neal (1995) 的研究發現相同，此乃由於某些專業性的人力資本喪失，亦即「轉業不聚財」的意義；然與 Belzil (2000) 工作經驗不影響工作創造與薪資關聯性的結果則大異其趣，或許是丹麥工會在薪資談判的力量相對台灣強大。相對的，這些轉業者因具有一般性的工作經驗，所以仍獲得較初次就業者為高的薪資報酬。兩個模型的交叉相乘項都顯示，無更換行職業的非初次就業者在勞動市場上具議價能力，為賣方市場。初次就業者在廠商工作創造或汰減時均獲得較低的薪資 (模型 8)，是為買方市場。我們無法判斷更換行職

²⁶ Wald 檢定： $\chi^2_{(2)}=0.04$ (p 值=0.98)。

²⁷ Wald 檢定： $\chi^2_{(1)}=4.85$ (右端檢定，p 值=0.01)。

業的非初次就業者面對的是買方或賣方市場，但廠商在工作汰減時，仍相對於偏好他們（勝於非初次工作者）。

5. 結論

我們觀察 1998 至 2001 四年工作流動與勞工流動的現象，發現隨著失業率增加，廠商平均的淨就業成長率下跌；從事工作創造的廠商比例下降，從事工作汰減的廠商比例上升。同時也顯現不論景氣興衰，異質的廠商同時進行著工作創造與工作汰減，此種廠商之間的消長，形成了勞動就業機會在廠商間的移轉。新進員工大部分就業於擴充產能的廠商，景氣衰退時新進員工就業於工作創造廠商的比例下降。也因此，追求利潤極大的廠商雇用員工進行生產，經常需要進行生產規模與雇用員工人數的調整，勞動者面對的就業機會與薪資也因個別廠商擴張營運或縮減產能而波動。

表 7 薪資方程式迴歸結果：
工作創造與工作汰減和勞工過去經驗變數的互動效果

被解釋變數：ln(薪資)	模型 5 與 模型 6					
	變數		變數與工作創造(C)		變數與工作汰減(D)	
			的交叉相乘項		的交叉相乘項	
	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)
模型 5：前從業身份						
工作創造	0.0321*	(1.77)				
工作汰減	-0.0750**	(-2.42)				
失業率	-0.5826**	(-8.98)	-0.0162**	(-4.26)	0.0274**	(4.42)
失業率平方	0.0772**	(9.23)				
時間趨勢	0.0153**	(5.68)				
初次就業者	-0.0385**	(-9.89)	0.0104	(0.75)	-0.0799**	(-3.42)
雇主	0.0172	(1.34)	0.0268	(0.51)	-0.0391	(-0.61)
自營作業者	0.0356**	(4.76)	-0.0571**	(-2.10)	-0.0763	(-1.27)
受政府雇用者	-0.0041	(-0.54)	-0.0236	(-0.99)	0.2753**	(5.00)
受私人雇用者	0.0100**	(2.66)	0.0148	(1.07)	-0.0049	(-0.22)
無酬家屬工作者	-0.0202**	(-1.99)	0.0287	(0.84)	-0.0751	(-1.45)
Log likelihood	-209144.69					

表 7 薪資方程式迴歸結果：工作創造與工作汰減和勞工過去經驗變數的互動效果（續前頁）

被解釋變數：ln(薪資)	模型 5 與 模型 6					
	變數		變數與工作創造(C) 的交叉相乘項		變數與工作汰減(D) 的交叉相乘項	
	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)	係數值	(t 值)
模型 6：前離職原因						
工作創造	0.0368**	(2.47)				
工作汰減	-0.1203**	(-4.37)				
失業率	-0.5824**	(-7.81)	-0.0188**	(-4.16)	0.0419**	(5.45)
失業率平方	0.0772**	(7.94)				
時間趨勢	0.0154**	(5.59)				
初次就業者	-0.0356**	(-15.92)	0.0127**	(2.02)	-0.0853**	(-6.39)
辭職	0.0132**	(5.32)	0.0257**	(3.26)	-0.0366**	(-2.59)
解雇	0.0137**	(5.96)	-0.0102	(1.45)	0.0010	(-0.09)
退休	-0.0050	(-0.70)	-0.0631**	(-2.67)	0.1429**	(3.70)
其他退出	0.0137**	(4.68)	0.0146**	(2.29)	-0.0200	(-0.97)
Log likelihood	-209145.30					
模型 7：是否更換職業						
工作創造	0.0418*	(3.73)				
工作汰減	-0.1159**	(-5.67)				
失業率	-0.6089**	(-9.39)	-0.0165**	(-4.33)	0.0309**	(4.77)
失業率平方	0.0807**	(9.65)				
時間趨勢	0.0159**	(5.89)				
初次就業者	-0.0283**	(-25.00)	0.0015	(0.59)	-0.0511**	(-7.42)
再就業無更換職業者	0.0276**	(29.00)	0.0059**	(2.29)	0.0257**	(6.25)
再就業更換職業者	0.0007	(0.57)	-0.0074	(-1.56)	0.0254**	(6.65)
Log likelihood	-209028.22					
模型 8：是否更換行業						
工作創造	0.0597**	(5.10)				
工作汰減	-0.0987**	(-4.63)				
失業率	-0.5820**	(-8.97)	-0.0206**	(-5.11)	0.0266**	(4.02)
失業率平方	0.0772**	(9.24)				
時間趨勢	0.0153**	(5.65)				
初次就業者	-0.0310**	(-28.42)	-0.0052**	(-3.11)	-0.0542**	(-7.69)
再就業無更換行業者	0.0201**	(19.75)	0.0076**	(2.41)	0.0348**	(6.32)
再就業更換行業者	0.0109**	(10.50)	0.0024	(-1.34)	0.0193**	(4.42)
Log likelihood	-209145.19					

註：四個模型均採用區間迴歸模型、與 Huber-White 變異數估計值進行 MLE 估計。其他變數也放入迴歸式，但係數值省略。樣本數均為 114,142 人。

**與*分別表示在 5%與 10%之統計水準下顯著。

本文以工作創造與工作汰滅（廠商勞力需求變動）的資訊做為廠商擴張營運或縮減產能的替代變數，於傳統的薪資模型，加入異質廠商工作創造/汰滅（廠商擴張或縮編）的因素，以避免迴歸係數的偏誤。同時，加入廠商勞力需求變動因素，也得以補充單以總體失業率替代景氣波動的不足。最後，由薪資對於廠商工作創造與工作汰滅敏感度的估計，可以得知台灣勞動市場薪資調整的彈性，在目前仍相當有限的文獻中提供一個實證的例子。此外，本文薪資迴歸式相較過去文獻（Belzil, 2000；洪嘉瑜、葉銘峰，2005）在「廠商勞力需求變動」的設定上，明確區分「工作創造」、「工作汰滅」、與「淨就業成長率」的差異。也因此得以分別探討擴張與縮編廠商不對稱的薪資決定行為。

本文的計量模型採用區間迴歸模型，樣本取自 1998 至 2001 四年的「受雇員工動向調查」橫斷面廠商與新進員工的結合資料。如同過去的實證研究，我們也由教育程度、職業別、工作經驗等變數對薪資的影響，驗證了人力資本理論；男性就業者的平均薪資高於女性；規模越大的廠商願意支付較高薪資。加入勞工移動的分析，遷區工作的勞動者獲得較低薪資工作的機會較大；非初次就業者在不同行業或職業間進行移動，因具有一般性人力資本，薪資較初次就業者薪資為高；但因原有特定性人力資本的喪失，薪資則低於未更換行業/職業的就業者。

除上述結果，本文的實證研究因考慮時間趨勢、景氣因素、與廠商消長，可以進一步推論：這四年名目薪資的上升，可能是為彌補物價上漲，而非成長力上升的緣故。不景氣時廠商給予新進員工較低的薪資，但隨著景氣衰退，失業率對薪資的負向影響減弱。廠商就業成長對薪資為正向影響，但不景氣時，廠商正效果將減弱。同時，廠商勞工流動率較高者對薪資也有正向遞增的影響。我們也發現，控制總體的景氣與物價膨脹因素之後，受雇於擴張的廠商並無較高的起薪；但受雇於縮編廠商者起薪較低。北部與南部廠商、小廠、事務人員、以及（尤其是無更換行職業的）非初次就業者面

對賣方市場；大廠與初次就業者則面對買方市場；男性相對於女性薪資波動大；初次就業者與辭職者薪資差異波動大，但退休者波動小；教育程度、行業別與大部分職務別不影響就業成長與薪資的關聯。另外，我們實證結果顯示台灣廠商就業成長對薪資的正效果受景氣好壞影響、廠商流動性對薪資為正向影響、以及轉換行職業的勞工薪資較低，相較於 Belzil (2000) 描述的丹麥勞動市場，本文推論台灣廠商的薪資調整較具彈性 (responsive)。

文獻中對於工作流動與勞工流動對於薪資的影響之探討並不多見，這類文獻尚屬新開發的領域。本文僅是採用台灣資料進行初步分析，藉由和丹麥與美國資料的比較，呈現跨國的異同。然本文因資料限制，廠商規模擴張或緊縮的分類侷限於工作創造或汰減，缺乏廠商資本或利潤變動等資料，因此實證的解釋能力可能受限。也因為台灣缺乏廠商退出員工與在職員工薪資的資料，我們無法進一步推論廠商重配置勞工時高低薪資分配變化的情形。另外，我們所使用的資料屬於時間序列的橫斷面資料，未來若能建立個人連續追蹤與工作廠商調查的資料，將有助於探討廠商進行工作創造對員工薪資所產生的動態效果。

附錄

本文採用轉化的迴歸式可以參見 Suits (1984)、Finnie and Frenette (2003)、與 Yun (2005)。其中，Yun (2005)稱這個作法為一般化 (normalized) 迴歸式。以下說明這個作法與傳統虛擬變數作法的係數差異。考慮以下簡化模型，被解釋變數 Y 為薪資， X 為工作創造， Z 為工作汰減，模型中只設一個群組，且分為兩組（如男性與女性），如果將所有組別的虛擬變數都列出，則包含組別與工作創造/汰減交叉相乘項的迴歸式為：

$$Y = \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \delta X + \eta Z + \gamma_1 DX_1 + \rho_1 DZ_1 + \gamma_2 DX_2 + \rho_2 DZ_2 + e ,$$

其中， D_1 代表男性， D_2 代表女性；交叉相乘項

$$DX_1 = D_1 \times X , DZ_1 = D_1 \times Z ; DX_2 = D_2 \times X , DZ_2 = D_2 \times Z 。$$

傳統作法如以女性為參考組，則只列出一個代表男性的虛擬變數 (D_1) 以及男性與工作創造/工作汰減交叉相乘項 (DX_1 與 DZ_1)，傳統迴歸式設為：

$$Y = \alpha + \beta_1 D_1 + \delta X + \eta Z + \gamma_1 DX_1 + \rho_1 DZ_1 + e ,$$

亦即 $\beta_2 = \gamma_2 = \rho_2 = 0$ 。關於一般迴歸式的設定，及其與傳統設定的比較，以下依(A)截距項迴歸係數差異、(B)加入交叉相乘項的斜率迴歸係數差異、(C)買方/賣方市場推論、(D)薪資波動程度與(E)多組別的設定等項分別說明。

(A) 截距項迴歸係數差異：首先，我們將 c 定義為 $c \equiv \beta_1 / 2$ ，

將所有群組列出的一般化迴歸式設為：

$$Y = \alpha' + \beta_1' D_1 + \beta_2' D_2 + \delta' X + \eta' Z + \gamma_1' DX_1 + \gamma_2' DX_2 + \rho_1' DZ_1 + \rho_2' DZ_2 + \varepsilon 。$$

與傳統迴歸式比較，相對應的迴歸係數分別為：

$$\alpha' = \alpha + c ;$$

$$\beta_1' = \beta_1 - c ;$$

$$\beta_2' = \beta_2 - c = -c \text{ (其中 } \beta_2 = 0 \text{)} 。$$

所得係數值即相對於平均值 c 對於薪資影響的差異，亦即 β_1 、 β_2 則分別為男性與女性相對於平均值對薪資額外的影響。這個設定也可以表示為迴歸式列出所有組別的虛擬變數，但外加一條「各組係數值加總為 0」限制式： $\beta'_1 + \beta'_2 = \beta_1 - 2c = 0$ （依據定義 $2c \equiv \beta_1$ ）。

- (B) 加入交叉相乘項的斜率迴歸係數差異：由傳統迴歸式的男性與工作創造交叉相乘項係數 γ_1 ，我們可以有兩項推論，其一是男性在廠商工作創造多增一單位時，薪資較女性（ $D_1=0$ ）提高/下降 γ_1 比例（視 γ_1 為正或負）；「或」可以是男性在廠商工作創造多增一單位時，薪資較規模不變或縮編廠商（ $X=0$ ）提高/下降 γ_1 比例，由此可見傳統的設法會造成比較基準點不清楚。說明男性與工作汰減交叉相乘項係數 ρ_1 時亦會有類同問題。若設為一般化迴歸，我們將 μ 與 σ 定義為 $\mu \equiv \gamma_1/2$ ，與 $\sigma \equiv \rho_1/2$ ，與傳統迴歸式相對應的迴歸係數分別為：

$$\begin{aligned} \delta' &= \delta + \mu ; \\ \gamma'_1 &= \gamma_1 - \mu ; \\ \gamma'_2 &= \gamma_2 - \mu = -\mu (\text{其中 } \gamma_2=0) ; \\ \eta' &= \eta + \sigma ; \\ \rho'_1 &= \rho_1 - \sigma ; \\ \rho'_2 &= \rho_2 - \sigma = -\sigma (\text{其中 } \rho_2=0) 。 \end{aligned}$$

係數 γ'_1 與 γ'_2 分別為男性與女性的工作創造增加一單位，相對於平均工作創造增加一單位對薪資的影響，係數 ρ'_1 與 ρ'_2 分別為男性與女性的工作汰減增加一單位，相對於平均工作汰減增加一單位對薪資的影響。依照這個設定，比較基準較為一致。

- (C) 買方或賣方市場推論與薪資波動程度：針對組別 i ($i=1,2$)，工作創造與工作汰減對薪資的邊際效果為：

$$\frac{\partial Y}{\partial X} \Big|_{D_i=1} = \delta' + \gamma'_i ,$$

$$\frac{\partial Y}{\partial Z} \Big|_{D_i=1} = \eta' + \rho'_i \text{。}$$

其中， δ' 預期為正， η' 預期為負。如果 D_i 與工作創造及工作汰滅兩者的交叉相乘項 γ'_i 與 ρ'_i 都大於 0，表示該組別 i 的薪資在廠商工作創造及工作汰滅時，均較平均為高，因此視為賣方市場，此為正文中之第(1)類廠商/勞工組合。若 γ'_i 與 ρ'_i 都小於 0，此為第(2)類買方市場。若 γ'_i 與 ρ'_i 為正、負組合，薪資在廠商工作創造較平均高，在廠商工作汰滅時，較平均低，因此組別 i 的薪資差距波動較大，此為第(3)類。若 γ'_i 與 ρ'_i 為負、正組合，則反之為薪資波動小的第(4)類。如果交叉相乘項的兩個係數中有一係數並不顯著異於 0（不顯著為正，亦不顯著為負），則無法判斷其位於哪一個類別。

- (D) 薪資波動程度：第(3)與第(4)類的差異亦可由組別 i 的邊際效果看出：

$$\text{廠商工作創造時：} Y_{D_i=1} - Y_{D_i=0} \Big|_{x>0, Z=0} = \beta'_i + \gamma'_i X \text{，}$$

$$\text{廠商工作汰滅時：} Y_{D_i=1} - Y_{D_i=0} \Big|_{x=0, Z>0} = \beta'_i + \rho'_i Z \text{。}$$

由 $\gamma'_i X$ 與 $\rho'_i Z$ 差距，可以看出組 i 員工在廠商工作創造與汰滅時的薪資差異。第(3)類 γ'_i 與 ρ'_i 為正、負組合，因此組別 i 的薪資差距波動較大；第(4)類 γ'_i 與 ρ'_i 為負、正組合，因此薪資差距波動較小。

- (E) 多組別的設定：以上的原則可以應用於群組中設有 k 個組別的一般化迴歸式，唯定義

$$c \equiv \left(\sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \right) / k \text{（又第 } k \text{ 組為參考組，} \beta_k = 0 \text{）}，\text{亦即 } \sum_{i=1}^k \beta'_i = 0 \text{。}$$

$$\mu \equiv \left[\sum_{i=1}^{k-1} \gamma_i \right] / k，\text{與 } \sigma \equiv \left[\sum_{i=1}^{k-1} \rho_i \right] / k \text{，亦即 } \sum_{i=1}^k \gamma'_i = 0，\sum_{i=1}^k \rho'_i = 0 \text{。}$$

附表 解釋變數與薪資分配的資料分析

單位：%

樣本數（括號內為總樣本的%）	全部廠商					規模縮編廠商				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
五類薪資區間	13	32	26	15	14	14	30	26	14	16
薪資										
地區別										
東部地區（1.33）	21	27	22	16	14	28	27	15	11	20
南部地區（22.22）	22	36	22	11	10	22	32	22	11	12
中部地區（18.73）	17	38	25	12	8	17	38	26	11	7
北部地區（57.73）	9	28	28	17	18	10	27	28	16	19
行業別										
製造業（60.15）	14	36	27	13	11	13	33	27	14	13
礦業及土石採取業（0.54）	15	21	23	18	22	30	20	22	13	14
水電燃氣業（0.20）	1	17	39	19	24	0	21	36	29	14
營造業（6.29）	10	22	24	20	25	13	19	23	19	27
批發零售及餐飲業（8.04）	22	31	24	11	11	27	31	21	9	13
運輸倉儲及通信業（5.13）	10	20	25	21	23	8	20	31	16	24
金融保險及不動產業（7.36）	6	16	26	22	31	7	19	25	17	32
工商服務業（2.43）	8	23	28	19	23	11	24	25	12	29
社會服務及個人服務業（9.85）	14	34	25	14	13	19	34	25	11	11
樣本數（括號內為總樣本的%）	規模不變廠商					規模擴張廠商				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
五類薪資區間	13	32	27	15	14	14	32	25	15	15
薪資										
地區別										
東部地區（1.33）	17	26	22	20	15	25	29	25	11	10
南部地區（22.22）	21	36	23	11	9	24	37	19	10	10
中部地區（18.73）	14	37	28	13	8	21	39	22	11	7
北部地區（57.73）	8	28	28	18	18	8	28	28	17	19
行業別										
製造業（60.15）	14	36	27	13	10	14	37	25	13	11
礦業及土石採取業（0.54）	12	21	23	18	26	16	21	23	20	21
水電燃氣業（0.20）	1	17	39	18	25	0	0	60	20	20
營造業（6.29）	8	23	25	21	23	9	22	25	19	25
批發零售及餐飲業（8.04）	18	32	27	12	11	26	30	23	11	11
運輸倉儲及通信業（5.13）	9	18	25	24	24	12	23	24	19	21
金融保險及不動產業（7.36）	6	16	26	22	29	5	15	25	22	34
工商服務業（2.43）	6	20	27	23	24	9	25	30	16	19
社會服務及個人服務業（9.85）	11	33	26	15	14	20	34	24	12	10

附表 解釋變數與薪資分配的資料分析 (續前頁)

規模別	全部廠商					規模縮編廠商				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
9人以下 (5.01)	26	32	25	10	8	25	30	24	11	9
10~29人 (14.06)	21	34	22	12	12	19	31	25	13	13
30~99人 (23.14)	16	34	25	13	13	16	33	24	12	15
100~199人 (15.10)	12	35	27	13	13	15	30	26	13	16
200~299人 (9.96)	11	34	28	14	14	12	29	29	14	16
300~499人 (11.06)	9	32	27	17	15	8	30	27	16	19
500人以上 (21.68)	7	25	28	21	19	8	28	28	17	19
性別										
女性 (43.65)	18	41	23	10	8	17	40	25	9	8
男性 (56.35)	10	24	28	18	20	11	23	27	17	21
年齡組										
19歲以下 (6.24)	46	47	6	1	0	48	45	7	0	0
20~24歲 (25.62)	15	46	29	9	2	17	45	29	8	2
25~29歲 (31.98)	8	27	33	21	12	9	26	34	19	11
30~39歲 (24.84)	9	23	23	18	27	10	21	22	16	30
40~49歲 (8.85)	13	24	19	14	30	12	22	19	14	33
50歲以上 (2.47)	18	27	17	10	29	13	27	17	11	31
學歷										
國小或以下 (3.23)	35	35	15	8	7	40	33	14	9	4
國(初)中(職) (12.21)	27	39	17	9	8	28	38	19	8	7
規模別	規模不變廠商					規模擴張廠商				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
9人以下 (5.01)	26	34	23	8	8	26	31	25	10	8
10~29人 (14.06)	21	35	22	11	11	21	33	21	13	12
30~99人 (23.14)	16	34	26	13	12	15	33	24	13	15
100~199人 (15.10)	13	35	28	12	12	10	36	27	14	13
200~299人 (9.96)	11	34	29	13	13	10	34	25	15	16
300~499人 (11.06)	10	32	28	17	13	8	34	25	16	17
500人以上 (21.68)	7	24	28	22	20	7	24	28	21	20
性別										
女性 (43.65)	17	41	23	11	8	19	42	22	10	7
男性 (56.35)	9	24	30	19	18	10	24	27	18	21
年齡組										
19歲以下 (6.24)	44	48	7	1	0	48	46	5	1	0
20~24歲 (25.62)	14	46	29	10	2	17	46	27	8	2
25~29歲 (31.98)	8	26	33	21	12	8	28	32	20	12
30~39歲 (24.84)	9	23	23	18	26	9	23	22	18	27
40~49歲 (8.85)	13	24	20	14	30	14	25	18	14	28
50歲以上 (2.47)	16	26	17	9	31	21	27	16	11	25
學歷										
國小或以下 (3.23)	35	36	15	7	6	33	35	15	8	10
國(初)中(職) (12.21)	27	41	17	9	6	26	38	17	10	10

附表 解釋變數與薪資分配的資料分析 (續前頁)

	全部廠商					規模縮編廠商				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
高中 (12.26)	20	42	22	9	6	21	43	23	7	6
高職 (28.79)	18	44	24	9	5	20	43	24	8	6
專科 (24.26)	4	27	39	17	13	5	26	39	16	14
大學 (15.57)	1	8	27	31	33	2	8	27	28	35
研究所 (3.68)	0	1	3	20	76	0	1	4	17	78
是否遷區就業										
無遷區就業者 (86.54)	13	33	26	14	14	13	31	27	14	15
遷區就業者 (13.46)	17	24	24	17	19	23	24	23	11	19
是否初次就業										
初次就業者 (24.25)	21	35	25	13	6	24	35	25	10	6
非初次就業者 (75.75)	11	30	26	15	17	11	29	26	15	19
更換職業										
非初次就業者更換職業 (18.58)	10	32	28	15	14	11	29	29	15	16
非初次就業者無更換職業 (57.18)	11	30	26	15	18	11	29	26	15	20
更換行業										
非初次就業者更換行業 (27.22)	10	30	28	16	16	11	29	27	15	17
非初次就業者無更換行業 (48.54)	11	31	26	15	18	11	28	26	14	20
	規模不變廠商					規模擴張廠商				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
高中 (12.26)	20	42	23	9	6	19	42	22	10	7
高職 (28.79)	17	44	25	9	5	20	44	22	8	6
專科 (24.26)	4	28	39	18	12	4	27	38	17	13
大學 (15.57)	1	8	29	32	31	1	8	25	32	35
研究所 (3.68)	0	0	3	21	75	0	2	3	18	77
是否遷區就業										
無遷區就業者 (86.54)	12	33	27	15	13	14	33	25	14	14
遷區就業者 (13.46)	17	24	24	17	18	12	23	24	20	21
是否初次就業										
初次就業者 (24.25)	19	35	26	14	6	23	36	23	13	6
非初次就業者 (75.75)	10	30	27	16	17	12	31	25	15	17
更換職業										
非初次就業者更換職業 (18.58)	10	32	29	16	13	10	34	27	14	14
非初次就業者無更換職業 (57.18)	10	30	26	16	18	12	30	24	15	18
更換行業										
非初次就業者更換行業 (27.22)	9	30	28	17	16	11	30	27	16	16
非初次就業者無更換行業 (48.54)	11	30	26	15	18	12	32	24	15	17

註：*為突出廠商差異，此表將廠商的淨就業成長率>10%，屬於規模擴張廠商；淨就業成長率<-10%，屬於規模縮編廠商；-10%<淨就業成長率<10%則屬為規模不變的廠商。**為節省版面，表 5 的薪資分為五個區間：(I)未滿 18,000 元、(II)18,001~24,000 元、(III)24,001~30,000 元、(IV)30,001~36,000 元和 (V)36,000 元以上。也因受限於版面，表中數值取整數呈現，所以數值因四捨五入之故，五類加總可能不等於 100。

參考文獻

- 吳惠林(1988)，「專上人力勞動報酬的決定因素—台灣的實證分析」，經濟論文叢刊，16：3，357-369。
- 洪嘉瑜、孫昌蔚(2004)，「台灣產業的工作重配置與勞工毛交換率」，政大勞動學報，15，105-136。
- 洪嘉瑜、葉銘峰(2005)，「廠商工作創造對新進員工薪資影響」，2005年勞動經濟學學術研討會會議論文集，121-148。
- 莊奕琦、許碧峰（1999），「台灣不同規模廠商工資差異之實證分析」，經濟論文叢刊，27：2，241-267。
- 黃台心(2000)，「我國已婚婦女勞動供給的生命循環分析」，經濟論文叢刊，28：1，1-24。
- 葉銘峰(2004)，「廠商工作創造對新進員工薪資的影響」，碩士論文，東華大學經濟系。
- 蔡瑞明、林大森(2002)，「滾石不生苔？台灣勞力市場中的工作經歷對薪資的影響」，台灣社會學刊，29，57-95。
- 賴子珍(1996)，「台灣製造業廠商進出之勞動就業波動效果分析」，人文及社會科學集刊，8：2，91-127。
- Belzil, C. (2000), "Job Creation and Job Destruction, Worker Reallocation, and Wages," *Journal of Labor Economics*, 18:2, 183-203.
- Brown J. D. and J. S. Earle (2002), "Gross Job Flows in Russian Industry Before and After Reforms: Has Destruction Become More Creative," *Journal of Comparative Economics*, 30, 96-133.
- Camacho-Cabiscol, J. (2003), "Job Flows in Catalonia," *Regional Studies*, 37:5, 491-503.
- Davis, S. J. and J. Haltiwanger (1992), "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation," *The Quarterly Journal of Economics*, 107:3, 819-863.

- Davis, S. J., J. Haltiwanger, and S. Schuh (1996), *Job Creation and Destruction*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Finnie, R. and M. Frenette (2003), "Earning Differences by Major Field of Study: Evidence from Three Cohorts of Recent Canadian Graduates," *Economics of Education Review*, 22, 179-192.
- Henkens, K., C. Remery, and J. Schippers (2005), "Recruiting Personnel in a Tight Labor Market: an Analysis of Employers' Behavior," *International Journal of Manpower*, 26:5, 421-433.
- Leonard, J. S. and L. Jacobson (1990), "Earnings Inequality and Job Turnover," *American Economic Review*, 80:2, 298-302.
- Martins, P. S. (2003), "Firm Wage Differentials in a Competitive Industry: Some Matched-Panel Evidence," *International Journal of Manpower*, 24:4, 336-346.
- Neal, D. (1995), "Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers," *Journal of Labor Economics*, 13:4, 653-677.
- Neumann, G. R. (2000), "Job Destruction and Wage Dynamics," *Panel Data and Structural Labor Market Models*, Elsevier Science B. V., 67-83.
- Suits, D. B. (1984), "Dummy Variables: Mechanics and Interpretation," *Review of Economics and Statistics*, 66:1, 177-180.
- Theeuwes, J., J. Lane, and D. Stevens (2000), "High and Low Earnings Jobs: The Fortunes of Employers and Workers," *Review of Income and Wealth*, 46:2, 213-230.
- Tsou, M. W., J. T. Liu, and J. K. Hammitt (2002), "Worker Turnover and Job Reallocation in Taiwanese Manufacturing," *Applied Economics*, 34, 401-411.
- Wik, M., T. A. Kebede, O. Bergland, and S. T. Holden (2004), "On Measurement of Risk Aversion from Experimental Data," *Applied Economics*, 36, 2443-2451.

- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- Yun, M. (2005), “A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decomposition,” *Economic Inquiry*, 43:4, 766-772.

The Effects of Firm's Job Creation and Destruction on Entry Wages

Chia-yu Hung

Department of Economics, National Dong-Hwa University

Received 11 August 2005; revised 21 March 2006; accepted 12 July 2006

Abstract

This paper examines the effects of job flows and worker flows on wages of firm-level new entrants. In addition to the conventional variables, we include unemployment rate, firm-level job creation and job destruction, net employment growth, and worker reallocation as independent variables. We thereby learn how the firms' dynamic changes of labor demand affect entry wages, and investigate the wage flexibility in Taiwan's labor market. We utilize the data from the annual labor turnover surveys over the period of 1998-2001 and adopt interval regression models. The empirical results support the implications of human capital theory. Moreover, as unemployment rate rises, the entry wages decline. That a positive impact of the employment growth on wages mainly reflects that the contracting firms pay lower entry wages. Finally, compared with Demark, Taiwan's labor market is relatively flexible.

Keywords: Wages, Job creation, Job destruction, Buyer's market, Sellers' market, Worker flow, Interval regression model

JEL Classification: J230, J310