

廠商勞動需求的推估與 樣本自我選擇性偏誤 ——台灣製造業廠商之實證研究*

賴子珍**

元智大學財金系專任副教授

本文係利用台灣工商普查資料，推估台灣製造業廠商的勞動需求函數，以期對台灣製造業廠商的勞動需求的工資及產出彈性大小，有一基本的認識，並在衡量勞動雇用政策之就業效果時，作為衡量廠商反應程度之依據。文中利用製造業普查的個別廠商資料，估計製造業 20 個二分位產業內廠商的勞動需求函數。由於使用的是廠商個體資料 (micro data)，文中將探討在使用此種資料估計勞動需求時之樣本自我選擇偏誤問題，以及解決的方式。此一實證研究有別於以產業或製造業加總的資料為主的方法，其估計結果可幫助我們了解台灣各產業內不同特性生產者的勞動需求決策，亦可用以檢視產業間勞動需求的差異。在衡量勞動政策對勞動市場的衝擊時，亦可提供較正確的就業效果預測。而根據本文的實證結果顯示，考慮樣本自我選擇誤差 (sample selection bias) 而以 Heckman 的二階段估計法加以修正後，20 個被估計的產業中有 10 個產業有顯著的樣本選擇偏誤。因此，若不考慮因市場選擇而退出的樣本廠商，將高估廠商的產出及工資彈性。在本文之估計過程中，同時亦考慮了廠商異質性 (firm heterogeneity) 與產出變數之衡量誤差 (measurement error) 所可能造成的估計偏誤，文中亦以差分法 (differecing) 及工具變數 (instrumental variable) 加以處理，以獲得不偏及具一致性之估計結果。綜合而言，台灣由於製造業廠商以中小企業居多，其勞動需求之產出彈性多小於 1，顯示勞動使用仍處於規模報酬遞增之生產階段。而工資彈性雖較產出彈性小但亦頗為顯著，尤其以勞力密集產業為最。

關鍵詞：廠商別勞動需求，工資彈性，產出彈性，樣本選擇偏誤，衡量誤差，廠商異質性。

* 此研究承國科會專題研究計畫 (NSC83-0301-H-032-016) 補助，謹致謝意。

** 作者感謝兩位匿名評審之指正與寶貴意見。

收稿日期：87 年 11 月 21 日；接受刊登日期：89 年 8 月 18 日

一、前言

在經濟成長以及出口帶動下，台灣工資水準隨著生產力的提升以及生產技術的創新而不斷上漲。而此同時，勞工意識抬頭，對於薪資以外的福利、保險、工作安全等，影響勞工權益的政策建議及措施，均廣泛地被提出討論。在此條件下，許多影響勞動市場需求面的政策，包括獎勵出口、抑制競爭性產品進口、外籍勞工的引進、最低工資的設定、退休金制度及資遣費的要求、提供勞工失業保險及其他非工資性的福利（non-wage benefits）政策等，加上市場需求波動、產業結構及生產技術的改變等，均將直接影響廠商雇用勞動的成本，進而影響到整個產業的產出、獲利以及成長，同時對勞動就業市場的就業結構、工資水準亦產生衝擊。

如果希望正確地評估上述勞動政策制度或市場條件的變動，對廠商的勞動需求，以致整個產業的就業水準所產生的影響，便需對個別廠商的雇用決策或其勞動需求型態，有一正確的認識。意即瞭解個別廠商在面對雇用勞動成本——即工資，或市場需求變化時，會如何調整其雇用員工的人數及種類。

因此，本文的研究目的即利用民國 70、75、80 年之台灣製造業普查資料，將個別廠商之各年資料結合為一 panel data set，以推估個別廠商的勞動需求函數。在既有的相關文獻中，Hamermesh（1993）有系統的收集了自 1975 年至 1990 年以來關於勞動需求模型的實證研究。這些實證研究有二個共同特點：第一，這些勞動需求的估計，均著重在生產函數的推估，而舉凡勞動需求的工資彈性（wage-elasticity）、勞動與其他要素間的替代彈性（elasticity of substitution）以及產出彈性（output-elasticity），均是生產函數估計結果的間接估計值，而非勞動需求函數之直接估計結果。因此並未特別處理在估計勞動需求彈性，使用橫斷面資料時應考慮的問題。第二，大多數實證研究所使用的資料，多是製造業整體或產業整體的加總的（aggregated）時間序列資料，只有極少數的實證是用個別廠商的資料（micro data）。由於加總的資料是整個產業或製造業所有廠商雇用人數調整後的淨值，可能低估了產業內真正的就業變動，亦無法正確地反出同一產業不同類型廠商，在面對市場

變化時所作的調整。此外，總體的勞動量的增減，也包含了因為新廠商加入，經營不善廠商退出、歇業所造成的變動，並不能代表純粹因市場工資或市場需求變化，所引發的雇用量的調整。因此 Hamermesh (1993) 指出，在資料取得之成本以及正確之估計方法可行之前提下，仍以廠商個體資料 (micro data) 進行之估計結果，較能描述廠商勞動需求形態之真實變化。

勞動需求函數的推估，在使用廠商別的個體資料 (micro data) 時，由於可以較合理的假設個別廠商所面對的勞動供給曲線是具完全彈性 (perfect elastic) 的；亦即假設廠商所面對的工資水準是一外生變數；從而減少了勞動需求數量與工資間的聯立性問題 (simultaneity problem)。其次，使用個別廠商的資料，也較能直接的描述一個生產者，在面對工資變動或市場變化時所做的調整。而由於無需假設一個代表性廠商 (representative plant) 的存在，使得在估計時可以進一步探究廠商之間的異質性 (heterogeneity) 或廠商特性，即廠商之間的成本或經營效率之差異，對勞動需求的影響。換言之，研究者可分析不同類型或不同生產力的廠商勞動需求的差異性。

雖然使用個別廠商資料來推估勞動需求函數具有前述的優點，但廠商別資料的使用，亦隱含了幾項資料本身在估計時產生之特殊問題。首先，對一個產業而言，所觀察到的就業水準是產業中各廠商的雇用數量變化以及廠商進出所產生的雇用數量變動的淨效果。而欲了解個別生產者，在面對市場工資或需求變化之調整方向，就必須將因廠商進出所產生的就業效果分離出來。

具體而言，在估計勞動需求函數時所用到的觀察值，均來自存活的廠商 (surviving plant)。若存活廠商和失敗的廠商 (failing plant) 具有不同的廠商特質，而此特質使得此二類廠商勞動需求具不同型態；則使用此一樣本推估出來的勞動需求函數，便無法代表“一般的”廠商的勞動需求。因為樣本資料中僅包含存活或在位廠商 (incumbents) 的勞動需求，利用這些樣本以普通最小平方法 (OLS)，所得到的估計結果，便會有樣本自我選擇的偏誤 (sample self-selection bias)，此亦為利用個別廠商資料與利用產業加總資料估計勞動需求之基本差異必須加以處理。

其次，在估計廠商階段的勞動需求函數時，尚有兩項估計中可能產生的

計量問題必須加以檢視。首先，由於估計廠商別勞動需求函數時，生產者之間因技術、規模或因素成本的不同所造成廠商間的異質性 (plant heterogeneity) 必須加以控制，以便將廠商特性與純粹的工資或產出彈性效果加以區分。這些廠商的特質，會使得誤差項和迴歸式中的自變數間產生互相關¹ 產生所謂聯立性偏誤 (simultaneity bias)，而使普通最小平方法 (OLS) 得到不具一致性之估計值。此外由於廠商的勞動需求，是依其計劃產出 (planned output) 所決定，而估計過程中使用之資料卻是廠商實際產出 (realized output)，二者間可能因隨機之外生因素，如機器故障或市場條件改變，而產生差異導致所謂衡量誤差 (measurement error)。此時由於實際產出與勞動需求相關，而使迴歸式中之誤差項與自變數互相關連而違反古典假設，則普通最小平方法 (OLS) 所估計的需求彈性將有聯立性偏誤。² 在使用廠商個體資料 (micro data) 進行勞動需求之估計並處理樣本自我選擇偏誤時，亦須同時檢測廠商特性差異以及產出變數之衡量誤差。

國內亦有多位學者利用工商普查資料，對製造業廠商的生產決策、生產函數或產出成長進行實證研究。³ 但有關廠商勞動需求的實證研究並不多，例如柯勝揮、劉祥熹、楊秀玲及陳淑津等 (1990)，探討紡織工業的勞動需求與供給。另外包含吳淑麗 (1988)，許振明 (1988)，李庸三、黃國樞 (1979)，侯家駒 (1979) 等有關勞動需求之估計，均以製造業部門整體產業的勞動需求為主，所使用的資料亦多以產業或製造業整體的加總資料，而未有任何有關廠商別 (plant-level) 勞動需求的實證研究。

因此，本文將承襲既有有關勞動需求函數估計的實證研究，估計個別廠

-
- 1 使用廠商資料估計勞動需求函數時，有一些無法觀察之廠商特性，將存在於誤差項中，因此誤差項將與迴歸式中其他之廠商自變數有相關性存在，而使誤差項違反最小平方法之古典假設，必須加以處理。
 - 2 亦即迴歸時所使用之產出變數，事實上包含了一隨機變項，此隨機項與整條迴歸式之隨機項互相關連，使得迴歸式中之誤差項不符合最小平方法之古典假設。
 - 3 如劉錦添、蔡偉德 (1989) 藉邊界生產函數的估計來探討廠商的技術效率，胡名雯 (1992) 以中小企業為對象，分析其生產特性及決定其技術效率的決定因素，鄭凱方、劉錦添 (1992) 探討製造業的成長模式，陳肇男 (1985) 探討台灣電子廠商的成長型態；林祖嘉、方世調 (1992) 分析廠商規模與成長間的關係等。

商勞動需求的工資彈性 (wage-elasticity) 與產出彈性 (output-elasticity)。並針對在使用廠商個體資料時所產生的樣本自我選擇性偏誤加以處理，以別於利用產業整體資料之估計。而對於在估計時因廠商異質性以及產量變數中的衡量誤差可能造成的影響加以修正，以獲得具不偏及一致性之估計值。為了使實證結果更具一般性，文中將針對製造業 20 個二分位產業，建立製造業“廠商別” (plant-level) 勞動需求的迴歸方程式分別加以推估。所得之估計結果，除了可幫助我們了解台灣各產業之間以及各產業內，不同特性之生產者勞動需求決策模式的差異外，並可提供政府在評估勞動需求政策對勞動市場的衝擊時，作為參考依據。

根據本文的實證結果，首先，在估計中以 Heckman 的二階段估計法，修正因廠商退出造成之樣本自我選擇性偏誤，估計結果亦如預期方向調整，而結果亦顯示此一偏誤對 20 個產業中的 10 個產業的估計結果有顯著之影響效果。在做此調整時，若檢視以 OLS 方法所估得的工資彈性及產出彈性，會由於廠商特性與誤差項的相關性影響而呈現低估的現象。文中發現若將資料以一次 (5 年) 差分 (difference) 處理，則將因資料中的衡量誤差效果加大，而使得估計彈性更低。⁴ 但在使用與差分年度不同年度之實際使用資產淨額，⁵ 作為產出變數之工具變數來修正產出變數中的衡量誤差後，則將使估計之產出彈性及工資彈性均如預期方向提昇。類似的修正結果在製造業全體及個別產業的迴歸結果中均得到一致的調整方向，顯示此一影響效果顯著若不加以處理則會使估計結果產生低估之現象。

依據修正後之估計結果，以台灣製造業整體而言，廠商之勞動需求產出彈性約為 0.830，工資彈性約為 -0.649。顯示廠商對市場需求變化之調整頗為顯著，但對於工資變化之調整則較為保守。而產出彈性亦反應出，製造業整體的勞動投入，仍處於規模報酬遞增之階段。此一結果與文獻中對開發中國家，利用加總的部門整體時間序列資料所估計之結果頗為接近，而較已開發

4 此與 Griliches 與 Hausman (1986) 中所得之推論之結果一致。

5 例如以 80 年度之廠商實際使用資產，作為 70 及 75 年差分之產出變數資料之工具變數。

國家（如美國）之產出彈性為低。⁶

此外，個別產業勞動需求估計結果，則顯示各產業之勞動需求有顯著之差異。例如成衣、塑膠製品等傳統產業，其勞動之使用已接近固定規模報酬，而其餘多數產業仍有程度不同之規模報酬遞增現象。此外，公營企業為主之產業如石油煉製業，則勞動使用已達模報酬遞減階段。就工資彈性而言，各業中以傳統勞力密集產業之工資彈性較大，因此可以預期台灣工資上漲將對這些產業內之就業產生較大之衝擊。而值得一提的是，若將市場整體影響與廠商特性對勞動需求之影響效果分開，則大多數產業勞動需求的調整，仍以市場隨機變化因素影響為主，而在紡織、化學、金屬等產業中，勞動需求的調整則受廠商間異質性之影響較大，產生此一差異之原因，值得繼續深入探討。

綜合而言，本文除第一節之前言外，餘文之結構如下：在第二節中將推導用以估計勞動需求之實證模型，第三節則介紹資料的來源及變數定義，第四節探討處理各個計量問題之估計方法，第五節則檢視估計結果，而在第六節中做出本文之總結。

二、勞動需求的實證模型

根據 Hamermesh (1986,1993)，在一般之實證文獻中，常常使用到的勞動需求估計方式，包括了從勞動的邊際生產力條件或者從成本或利潤函數中導出勞動需求方程式。本文中勞動需求實證模型的建立將遵循 Griliches 及 Ringstad (1971)，Mairesse 及 Dormont (1985)，以及 Mairesse (1990)，Tybout 及 Westbrook (1992)，Roberts (1992) 之模型，直接估計勞動需求之縮減式 (reduced form)。首先文中將討論使用廠商別資料估計勞動需求時，所產生之樣本自我選擇誤差以及解決方法。由於 Griliches (1986) 指出，若使用廠商的個體資料 (micro data)，將導致估計結果對資料中之廠商特性

6 根據 Roberts (1992) 中估計所得之美國製造業廠商勞動需求產出彈性為 0.92，接近固定規模報酬。

以及變數衡量誤差更為敏感，因此除樣本之自我選擇性偏誤外，本文亦將檢視資料中之廠商異質性以及產出變數之衡量誤差，並提出解決方法以求得不偏一致的推估值。

假設每一廠商均生產一同質 (homogeneous) 的產品，並在完全競爭市場中銷售，因此每一廠商均面對一組外生給定 (exogeneously given) 的因素價格。若先忽略廠商退出決策的影響而僅考慮生產決策，則生產者根據當期的因素價格、計劃的產出 (planned output) 以及公司之生產效率，在最小成本原則下決定其最適因素投入量。因此，根據廠商之成本函數，可推導出勞動需求的縮減式如下：

$$(1) \quad L_{it} = L(W_{it}^l, W_{it}^k, Q_{it}^*, A_{it}, \eta_{it})$$

在式(1)中，各變數之下標 it 代表第 i 個廠商在 t 期之觀察值，而 L 代表個別廠商之勞動需求量亦即個別廠商實際雇用員工數量； Q^* 是廠商之計劃產出水準； W^l 、 W^k 分別為勞動及資本之價格； A 為廠商生產效率的指標； η_{it} 為誤差項。其中，每個廠商實際支付的不同的工資水準 W_{it}^l ，反應了每個廠商所雇用的勞工技術水準或生產力的差異。亦即假設勞動市場可以依勞工的技術差異區分為幾個次級市場 (submarkets)，而每一廠商則在不同的次級市場中，依市場價格購入其所需的勞動數量。此外，通常在使用廠商個別資料時所面臨的最大限制，便是無法衡量個別廠商所使用的資本服務 (capital service) 價格 W_{it}^k 。由於個別廠商所使用資本價格的差異，係來自廠商資金使用的機會成本的差異。而此差異性乃源自於不同之組織形態或規模之公司；例如獨資或合夥組織與公司組織、公營或民營企業，在資本市場上取得資金的成本差異。廠商在利潤極大化之過程中，會因應其資本使用之機會成本，決定其最適需求或使用量。因此本文將以廠商組織形態的虛擬變數，作為代理 (proxy) 變數以衡量廠商所使用之生產設備、廠房、運輸工具等資本投入之機會成本的差異。而這些代理廠商資本使用成本之變數，為決定廠商勞動需求的影響因素之一。此外，廠商電力費用之支出可間接衡量廠商所使用生產設備數量，而其本身亦為使用機器設備生產之成本，因此文中亦納入廠商的電力費用支出，作為資本投入之代理變數。

廠商生產效率的差異 A_{it} ，根據 Jovanovic (1982) 及 Olley & Pakes (1991)，可分為兩類：一類為可觀察到的廠商特性 (observed plant characteristics) 包括廠商組織型態、規模大小、地理位置以及廠商經營年數或廠齡 (age) 等。另一類為不可觀察到的廠商特質 (unobserved plant characteristics)，如廠商的經營管理能力、產品的品質差異、以及其在資金市場上取得資金的能力。前者可直接納入迴歸式，而後者將出現在誤差項中，為隨廠商而改變的隨機變項 (plant-specific component) 之一。因此，迴歸式之誤差項 η_{it} 具有以下的變異數組成結構： $\eta_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ 。亦即所觀察到的廠商就業水準的隨機變動係來自 u_i ——不可觀察到的廠商特質，以及 ε_{it} ——純粹的市場隨機變動。

式(1)所表示之需求方程式，係假設廠商的勞動需求與其經營決策無關，而在實證中不難發現，由於在估計廠商勞動需求時使用的樣本均為存活的廠商，如果存活的在位廠商和退出的廠商具有不同的特質時，則僅用存活的廠商做為樣本，極可能低估廠商雇用勞動的調整。⁷ 換言之，當一個外生的市場變化，使廠商的平均獲利率提高時，則此產業的廠商獲利分配往右移動，從而使得存活下來的廠商數目增多，也因此改變了估計勞動需求的樣本組合，亦即迴歸所使用之樣本並非一組固定之隨機樣本。而經由此一樣本所觀察到的產業平均就業水準，則由二項因素所決定：第一，正向的利潤因素使得產業產出水準增加，而使得其平均就業水準提高；第二，正的利潤因素使廠商的存活機率提高，使得失敗的廠商減少，若這些邊際廠商 (marginal plant) 多為較小規模或生產效率較低的廠商，這些廠商被選入樣本中所產生的樣本組合的改變，將使產業的平均就業水準降低。而後者對產業平均就業水準的影響，將視廠商退出決策和勞動需求間的關聯性 (correlation) 而定。因此為矯正樣本自我選擇偏誤，勞動需求的估計必須與廠商退出的選擇條件一併考慮。

為調整樣本選擇性偏誤，必須在估計勞動需求時納入廠商之退出決策函

7 此處表示失敗廠商之勞動需求均為零，亦即資料有被 censor (Maddala, 1991) 之狀況，其所造成之影響數學證明請見附錄 1。

數。在本文的實證模型中，廠商的存活機率函數係根據 Jovanovic (1982) 的理論模型及 Olley 及 Pakes (1991) 對美國通訊器材產業的實證模型所導出。生產者在期初依據前期所實現的成本和利潤，可推估本期之成本與利潤水準，若所推算出之預期成本大於預期收益，則廠商選擇退出市場；若推算出之預期成本小於預期收益，則廠商選擇繼續經營，並在成本極小原則下，決定產量與因素需求量。因此廠商存活機率函數，是廠商預期利潤的一個縮減式 (reduced form)，可表示如下：

$$(2) \quad \pi_{it}^* = Z_{it}\gamma + \delta_{it}$$

(2)式中 π_{it}^* 為廠商 i 在 t 期的預期利潤， Z_{it} 是一自變數向量，包含了影響利潤的產品及因素價格，以及影響廠商生產力的廠商成本特性變數。根據 Jovanovic (1982) 指出，廠商存活機率與廠商的成本特性，有著密不可分的關係。決定廠商成本差異的最基本決定因素，為廠商之經營規模與廠齡。廠商的規模愈大廠齡愈久，由於生產經驗之累積將使其成本結構較佳，因應市場變化之能力較好，而其存活之機率亦較高。而其餘決定廠商存活機率之因素，包括企業生產型態、廠商之地理區位 (location)、經營管理能力、在資金市場取得融資的能力以及產品品質等，由於這些變數均可左右廠商獲利，因此亦影響廠商存活機率。

由於式(2)中 π_{it}^* 是無法觀測的變數，故必須以不可觀測變數 (latent variable) 的方式處理。亦即利用所觀察到的廠商是否存活，定義一虛擬變數 d_{it} 來代表廠商之預期利潤水準。若廠商在下一普查年仍然繼續經營，亦即 $\pi_{it}^* \geq 0$ ，則定義 $d_{it}=1$ ，而將廠商視為存活廠商 (surviving plant)。若廠商在下一普查年退出樣本，亦即 $\pi_{it}^* < 0$ ，則定義 $d_{it}=0$ ，而將廠商視為失敗廠商 (failing plant)。換言之，如果個別生產者預期其利潤將不小於零，則我們可觀察到此一廠商的產出及勞動需求，否則此一廠商將退出產業。綜合以上所述，我們可將(2)式改寫成為一具有不連續應變數之函數 (discrete choice function)，並表示如下：

$$(2) \quad \pi_{it}^* = Z_{it}\gamma + \delta_{it},$$

$$(3) \quad d_{it}=1 \text{ 若 } \pi_{it}^* \geq 0 \text{ (廠商繼續經營),}$$

$$d_{it}=0 \text{ 若 } \pi_{it}^* < 0 \text{ (廠商退出市場),}$$

$$(4) \quad \delta_{it} \sim N(0, \sigma^2) \circ^8$$

若將廠商預期利潤的誤差項 (δ_{it}) 視為一服從常態分配的隨機誤差, 上述之 (2)-(4) 式即為一 Probit 模型。⁹

根據此一設定, 則完整的廠商勞動需求模型可修正如下:

$$(1) \quad L_{it} = L(W_{it}^1, W_{it}^k, Q_{it}^*, A_{it}, \eta_{it})$$

$$(2) \quad \pi_{it}^* = Z_{it}\gamma + \delta_{it}$$

其中就業水準在 $\pi_{it}^* \geq 0$ 時可觀察得到, 亦即:

$$(3) \quad d_{it}=1 \text{ 若 } \pi_{it}^* \geq 0 \text{ (廠商繼續經營; } L_{it} \geq 0);$$

$$d_{it}=0 \text{ 若 } \pi_{it}^* < 0 \text{ (廠商退出市場; } L_{it}=0);$$

$$(4) \quad \delta_{it} \sim N(0, \sigma_\delta^2) \circ$$

(1) 式中的誤差項為 $\eta_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$; $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$; $Cov(u_i, \varepsilon_{it}) = 0$ 。由於勞動需求及廠商退出決策均受市場隨機因素影響, 故 δ_{it} 及 η_{it} 二誤差項互相關連而具有下列變異數矩陣 (variance covariance matrix):

8 根據模型(1)-(4), 可以定義在時間 t 時, 廠商存活 ($d_{it}=1$) 的機率及倒閉 ($d_{it}=0$) 的機率如下: $Pr(d_{it}=1) = E(d_{it}=1|Z_{it}) = Pr(\delta_{it} > -\gamma Z_{it}) = \Phi(\gamma Z_{it})$; $Pr(d_{it}=0) = 1 - \Phi(\gamma Z_{it})$ 。其中 $\Phi(-)$ 為常態分配之累積機率密度函數 (cumulative probability density function)。根據此二項機率, 我們便可以利用最大概似函數 (maximum likelihood function) 來估計模型中之參數。在整個觀察期間 (即 T 年) 中, 若廠商經營 J 年才倒閉 ($J \leq T$), 存活的機率是 $[Pr(d_{it}=1)]^J$; 倒閉的機率則是 $[Pr(d_{it}=0)]^{T-J}$ 。因此, 導出最大概似函數如下:
 $L = \prod_{i=1}^T \Phi(\gamma Z_{it})^{d_{it}} [1 - \Phi(\gamma Z_{it})]^{1-d_{it}}$; 式中前半部為廠商的存活機率, 而後半部則是廠商倒閉的機率, 且二者均為 Z_{it} 之條件機率 (conditional on Z_{it})。由此, 便可以用最大概似法獲得 γ 的不偏估計值。

9 殘差項 δ_{it} 之分配之選擇, 將視整體殘差項的形式而定, 若殘差項 δ_{it} 之分配服從 logistic 分配則必須以 logistic 模型進行迴歸, 而根據 Maddala (1991), probit 及 logit 模型之分配極為類似, 其差別僅在於當樣本數極大時, logit 分配在尾部的兩端會得到較多之樣本次數。因此本文並未對整體殘差項的分配進行驗證, 僅以較一般化之常態分配為殘差項之分配, 故選擇 Probit 模型。

$$\begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 & 0 \\ & \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\delta} \\ & & \sigma_\delta^2 \end{bmatrix}, \text{ 其中 } \sigma_{\varepsilon\delta} = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \delta_{it})。$$

(1)至(4)式乃為本文中用以估計勞動需求模型，此一修正模型將可用來解決估計中因樣本之自我選擇及廠商異質性所引發的估計偏誤。

三、資料來源及變數定義

本文所使用的資料，係擷取自行政院主計處於民國 70 年、75 年及 80 年所舉辦的三次臺閩地區工商及服務業普查資料有關製造業調查部份。資料包括了廠商所使用之勞動、資本、以及生產銷售等細項資料。樣本廠商包括在各普查年中，曾經出現一次、二次、或三次之各經營場所單位 (establishment) 之資料。其中每一個場所單位，可能是一個獨立經營之企業 (firm)，亦可能為某一企業的分支單位。本文將每一個經營場所單位，視為一單獨之觀察值，並定義為一個工場 (plant) 或廠商。根據廠商之營利事業統一編號，則可將同一工場之歷年資料串連成一 panel 資料，合計可得到來自 248,146 個工場的 340,679 個觀察值。在這 10 年間所觀察到的 24 萬多個工場中，大約有 71.16% 的工場在三次普查中僅出現一次，有 20.54% 的工場在三次普查中出現二次，而只有 8.3% (20,377 家) 的工場在三次普查中均有資料。從這些簡單的統計數字我們可大略推斷，在此 10 年調查期間，廠商進入、退出市場的比例相當高，表示有顯著的市場汰換 (turnover) 現象。

依據此一資料定義「存活的廠商」為出現在民國 70 (75) 年之樣本中，且在民國 75 (80) 年繼續出現者；而「失敗的廠商」則為出現在民國 70 (75) 年之樣本中，但並未在民國 75 (80) 年繼續出現者。由於普查是每五年舉行一次，在二個普查年間退出又進入的工場，則仍定義為存活的廠商。

(1)至(4)式中所包含的自變數，分別詳列於表 1、表 2，而各變數之年度平均值則列於表 3。根據(1)式，廠商勞動需求之迴歸方程式可定義如下：

$$(1') \quad \ln L_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln W_{it} + \beta_2 \ln Q_{it} + \beta_3 \ln E_{it} + \sum_{j=1}^3 \beta_{4j} DORG_{jit} \\ + \sum_{j=1}^5 \beta_{5j} DAGE_{jit} + \sum_{j=1}^2 \beta_{6j} DYEAR_{jit} + \sum_{j=1}^{20} \beta_{7j} DIND_{jit} + \eta_{it}$$

在此需求迴歸式中，勞動雇用量 ($\ln L_{it}$) 為職員、工人、自營及無酬家屬工作者之總和之對數值。薪資水準 ($\ln W_{it}$) 則為平均雇用薪資之對數值，亦即薪資總支出除以勞動總雇用人數；產出變數 ($\ln Q_{it}$) 則為產出總額之對數值。¹⁰ 在其餘之變數中，廠商之生產電力費支出 ($\ln E_{it}$) 及組織形態虛擬變數 ($DORG_{jit}$)，係用以代理廠商所使用之資本的機會成本。其中組織型態之劃分是將廠商依公司組織及非公司組織，以及公營與民營之廠商歸類，而以 3 個虛擬變數代表 4 種不同的組織型態。其次，廠齡 ($DAGE_{jit}$) 變數係用以代理造成廠商生產效率差異的廠商特性，文中是以廠商之開業年度為基準，將廠商分為 1 年、2 年、3-5 年、6-10 年、11-20 年及 20 年以上等六類，以 5 個虛擬變數來代表此 6 類廠商，廠齡 1 年之新進廠商為基本組 (base group)。由於各觀察值係來自不同年度，為消除受經濟景氣變化等總體變數之影響所造成之差異，文中以 2 個虛擬變數 ($DYEAR_{jit}$) 來區分來自 3 個不同年度之廠商資料。最後並加入 19 個產業別虛擬變數 ($DIND_{jit}$)，代表不同的產業結構，對勞動需求之影響。

根據(2)至(4)式，廠商存活機率之迴歸方程式可定義如下：

$$(2') \quad \pi_{it}^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln W_{it} + \gamma_2 \ln S_{it} + \gamma_3 \ln AGE_{it} + \gamma_4 DT1_{it} + \gamma_5 DT2_{it} \\ + \gamma_6 DSUB_{it} + \gamma_7 DYEAR_{it}$$

在此存活機率迴歸式中，廠商預期利潤 (π_{it}^*) 以及平均薪資 ($\ln W_{it}$)，其定義如前述。此處廠齡 ($\ln AGE_{it}$) 乃直接取廠商廠齡之對數值，廠商規模 ($\ln S_{it}$) 則是以廠商所雇用之員工或自營工作者以及家屬之總和來定義。¹¹ 廠商主

10 產出總額 = 廠商之營業收入 + 期末存貨 - 期出存貨 - 全年進貨成本 - 出售原材物燃料及兼銷貨品成本。

11 衡量廠商規模的指標有許多種，依照 Shepherd (1979) 的分類，大致可分為以下六種：資產總額，實質資本量，利潤，銷售額，附加價值，以及員工人數。在理論上附加價值是較

表 1：勞動需求函數之變數

變數	定 義
$\ln W$	平均實質薪資之對數值（以消費者物價指數平減）
$\ln Q$	生產總額之對數值（以躉售物價平減）
$\ln E$	電力支出對數值（以躉售物價指數平減）
$DORG1$	組織型態之虛擬變數 $DORG1=1$ 公司民營組織
$DORG2$	組織型態之虛擬變數 $DORG2=1$ 非公司民營組織
$DORG3$	組織型態之虛擬變數 $DORG3=1$ 公司公營組織
$DAGE1$	廠齡虛擬變數 $DAGFD1=1$ 1 年<廠齡<=2 年
$DAGE2$	廠齡虛擬變數 $DAGFD2=1$ 3 年<廠齡<=5 年
$DAGE3$	廠齡虛擬變數 $DAGFD3=1$ 6 年<廠齡<=10 年
$DAGE4$	廠齡虛擬變數 $DAGFD4=1$ 11 年<廠齡<=20 年
$DAGE5$	廠齡虛擬變數 $DAGFD5=1$ 廠齡>20 年
$DYEARj$	資料年度虛擬變數 ($j=1, 2$)
$DINDj$	產業虛擬變數 ($j=1, 2, \dots, 19$)

表 2：廠商存活迴歸式變數

變數	定 義
$\ln S$	廠商規模：廠商雇用人數之對數值
$\ln AGE$	廠齡之對數值
$\ln W$	平均實質工資對數值（以消費者物價平減）
$DT1$	代表經營型態之虛擬變數， $DT1=1$ 表主要生產方式為製造
$DT2$	代表經營型態之虛擬變數， $DT2=1$ 表主要生產方式為修配
$DSUB$	代表委外代工之虛擬變數， $DSUB=1$ 表有委外代工
$DYEAR$	代表時間之虛擬變數，若觀察值為 70 年之資料則 $Year=1$

要營業內容—製造、修配或代客加工，是以兩個虛擬變數 ($DT1, DT2$) 來區分。廠商規模、廠齡、以及廠商主要營業內容等變數，係用以反應廠商成本

佳的指標，但資料不易取得。而利潤資料，由於廠商往往為了逃避租稅而低報，造成分析偏誤。至於資產總額，實質資本量，銷售額，若沒有考慮到折舊或物價上漲等因素，則往往會使其帳面價值失真；而員工人數，將不會有上述的缺點存在，且較不受時間空間因素的影響，更可廣泛運用跨期與國際間比較。

差異對廠商存活機率的影響。此外迴歸式亦納入委外加工 ($DSUB_{it}$) 之虛擬變數，此一變數包含兩個經濟涵義：其一為委外加工之廠商，其與代工者之間的關係為廠商將無法消化的訂單交給其代工工廠，形成一生產網絡，因此經營彈性較佳生產效率較高。其二為委外加工之廠商，亦可能因廠商本身技術水準無法與銷售系統配合，某部份之產品無法自行生產銷售，即廠商之產銷無法整合，因此需要委外代工，因此此類廠商經營效率不佳。此一變數對存活機率之影響，將隨著產業內委外代工廠商型態分配之不同而產生不同的影響。最後，迴歸式亦納入時間虛擬變數以區分來自不同年度之資料，藉以消除因時間不同，市場總體因素所造成各變數對廠商存活機率之偏誤。

表 3：模型內各自變數之年度平均值

變數名稱	年 度		
	70	75	80
廠商規模	25.23	21.43	16.59
平均薪資	87.99	116.37	169.54
生產總額	14,245.27	26,805.21	25,096.23
生產電力費	458.24	355.96	613.08
廠商家數	90,179	111,929	138,571

* 表中數字為各變數取對數前之平均值，單位為人或元。

四、樣本自我選擇偏誤及修正之估計方法

根據前節所述，以 OLS 方法估計 (1') 式時，由於自我選擇性誤差將使其估計結果產生偏誤，而此偏誤的大小係視 (1') 式及 (2') 式的關聯性而定。因此，為了糾正此一偏誤；我們便須對 (1') 及 (2') 式以聯立方程式方式進行估計。¹² 由於尚有其他計量上的問題需要處理，本文乃採用 Heckman 的

12 一般而言，另一推估方法或是較具效率 (efficient) 的推估方法，乃是以 maximum likelihood 的方法對 (1') 及 (2') 式同時加以估計，以獲得 $\beta, \lambda, \rho, \sigma_v$ 的最佳不偏推定量。但由於本文模型的估計牽涉到其他計量上的問題，本文乃退而求其次以 Heckman 的二階段估計法，來推估 β 的不偏推定量。

二階段 (two-stage) 估計方法 (Maddala, 1991) 來進行估計。Heckman 二階段估計法的第一階段，是首先估計 (2') 式，並求得 $\hat{\gamma}$ 的估計值後，再用以求出糾正偏誤之 λ_{it} ¹³ 值 (mill ratio)。第二階段則是以所求出的 λ_{it} 值當作一自變數代入 (1') 式中以 OLS 估計，而所求得 β 值為各解釋變數對勞動需求之影響， λ_{it} 之係數則代表兩式間之相關性對勞動需求之影響。後者可藉以判斷樣本之自我選擇偏誤，是否對廠商勞動需求之估計有顯著影響以及影響方向及規模。

除了考慮因自我選擇性誤差所造成的估計偏誤外，在估計式 (1') 的勞動需求函數時仍有二個計量上可能發生的問題需要加以檢視及處理。首先，式 (1') 中的誤差項因包含不可觀察到的廠商特質，因此很可能與迴歸式中的自變數互相關聯，而違反了誤差項與自變數互相獨立的古典假設，而產生估計偏誤。此一偏誤將使得 OLS 模型所估計而得的產出彈性偏低 (bias toward zero) 工資彈性偏高 (bias away from zero)。¹⁴ 換言之，因為使用廠商個別資料，其中的廠商特性與產出變數之間的關聯，將使 OLS 方法高估廠商對工資變化所做的調整，低估了廠商對產出變化的反應。

欲糾正此一偏誤，可以組內 (within) 方式或差分 (difference) 方式來估計。其基本的原理，前者是將迴歸式中的各項變數，減去廠商本身各年的平均數而以“離均量”作為迴歸資料，後者則是將各變數以二年或多年間之差距，來代替各變數的絕對水準。由於廠商特性 u_i 是不隨時間變動的，因此上述二方法均可將 u_i 從誤差項中減去，使得 (1') 式中僅剩隨機誤差項，從

13 其計算公式參見附錄 1 之 (A3) 式。

14 具體而言，若我們考慮到誤差項中之廠商特性與自變數之間的關聯，以一簡單 OLS 迴歸模型所推估的係數，將因聯立誤差 (simultaneity bias) 而產生偏誤。若取 OLS 估計量之機率極限值 (probability limit) 可得： $\text{plim}(\beta_{OLS}) = \beta + \frac{\text{Cov}(u_i, X_{it})}{\sigma_x^2}$ 。其中 β 是實際值，

第二項乃是因 u_i 與自變數 X_{it} 互相關聯所產生的誤差。由於一個較有效率廠商其產出較大 (Q_{it} 較大) 而所需投入較少 (L_{it} 較少) 亦即 u_{it} 較低，因此 $\text{Cov}(u_i, Q_{it}) < 0$ 。而一個較有效率的廠商通常其勞工生產力較高 (工資較高)，因此 $\text{Cov}(u_i, W_{it}) < 0$ 。而由上式可知，此一偏誤將在 OLS 所推估出的產出係數及工資係數中，產生一負向的偏誤 (negative bias)，而使得 OLS 所估計而得的產出彈性偏低 (bias toward zero) 工資彈性過高 (bias away from zero)。

而去除了誤差項自變數之間的關聯。由於以“within”方法估計時，可能將會使得產出變數中的衡量誤差問題更趨嚴重，而產生偏低的估計值（Griliches and Hausman, 1986）。因此文中勞動需求的推估乃使用差分法，將式（1'）取 5 年差分（5th-difference）後，得到如下之估計式：¹⁵

$$(5) \quad \ln L_{it+5} - \ln L_{it} = \beta'_0 + \beta'_w(\ln W_{it+5} - \ln W_{it}) + \beta'_E(\ln E_{it+5} - \ln E_{it}) \\ + \beta'_q(\ln Q_{it+5} - \ln Q_{it}) + (\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it})$$

5 年的差分後新的誤差項（ $\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it}$ ），將和新的自變數之間互相獨立，解決了因誤差項和迴歸式中的自變數間的互相關聯產生的聯立性偏誤。

雖然差分法與組內離均差之處理方式一樣，會使產出變數中的衡量誤差問題更趨嚴重，且無法直接估計工資變數對勞動需求數量之影響，僅可估計五年間工資變化對對應期間內勞動需求數量變化之影響。但由於本文所取之資料為相較長期間之差分，可減輕上述衡量誤差之擴大效果，由於所使用之資料均取對數值，因此所估計之係數即為彈性值，不受上述限制所影響。但做此一處理後，自我性選擇偏誤仍然存在。因為就業水準的成長（ $\ln L_{it+5} - \ln L_{it}$ ），仍然受限於廠商在此 5 年間的存活。若仍以 Heckman 的二階段估計方法（Maddala, 1983）來推估，則 5 年差分的勞動需求函數可表示如下：¹⁶

$$(6) \quad E(\ln L_{it+5} - \ln L_{it} | d_{it+5} = 1, d_{it} = 1) \\ = (X_{it+5} - X_{it})\beta + E(\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it} | \delta_{it+5} \geq Z_{it+5}\gamma, \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma) \\ = (X_{it+5} - X_{it})\beta + \rho(\sigma_\varepsilon/\sigma_\delta)(\lambda_{it+5} - \lambda_{it})。$$

此 5 年差分函數的推估，仍是先以 probit 模型推估出式（2'）中的 $\tilde{\gamma}$ 係數，然後估算各廠商之 λ_{it+5} 及 λ_{it} （根據附錄 1 中（A3）式）。最後以所得之 λ_{it+5} 及 λ_{it} 代入（6）式，並以 OLS 方法估計而得 β 之不偏一致推定量。此處值得一

15 由本文所使用的是相隔 5 年的普查資料，因此取 5 年差分。例如（民國 75 年—民國 70 年），在每一差分資料群中，包含了所有在兩年度中均有營運實績的廠商。

16 其詳細之數學證明及推算請參閱附註 2。為簡化符號式中以 X 代表式（5）中各自變數組成之自變數向量。

提的是,如果 5 年差分的隨機誤差 ($\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it}$) 與廠商的退出決策中的隨機誤差 δ_{it} 互相獨立 ($Cov(\varepsilon_{it}, \delta_{it})=0$),則經過 5 年差分處理後,自我選擇性誤差亦可被剔除。亦即以 Heckman 的二階段法加以推估後, λ_{it} 之 5 年差分值的估計係數將不顯著。

第二個可能造成 (1') 式中,誤差項與迴歸式中的自變數互相關聯,是產出變數中潛在的衡量誤差 (measurement error) 問題。其所以值得關切,是因為若此衡量誤差存在,則以低階差分資料方式來估計需求函數時,可能會將時間序列 (temporal) 的隨機變化 (δ_{it}) 效果加強,而使衡量誤差所帶來的偏誤更為嚴重 (Griliches and Hausman, 1986)。因此使用時間序列的差分資料 (differencing data) 時,便需對變數中可能產生的衡量誤差加以控制。

在實證文獻中,由於變數中衡量誤差的控制及其影響需要靠額外的資訊來判斷,因此在有關的實證研究中,尚未有完整及一致性的處理方式 (Griliches and Hausman, 1986)。而在本文的實證模型當中,極有可能產生衡量誤差的變數是產出變數。產生衡量誤差的來源,是由於計劃性產出 (planned output) 與實際產出 (realized output) 之間的隨機誤差。¹⁷ 為了解決因衡量誤差所造成的偏誤,本文是以與取差分年度不同的第三個樣本年度中廠商的實際資本使用量作為工具變數 (instrumental variable)。例如若取差分之資料為民國 75 及 70 年,則以該廠商民國 80 年之實際運用資產作為工具變數來取代產出變數,以解決因誤差項與產出變數之間的相關性。

綜合而言,在估計廠商階段的勞動需求函數時,為了處理因廠商異質性,及可能在產出變數中出現的衡量誤差效果造成誤差項與產出變數相關聯而導致的估計偏誤,可以差分模型 (difference model) 加上工具變數 (instrumental variable) 來處理。而由於廠商的退出決策所產生的自我選擇性偏誤,則以 Heckman 的二階段估計法加以糾正。

17 若兩產出數量間具有以下之關係： $Q_{it} = Q_{it}^* + V_{it}$ 。其中, Q_{it} 是實際產出的對數值, Q_{it}^* 是計劃產出的對數值,而 V_{it} 是隨機誤差。則在估計時使用廠商實際產出資料將產生偏誤,可表示如下： $\ln L_{it} = X_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it} = X_{it}\beta + u_i + (\varepsilon_{it} - \beta V_{it}) = X_{it}\beta + u_i + \varepsilon'_{it}$ 。而 ε_{it} 與 X_{it} 互相關連將使誤差項違反古典假設。

五、估計結果

需求函數的實證結果可分為二大部分：第一部分是使用所有廠商資料推估製造業整體的勞動需求函數；第二部分則是個別產業勞動需求函數的推估。兩組推估結果均包含了 OLS 模型、差分模型 (DF)、及工具變數 (IV) 模型，此處所謂的工具變數模型，乃是差分模型中加入工具變數後之估計結果。而每一模型則分別以 OLS 及二階段最小平方法 (亦即納入自我選擇誤差項) 估計。有關製造業整體及個別產業的勞動需求函數中，三種模型對工資及產出彈性的簡單估計結果詳列於表 4，Heckman 二階段估計結果則列於表 5。而勞動需求模型中，用以估計自我選擇誤差項之廠商存活機率函數的估計結果，則列於附表 1 中。

1. 製造業整體估計結果

製造業整體之工資彈性與產出彈性估計結果列於在表 4 及表 5 中之第一列，¹⁸ 首先比較 OLS、差分方法 (DF)、及工具變數 (IV) 模型的估計結果：¹⁹ 表 4 中所列之產出彈性估計結果，OLS 估計結果為 0.779，差分法估計結果為 0.659，IV 模型估計結果為 0.830。顯示以差分方法除去廠商特性後，所得之產出彈性較 OLS 結果為低，²⁰ 此乃因使用差分方法，導致衡量偏誤加大的結果與 Griliches and Hausman (1986) 之討論及預期一致。而以工具變數修正此一衡量偏誤後，所得之產出彈性較 OLS 及差分估計結果均提高。換言之，勞動需求函數的推估，受到產出變數的衡量誤差影響顯著。若比較工資彈性的 IV 及 OLS 估計結果，我們可發現，廠商的工資彈性和產出彈性有類似的趨勢。表 4 中之工資彈性估計結果，分別為 OLS -0.621，差分估計結果 -0.538，IV 估計結果 -0.649，顯示在工資變數中亦有衡量誤差

18 有關製造業整體各迴歸模型的完整估計結果分別列於附表 2、3 中。

19 OLS 模型使用之樣本數為 300,874、而其餘差分及差分加工具變數模型所使用之樣本數為 68,660。

20 由於是取 5 年差分，故影響並不十分嚴重。

表 4：各產業勞動需求函數之工資及產出彈性簡單估計結果

	工資彈性			產量彈性		
	OLS	DF	IV	OLS	DF	IV
製造業整體	-0.621*** (0.002)	-0.538*** (0.004)	-0.649*** (0.010)	0.779*** (0.001)	0.659*** (0.002)	0.830*** (0.014)
食品飲料製造業	-0.578*** (0.008)	-0.497*** (0.014)	-0.656*** (0.022)	0.684*** (0.003)	0.628*** (0.006)	0.804*** (0.020)
紡織業	-0.624*** (0.010)	-0.563*** (0.019)	-0.890*** (0.117)	0.799*** (0.003)	0.634*** (0.012)	1.277*** (0.224)
成衣及服飾品製造業	-0.658*** (0.020)	-0.511*** (0.055)	-0.739*** (0.083)	0.854*** (0.007)	0.476*** (0.031)	0.975*** (0.104)
皮革、毛皮及其製品製造業	-0.720*** (0.013)	-0.615*** (0.028)	-0.768*** (0.065)	0.879*** (0.005)	0.653*** (0.016)	0.940*** (0.111)
木竹藤柳及其製品製造業	-0.615*** (0.011)	-0.365*** (0.021)	-0.492*** (0.029)	0.762*** (0.004)	0.489*** (0.012)	0.730*** (0.034)
紙與紙製品之製造及印刷業	-0.689*** (0.022)	-0.581*** (0.052)	-1.591*** (2.572)	0.865*** (0.007)	0.633*** (0.029)	2.160*** (3.885)
化學材料製造業	-0.615*** (0.008)	-0.514*** (0.015)	-0.595*** (0.027)	0.778*** (0.003)	0.514*** (0.015)	0.863*** (0.031)
化學製品製造業	-0.563*** (0.007)	-0.445*** (0.013)	-0.593*** (0.035)	0.733*** (0.003)	0.520*** (0.008)	0.793*** (0.060)
石油及煤製品製造業	-0.551*** (0.027)	-0.507*** (0.049)	-0.636*** (0.081)	0.690*** (0.008)	0.595*** (0.029)	0.651*** (0.116)
橡膠製品製造業	-0.651*** (0.018)	-0.497*** (0.033)	-0.633*** (0.080)	0.841*** (0.006)	0.597*** (0.020)	0.888*** (0.123)
塑膠製品製造業	-0.661*** (0.008)	-0.542*** (0.014)	-0.748*** (0.139)	0.830*** (0.003)	0.609*** (0.009)	0.982*** (0.252)
非金屬礦物製造業	-0.642*** (0.011)	-0.504*** (0.019)	-0.623*** (0.052)	0.780*** (0.004)	0.564*** (0.011)	0.833*** (0.089)
金屬基本工業	-0.463*** (0.015)	-0.462*** (0.033)	-0.506*** (0.058)	0.662*** (0.004)	0.509*** (0.017)	0.655*** (0.077)
金屬製品製造業	-0.577*** (0.004)	-0.550*** (0.010)	-0.617*** (0.020)	0.762*** (0.002)	0.746*** (0.040)	0.852*** (0.023)
機械設備製造修配業	-0.585*** (0.007)	-0.481*** (0.013)	-0.624*** (0.056)	0.774*** (0.003)	0.545*** (0.008)	0.871*** (0.060)
電力及電子機械器材製造修配業	-0.709*** (0.008)	-0.611*** (0.017)	-0.709*** (0.030)	0.829*** (0.003)	0.648*** (0.010)	0.851*** (0.050)
運輸工具製造修配業	-0.646*** (0.011)	-0.619*** (0.023)	-0.994*** (0.119)	0.798*** (0.004)	0.650*** (0.014)	1.214*** (0.151)
精密器械製造業	-0.671*** (0.022)	-0.498*** (0.041)	-0.524*** (0.082)	0.822*** (0.007)	0.606*** (0.024)	0.845*** (0.123)
雜項工業製品製造業	-0.679*** (0.010)	-0.570*** (0.020)	-0.629*** (0.041)	0.810*** (0.003)	0.617*** (0.012)	0.762*** (0.071)

註：1. 括號內之數值為標準誤差 (standard error)。

2. ***表在 1%顯著水準之下顯著異於零。

3. **表在 5%顯著水準之下顯著異於零。

存在。

若加入樣本自我選擇誤差項 (λ_{it}) 的調整，由表 5 之估計結果可發現，加入誤差調整項後產出彈性之估計值均較簡單迴歸估計值低：OLS 為 0.765，差分估計結果為 0.460，IV 估計結果為 0.722。顯示去除樣本選擇偏誤以及控制其他偏誤後，廠商實際的產出彈性應為 0.722。若觀察工資彈性，則亦如預期結果，加入調整項後之估計值，較簡單迴歸結果為低（OLS 為 -0.584，差分估計結果為 -0.380，IV 估計結果為 -0.535）。此一結果顯示，樣本中因廠商進出所導致之樣本選擇偏誤顯著，而應加以控制。

根據表 5 之估計結果可知，製造業廠商之產出彈性在調整過各種誤差後之不偏估計值應為 0.722（差分加工具變數並加入 λ 調整項調整後之估計結果），而工資彈性為 -0.535。顯示整體而言，廠商對市場需求變化之調整頗為顯著，但對於工資變化之調整則較為保守。而產出彈性亦反應了平均製造業之勞動使用規模，仍有模報酬遞增之現象，此一結果與文獻中之估計結果頗為接近：根據 Hamermesh (1993, p.294, p.103) 中歸納其所收錄之各實證研究，平均產出彈性為 0.83 平均工資彈性為 -0.45。

在此兩組估計結果當中，另一較重要的係數是自我選擇誤差調整項 λ_{it} 的係數，根據附表 3 之估計結果顯示為正且顯著。若此估計係數若為正，表示勞動需求函數中之隨機誤差項與廠商退出決策之間的關聯為正， $Cov(\varepsilon_{it}, \tau_{it}) > 0$ ，²¹ 當市場需求波動使廠商獲利率增加時而提高廠商存活機率時，生產者平均勞動需求亦隨之增加。而且此一效果大於同期內因生產力提昇所減省之勞動需求效果，亦即廠商勞動的需求對市場條件隨機變化的調整規模較大。反之，若估計係數若為負，表示勞動需求廠商勞動的需求對樣本廠商組成改變所造成之勞動需求下降效果的調整規模較大。

最後，根據附表中所列其餘變數迴歸結果顯示，代表廠商使用資本成本之變數，如電力成本係數為顯著正值，表示電力與勞動之使用為互補之因素。

21 如前所述，此係數係代表需求函數與廠商退出決策之關聯性大小。而其大小及方向則依兩誤差項中廠商特質部分的關聯性 $Cov(a_i, \delta_{it}) < 0$ ，及兩隨機誤差項之間的關聯性 $Cov(\varepsilon_{it}, \delta_{it}) > 0$ 而定。

表 5：各產業勞動需求函數之工資及產出彈性二階段估計結果

	工資彈性			產量彈性			誤差調整項(λ_{it})		
	OLS	DF	IV	OLS	DF	IV	OLS	DF	IV
製造業整體	-0.584*** (0.002)	-0.380*** (0.004)	-0.535*** (0.010)	0.765*** (0.001)	0.460*** (0.002)	0.722*** (0.014)	0.022*** (0.002)	0.033*** (0.004)	0.022*** (0.004)
食品飲料製造業	-0.504*** (0.011)	-0.299*** (0.016)	-0.441*** (0.023)	0.639*** (0.004)	0.311*** (0.010)	0.572*** (0.029)	0.015*** (0.006)	0.136*** (0.016)	0.084*** (0.019)
紡織業	-0.614*** (0.015)	-0.366*** (0.036)	-0.480*** (0.045)	0.804*** (0.005)	0.500*** (0.211)	0.717*** (0.052)	0.044*** (0.009)	-0.007 (0.014)	-0.001 (0.015)
成衣及服飾品製造業	-0.658*** (0.020)	-0.511*** (0.055)	-0.739*** (0.083)	0.854*** (0.007)	0.476*** (0.031)	0.975*** (0.104)	-0.025** (0.013)	0.127*** (0.037)	0.105** (0.048)
皮革、毛皮及其製品製造業	-0.689*** (0.032)	-0.518*** (0.102)	-0.670*** (0.121)	0.873*** (0.011)	0.503*** (0.051)	0.670*** (0.121)	0.055** (0.021)	0.054 (0.066)	0.023 (0.071)
木竹藤柳及其製品製造業	-0.615*** (0.011)	-0.365*** (0.021)	-0.492*** (0.029)	0.762*** (0.004)	0.489*** (0.012)	0.730*** (0.034)	0.011 (0.006)	0.071*** (0.013)	0.053*** (0.014)
紙與紙製品之製造及印刷業	-0.521*** (0.011)	-0.381*** (0.020)	-0.512*** (0.031)	0.719*** (0.004)	0.455*** (0.013)	0.679*** (0.040)	0.003 (0.006)	0.044*** (0.011)	0.031** (0.012)
化學材料製造業	-0.516*** (0.039)	-0.422*** (0.088)	-0.516*** (0.115)	0.670*** (0.012)	0.425*** (0.049)	0.586*** (0.131)	0.063*** (0.021)	-0.034 (0.056)	-0.066 (0.299)
化學製品製造業	-0.530*** (0.027)	-0.296*** (0.045)	-0.596*** (0.086)	0.699*** (0.010)	0.389*** (0.024)	0.796*** (0.096)	-0.024 (0.016)	-0.006 (0.031)	-0.010 (0.788)
石油及煤製品製造業	-0.546*** (0.164)	-0.558*** (0.395)	-0.212*** (1.547)	0.648*** (0.045)	-0.014*** (0.384)	2.577*** (5.312)	0.085 (0.094)	0.544 (0.384)	0.770 (1.421)
橡膠製品製造業	-0.599*** (0.025)	-0.403*** (0.055)	-0.602*** (0.081)	0.836*** (0.009)	0.490*** (0.034)	0.900*** (0.109)	0.036*** (0.014)	0.032 (0.039)	0.012 (0.046)
塑膠製品製造業	-0.641*** (0.012)	-0.460*** (0.025)	-0.630*** (0.035)	0.824*** (0.004)	0.513*** (0.015)	0.974*** (0.039)	0.054*** (0.007)	-0.069*** (0.018)	-0.035*** (0.020)
非金屬礦物製造業	-0.567*** (0.018)	-0.352*** (0.032)	-0.496*** (0.046)	0.775*** (0.006)	0.422*** (0.019)	0.754*** (0.072)	0.013 (0.011)	0.052** (0.024)	0.056** (0.027)
金屬基本工業	-0.410*** (0.022)	-0.358*** (0.069)	-0.464*** (0.087)	0.663*** (0.007)	0.412*** (0.042)	0.703*** (0.129)	0.123*** (0.014)	0.204*** (0.075)	0.097 (0.093)
金屬製品製造業	-0.530*** (0.006)	-0.383*** (0.016)	-0.509*** (0.022)	0.723*** (0.003)	0.506*** (0.010)	0.707*** (0.024)	0.000 (0.003)	-0.021** (0.010)	-0.024** (0.010)
機械設備製造修配業	-0.540*** (0.010)	-0.353*** (0.021)	-0.518*** (0.032)	0.764*** (0.004)	0.455*** (0.013)	0.751*** (0.042)	0.013** (0.006)	0.046*** (0.013)	0.033** (0.015)
電力及電子機械器材製造修配業	-0.712*** (0.014)	-0.511*** (0.032)	-0.663*** (0.039)	0.833 (0.004)	0.547*** (0.018)	0.767*** (0.043)	0.017** (0.008)	0.091*** (0.024)	0.078*** (0.025)
運輸工具製造修配業	-0.610*** (0.017)	-0.402*** (0.042)	-0.899*** (0.111)	0.782*** (0.006)	0.554*** (0.025)	1.133*** (0.117)	0.011 (0.010)	0.104*** (0.027)	0.049 (0.038)
精密器械製造業	-0.590*** (0.034)	-0.398*** (0.093)	-0.442*** (0.100)	0.800*** (0.012)	0.552*** (0.047)	0.666*** (0.099)	-0.002 (0.019)	0.110 (0.066)	0.112 (0.068)
雜項工業製品製造業	-0.647*** (0.015)	-0.408*** (0.038)	-0.496*** (0.049)	0.785*** (0.006)	0.492*** (0.022)	0.657*** (0.060)	0.047*** (0.010)	0.101*** (0.026)	0.081*** (0.028)

註：1. 括號內之數值為標準誤差 (standard error)。

2. ***表在 1%顯著水準之下顯著異於零。

3. **表在 5%顯著水準之下顯著異於零。

亦即電力使用愈多之廠商其勞動需求亦愈高，惟此一互補性並不高 (0.160)。而產業組織變數係數則顯示，公營企業比重較大的產業，其廠商之勞動需求水準較一般產業為高。而公司與非公司之廠商相較，則是公司組織之勞動需求較少。而有關廠齡之迴歸結果，則顯示與進入之第一年比較，隨著廠商經營年數的增加，其勞動需求下降，但當廠齡繼續增加到 10 年以上，則其勞動需求反而會增加。此一結果顯示，廠齡在 10 年以內之廠商，隨著廠齡增加，經營管理經驗之累積，促使廠商勞動使用效率提升，而減少其勞動使用之數量，惟減少幅度極微（自 -0.017 至 -0.003 ）。但廠齡 10 年以上之廠商，一般而言，生產技術已固定，同時規模亦較大，故其勞動節省效果較不顯著，勞動需求較新進廠商為高。而各產業別虛擬變數顯著之係數，則表示產業之間勞動需求有明顯之差異，有進一步加以探討之必要。

2. 個別產業勞動需求估計結果

基本上，個別產業勞動需求的簡單迴歸結果（表 4），以及加入自我選擇誤差項之調整後之估計結果（表 5），與製造業整體之估計結果趨勢仍然一致。亦即在調整自我選擇性誤差後之產量彈性較 OLS 估計結果為低，而工資彈性較 OLS 估計之結果高。在三種估計方式中，調整廠商特性及衡量誤差後之結果亦如預期中之方向修正，因此在估計台灣製造業個別產業之勞動需求函數時，文中所提及之各種可能產生之估計偏誤亦不能忽視。

根據表 5，在調整各種誤差後之產出彈性估計值，可以工具變數 (IV) 模型之二階段估計結果代表之。比較各業之估計結果可得個別產業之產出彈性約介於 0.572 至 2.577 之間。若以固定規模報酬（產出彈性 = 1）為分界點，可發現產出彈性大於 1 者為石油及煤製品製造業以及運輸工具製造修配業。其中石油及煤製品製造業為公營型態之企業比重較高之產業，其產出彈性為 2.577，顯示其勞動使用已有很明顯之規模報酬遞減現象，由於此一產業生產者之間差異極大，因此估計結果之標準誤差 (standard error) 極大，導致估計係數亦不顯著。而運輸工具製造業（產出彈性 1.133），亦有輕微的規模報酬遞減現象。

其次，在產量彈性小於 1 的產業中，以成衣製造業 (0.975)、橡膠製品業

(0.900)，最接近固定規模報酬。顯示此二產業發展已趨成熟階段，廠商雇用勞動之變化，係根據產出作相等規模之調整。而其餘產業約有 9 個產業其產出彈性在 0.7 以上，有 4 個產業在 0.6 以上，產出彈性較低的產業，則為食品飲料業 (0.572)，化學材料製造業 (0.586)。此結果顯示，台灣製造業多數產業之勞動使用，仍普遍存在規模報酬遞增之情形，亦即生產規模（以雇用勞動而言）仍嫌小。若增加勞動之雇用，可得生產規模報酬遞增之效果，相信極可能是台灣製造業以中小企業為主之經營方式所致。因此在大多數之產業中，若能輔助中小企業適度擴張勞動使用規模，在現有的資本投入水準下，廠商仍能享有規模經濟之成果。由於中小企業配合勞動使用之資本取得較為困難，而實證結果亦隱含機器設備使用，為勞動投入之互補因素，故此亦為廠商規模普遍無法擴充之原因，因此如何解決此一實務上困難，則為未來中小廠商成長之關鍵。

其次觀察各產業之工資彈性，根據表 5，工具變數模型 ($IV + \lambda$) 估計結果顯示，各產業之工資彈性均介於 -0.441 至 -0.899 之間。其中以石油及煤製品製造業之工資彈性為最低 (-0.212) 且不顯著，此乃因其主要以公營企業為主之故。而在其餘產業中，仍以運輸工具製造修配業之工資彈性最高 (-0.899)，其次為成衣製造業 (-0.739)。而工資彈性較低的產業，則為食品飲料製造業 (-0.441)、精密器械製造業 (-0.441)、基本金屬製造業 (-0.464)、紡織業 (-0.480)，這些產業均為資本投資較密集的產業，因此其工資彈性較低。

反之，若市場工資上漲，以勞力密集生產方式為主之產業，其調整雇用勞動的規模亦較大。例如成衣製造業、塑膠製品、橡膠製品、皮革業、電子電器製造業等，其工資彈性均在 -0.6 左右，略高於製造業整體之工資彈性 (-0.535)。因此近年來在台灣工資不斷上漲之下，這些產業之勞動就業將受到顯著之影響，而政府任何影響工資之勞動政策，亦將對這些產業的衝擊較為顯著。此亦為近年來這些產業之生產者多將生產轉往大陸之因素之一。

若觀察自我選擇誤差項之估計係數可知，20 產業中有 13 個產業為顯著正值，6 個產業為顯著負值。顯示大多數之產業勞動需求與廠商存活之間的關聯性以反應市場變化比重較大(即 $Cov(\varepsilon_{it}, \eta_{it}) > 0$)。而廠商間的成本差異效

果，則在紡織業、化學材料製造、化學製品製造、塑膠製品製造、金屬基本業、及金屬製品製造業中較為重要 ($Cov(u_i, \delta_{it}) < 0$)。表示在這些產業中，存活廠商與失敗廠商之間的差異較顯著，而廠商間由於其廠商特質之差異，造成其勞動需求亦有顯著之差異，亦即勞動需求的調整係受廠商成本結構所左右。此一結果之政策涵意則是若政府之勞動政策會對不同成本結構的廠商有不同程度之衝擊，則此類政策將對整個產業勞動就業調整型態有顯著之影響。

綜合而言，台灣製造業廠商勞動需求彈性的估計結果顯示，由於製造業廠商以中小企業居多，勞動需求使用仍有規模報酬遞增之現象，工資彈性雖較產出彈性小但亦頗為顯著。由於廠商進入退出所導致之樣本自我選擇誤差，廠商間之異質性及產出變數之衡量誤差，對勞動需求之估計均有顯著之影響應加以控制。個別產業的修正估計結果，顯示各產業中，如成衣、橡膠等發展較成熟之傳統產業，其勞動之使用已接近固定規模報酬，其餘各產業仍有程度不同之規模報酬遞增現象。反之，以公營企業為主要生產者之產業，勞動使用則已達模報酬遞減階段。而各業中以勞力密集產業之工資彈性較大，因此工資上漲將對這些產業內之就業產生較大之衝擊。而值得一提的是，大多數產業勞動需求的調整，仍以市場隨機因素影響為主，但在紡織、化學、金屬等產業中，則受廠商間異質性造成之影響較大。

七、結論

根據文獻中有關廠商勞動需求函數的估計結果，可歸納出利用廠商個別資料的實證研究的三個特點：第一，其所推估而得的需求彈性（包括工資彈性及產出彈性），通常較使用加總的資料所得的估計結果為高（絕對值）。²² 第二，由於使用個別廠商資料推估需求彈性時多半針對某一產業，因此所獲

22 例如 Mairesse 及 Dormont (1985)，Blanchflower，Milward 及 Oswald (1991)，分別使用法國、西德及英國的製造業廠商別資料，所估計的工資彈性較一般使用產業加總資料所得的平均估計值為高 (Hamermesh, 1993)。

得結果常由於產業間的差異而不具一般性，不同產業所得之估計亦相差很大 (Hamermesh, 1993, pp.99-101)。第三，大多數勞動需求的實證結果均得到廠商在勞動使用上具規模報酬遞增的結論，此可能與多數實證研究均未考慮到技術變動的影響所致 (Hamermesh, 1993)。而本文利用廠商個別資料估計結果，克服了文獻中使用加總資料的缺點，所估計之勞動需求彈性具有更正確及更廣泛之經濟涵意，且修正後之估計結果，與文獻中使用廠商資料所得之結論頗具一致性。

台灣製造業廠商別勞動需求函數的推估，對各產業內生產者之勞動雇用型態提供了基本的描述，而估計結果亦顯示，產業之間的差異性，廠商之間的異質性以及廠商的退出選擇，均是影響產業勞動需求的重要因素。因此，不論政府在制訂勞動需求政策預測產業的勞動需求調整時，均應進一步考慮到這些差異性，以及在不同產業中可能產生之不同政策效果。

然而文中對勞動需求的估計，尚有若干值得改進之處，例如生產者之生產調整因各產業或個別之調整成本將有所不同，將造成其調整或反應之速度會有所差異。廠商進出所造成的影響規模，亦會因各業之進出套牢成本 (sunk cost) 之大小而有所差異。其次，勞動需求的調整可分為雇用人數以及工時 (working hour) 之調整二種型態，不同的調整方式對產業之就業水準亦會有不同之影響。而生產者對於不同技術水準 (skilled level) 工人之需求的調整，亦將影響勞動市場之需求結構。為進一步探討這些問題，最基本之要求仍需有適合之廠商資料作為基礎，此亦為本文最大之受限之處，有待進一步嘗試解決，如此，將對廠商之勞動需求有更正確之認識。

參考資料

李庸三、黃國樞

1987 〈臺灣製造業部門勞動需求〉。台北：臺灣人力資源會議論文。

吳淑麗

1988 〈臺灣地區各產業勞動需求之實證研究〉，《台灣銀行季刊》，39 卷 1 期，298-361。

林祖嘉、方世調

1992 〈台北市紡織業與食品業廠商存活期間之分析〉，《經濟論文》，20(1)，59-91。

林惠玲

1993 〈廠商退出率與存活時間之計量模型——臺灣電力及電子機械器材製造業的驗證〉，《經濟論文叢刊》，21(4)，411-440。

侯家駒

1979 〈要素價格與勞動需求之研究〉。台北：臺灣人力資源會議論文。

胡名雯、薛琦

1992 〈中小企業生產特性與效率之研究：臺灣製造業之分析〉，《淡江大學第一屆產業經濟學術研討會論文集》，頁 104-144。

柯勝揮、劉祥熹、楊秀玲、陳淑津

1990 〈國內紡織工業中短期發展策略之研究——因應勞工缺乏之道〉。台北：經濟部產業展諮員詢委員會。

許振明

1988 〈製造業存貨變動與勞動需求〉，《經濟論文叢刊》，16(2)，285-301。

陳肇男

1985 〈臺灣地區電子業廠商之加入退出與成長〉，《經濟論文》，13(1)，47-83。

鄭凱方、劉錦添

1992 〈臺灣製造業廠商的成長——1981 至 1986 年〉，《淡江大學第一屆產業經濟學術研討會論文集》，頁 145-182。台北。

行政院主計處

《臺閩地區工商普查報告》：民國七十年、民國七十五年、民國八十年。台北。

Dunne, Timothy and Mark J. Roberts

1991 "The Duration of Employment Positions in U.S. Manufacturing", *The Review of Economics and Statistics*.

Dunne, Timothy, Mark J. Roberts, and Larry Samuelson

1989 "Plant Turnover and Gross Employment Flows in the U.S. Manufacturing Sector", *The Journal of Labor Economics* 7: 48-71.

Ehrenberg, Ronald G. and Robert S. Smith

1991 "Modern Labor Economics: Theory and Public Policy", Harper Collins Publishers.

Griliches, Zvi and V. Ringstad

1971 "Economies of Scale and the Form of the Production Function", North-Holland.

- Griliches, Z. and J. Hausman
1986 "Errors in Variables in Panel Data", *Journal of Econometrics* 31: 93-118.
- Hamermesh, Daniel S.
1986 "Labor Demand in the Long Run", in O. Ashenfelter and R. Layard eds. *Handbook of Labor Economics*, 429-471.
- Hamermesh, Daniel S.
1993 *Labor Demand*. NJ: Princeton University Press.
- Heckman, J. James
1981 "Statistical Methods for Discrete Panel Data", in Charles F. Manski and Daniel McFadden eds. *Structure Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. The MIT Press.
- Jovanovic, Boyan
1982 "Selection and Evolution of Industry", in *Econometrica*, 50(3): 649-670.
- Kokkelenberg, Edward and Sang Nguyen
1989 "Modeling Technical Progress and Total Factor Productivity: A Plant-level Example", *Journal of Productivity Analysis* 1: 21-42.
- Maddala, G. S.
1991 "Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics", *Econometric Society Monographs*, No. 3, Cambridge University Press,.
- Mairesse, Jacques and Brigitte Dormont
1985 "Labor and Investment Demand at the Firm Level: A Comparison of French, German and U.S. Manufacturing, 1970-1976", *European Economic Review*, 28: 201-231.
- Olley, G. Steven and Ariel Pakes
1991 "The Dynamic of Production in the Telecommunication Equipment Industry", a working paper of Economic studied at the U.S. Census Bureau, October 1991.
- Roberts, Mark J. and Emmanuel Skoufias
1992 "Plant-Level Demands for Skilled and Unskilled Labor in the Colombian Manufacturing Sector", The Pennsylvania State University Working Paper.
- Sosin, Kim and Loretta Fairchild
1984 "Nonhomotheticity and Technological Bias in Production", *The Review of Econometrics and Statistics*, 66: 44-50.
- Tybout, James R.
1983 "Credit Rationing and Investment Behavior in a Developing Country", *The Review of Economics and Statistics*, 65(4): 598-607.
- Tybout, James R.
1984 "Interest Control and Credit Allocation in Developing Country", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 16(4): 474-487.

附註 1

由於 (1') 式中的就業水準乃是受限於廠商的經營決策，亦即當預期利潤不小於零，才可觀察到勞動需求：即 $E(\ln L_{it} | \pi_{it}^* \geq 0)$ 。因此，(1') 式事實上應詳加界定如下：

$$\begin{aligned} (A1) \quad E(\ln L_{it} | \pi_{it}^* \geq 0) &= E(\ln L_{it} | d_{it} = 1) \\ &= X_{it}\beta + E(\eta_{it} | d_{it} = 1) \\ &= X_{it}\beta + E(\eta_{it} | \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma) \end{aligned}$$

當 η_{it} 及 δ_{it} 並不互相獨立時，以 OLS 所估計而得的估計值，將會產生如 (A1) 式中第二項所顯示的估計誤差。若假設 η_{it} 及 δ_{it} 之間的關係為線性 (Gronau, 1974)： $\eta_{it} = (\rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\delta}}) \delta_{it} + V_{it}$ ，則此一誤差項可以表示如下：

$$\begin{aligned} (A2) \quad E(\eta_{it} | \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma) &= \rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\delta}} [E(\delta_{it} | \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma)] \\ &= \rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\delta}} [\int_{-Z_{it}\gamma}^{\infty} \delta_{it} f(\delta_{it}) d\delta_{it} / \int_{-Z_{it}\gamma}^{\infty} f(\delta_{it}) d\delta_{it}] \\ &= \rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\delta}} [\phi(-Z_{it}\gamma) / (1 - \Phi(-Z_{it}\gamma))]。 \end{aligned}$$

為了實證上的方便，可將 δ_{it} 的變異數標準化 (normalize)，使其等於 1 (Heckman, 1981)。並將 (A2) 式代入則 (A1) 式可改寫如下：

$$\begin{aligned} (A1') \quad E(\ln L_{it} | d_{it} = 1) &= X_{it}\beta + \rho \sigma_{\eta} / \sigma_{\delta} [\sigma_{\delta} \phi(-Z_{it}\tilde{\gamma}) / 1 - \Phi(Z_{it}\tilde{\gamma})] \\ &= X_{it}\beta + \rho \sigma_{\eta} [\phi(-Z_{it}\tilde{\gamma}) / (1 - \Phi(-Z_{it}\tilde{\gamma}))] \\ &= X_{it}\beta + \rho \sigma_{\eta} \lambda_{it} \end{aligned}$$

其中，(A3) $\lambda_{it} = \phi(-Z_{it}\tilde{\gamma}) / (1 - \Phi(-Z_{it}\tilde{\gamma}))$ ， $\tilde{\gamma} = \gamma / \sigma_{\delta}$ ， ϕ 及 Φ 各為常態分配的密度 (density) 及累積 (cumulative) 機率函數，而 ρ 為 η_{it} 及 δ_{it} 之間的相關係數 (correlation coefficient)。

而根據式 (A1') 則模型中所要推估的係數為 β ， $\tilde{\gamma}$ ，及 $\rho \sigma_{\eta}$ ，當 $\rho = 0$ 或

$Cov(\eta_{it}, \delta_{it})=0$ 時，由式 (A1') 可知，自我選擇性誤差將不存在。而此一偏誤的大小及方向係決定於 λ_{it} 的係數亦即 $Cov(\eta_{it}, \delta_{it})$ 的大小及符號。若再詳細加以分析則可發現可將 $Cov(\eta_{it}, \delta_{it})$ 分為二個部分，即 $Cov(u_i, \delta_{it})$ 及 $Cov(\varepsilon_{it}, \delta_{it})$ 。由於生產效率較高（高 δ_{it} ），勞動需求量較低（低 u_i ），因此 $Cov(u_i, \delta_{it}) < 0$ 。而當外來因素（exogenous shocks）使廠商的利潤較高時（ δ_{it} 較高），其產出較多，因此勞動需求亦較多（ ε_{it} 較高），因此 $Cov(\varepsilon_{it}, \delta_{it}) > 0$ 。根據以上分析，自我選擇性誤差將會導致勞動需求函數正向或負向的偏誤，則視此二關聯性大小而定。

附註 2

若我們取(5)式的期望值則可得之如下：

$$\begin{aligned} (A4) \quad & E(\ln L_{it+5} - \ln L_{it} | d_{it+5}=1, d_{it}=1) \\ &= (X_{it+5} - X_{it})\beta + E(\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it} | d_{it+5}=1, d_{it}=1) \\ &= (X_{it+5} - X_{it})\beta + E(\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it} | \delta_{it+5} \geq -Z_{it+5}\gamma, \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma) \end{aligned}$$

式中第二項是表示由於樣本選擇所帶來的估計誤差。此時為了解決此一問題仍須假設 ε_{it} 及 δ_{it} 間是呈線性關係： $\varepsilon_{it} = (\rho \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_\delta})\delta_{it} + V_{it}$ 。因此 $\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it} = \rho \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_\delta}(\delta_{it+5} - \delta_{it}) + (V_{it+5} - V_{it})$ ，而 (A4) 式中的誤差期望值可寫成：

$$\begin{aligned} (A5) \quad & E(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it+5} | \delta_{it+5} \geq -Z_{it+5}\gamma, \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma) \\ &= \rho \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_\delta} [E(\delta_{it+5} - \delta_{it} | \delta_{it+5} \geq -Z_{it+5}\gamma, \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma)] \\ &= \rho \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_\delta} \frac{\int_{-Z_{it+5}\gamma}^{\infty} \int_{-Z_{it}\gamma}^{\infty} (\delta_{it+5} - \delta_{it}) f(\delta_{it+5}, \delta_{it}) d\delta_{it+5} d\delta_{it}}{\int_{-Z_{it+5}\gamma}^{\infty} \int_{-Z_{it}\gamma}^{\infty} f(\delta_{it+5}, \delta_{it}) d\delta_{it+5} d\delta_{it}} \end{aligned}$$

若將 (A5) 式加以簡化則可改寫如下：

$$\begin{aligned} (A5') \quad & E(\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it} | \delta_{it+5} \geq -Z_{it+5}\gamma, \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma) \\ &= \rho \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_\delta} \cdot \left\{ \sigma_\delta \cdot \left[\frac{\phi(Z\tilde{\gamma}_{it+5})}{1 - \Phi(Z\tilde{\gamma}_{it+5})} - \frac{\phi(Z\tilde{\gamma}_{it})}{1 - \Phi(Z\tilde{\gamma}_{it})} \right] \right\} \end{aligned}$$

$$= \rho \sigma_{\varepsilon} (\lambda_{it+5} - \lambda_{it}) \circ$$

其中 λ 之定義如同式 (A3)，而 $\tilde{\gamma} = \gamma / \sigma_{\delta}$ 。若將 (A5') 代入 (A4) 式中則 5 年差分的勞動需求函數可表示如下：

$$\begin{aligned} \text{(A6)} \quad & E(\ln L_{it+5} - \ln L_{it} | d_{it+5} = 1, d_{it} = 1) \\ &= (X_{it+5} - X_{it})\beta + E(\varepsilon_{it+5} - \varepsilon_{it} | \delta_{it+5} \geq -Z_{it+5}\gamma, \delta_{it} \geq -Z_{it}\gamma) \\ &= (X_{it+5} - X_{it})\beta + \rho(\sigma_{\varepsilon}/\sigma_{\delta})(\lambda_{it+5} - \lambda_{it}) \circ \end{aligned}$$

附表 1：各業別廠商存活機率的 Priobit 估計結果

業別／解釋變數	$\ln S_{it}$	$\ln AGE_{it}$	$\ln W_{it}$	$DSUB_{it}$	DT_1	DT_2	$DYEAR$
11. 食品飲料	0.136*** (13.58)	0.070*** (5.03)	0.119*** (6.83)	0.214*** (5.00)	-0.519*** (-20.60)	—	0.132*** (-4.17)
13. 紡織業	0.090*** (10.95)	0.172*** (9.88)	0.125*** (6.33)	-0.077*** (-2.22)	-0.118 (-0.35)	—	-0.059** (-2.49)
14. 成衣	0.124*** (10.23)	0.105*** (4.11)	0.049 (1.62)	-0.025 (-0.48)	0.112*** (2.73)	—	0.073 (1.70)
15. 皮革皮鞋	0.009 (0.46)	0.180*** (4.38)	0.146*** (2.65)	-0.124 (-1.41)	0.395*** (5.11)	—	0.087 (1.23)
16. 木竹藤製品	0.113*** (9.89)	0.154*** (9.19)	0.088*** (3.85)	0.145*** (3.45)	0.179*** (4.97)	—	-0.514*** (-16.64)
17. 木竹藤家具	0.124*** (9.92)	0.072*** (3.54)	0.031 (1.19)	0.017 (0.34)	0.058 (1.27)	—	-0.328*** (-8.57)
18. 製紙業	0.125*** (7.12)	0.071*** (2.90)	0.052*** (1.47)	-0.141** (-2.10)	0.202*** (3.84)	—	-0.133*** (-2.92)
19. 印刷業	0.180*** (6.57)	0.155*** (3.03)	0.170*** (2.66)	0.080 (0.61)	0.334 (2.09)	—	-0.151 (-1.80)
21. 化學品	0.173*** (6.33)	0.149*** (3.98)	0.166*** (2.59)	0.080 (0.60)	0.312 (1.95)	—	-0.047 (-0.63)
22. 製藥化妝品	0.180*** (7.34)	0.180*** (6.87)	0.005 (-0.08)	-0.057 (-0.71)	0.480*** (3.68)	—	-187.100*** (-3.34)
23. 石油煉製	0.147 (1.57)	-0.346 (-0.21)	0.440 (1.75)	-0.426 (-0.98)	0.182 (0.26)	—	-0.718 (-0.24)
24. 橡膠製品	0.027 (1.39)	0.139*** (3.93)	0.043 (0.97)	-0.400 (-0.46)	0.492*** (6.67)	—	-0.061 (-1.03)
25. 塑膠製品	0.028*** (3.65)	0.166*** (11.22)	0.071*** (3.91)	-0.144*** (-3.55)	0.237*** (10.06)	—	-0.108*** (-4.21)
26. 非金屬礦物製造	0.120*** (10.56)	0.069*** (3.51)	0.078*** (3.53)	0.018 (0.38)	0.219*** (3.39)	—	-0.044 (-1.26)
27. 基本金屬製造	0.230*** (14.07)	0.060** (2.01)	0.080** (2.21)	0.072 (0.91)	0.150** (2.50)	—	0.055 (1.11)
28. 金屬製品製造	0.012 (1.77)	0.094*** (10.01)	0.067*** (5.67)	0.061** (2.34)	0.095*** (6.64)	0.069 (-0.15)	-0.003 (-0.16)
29. 機械設備製品	0.117*** (12.11)	0.095*** (6.98)	0.069*** (3.96)	-0.024 (-0.62)	0.136*** (5.12)	-0.174*** (-3.01)	0.067*** (2.71)
31. 電器電腦設備	0.189*** (22.15)	0.053*** (2.79)	0.062*** (3.00)	0.136*** (3.56)	0.191*** (5.29)	0.148 (1.22)	0.012 (0.39)
32. 運輸設備	0.177*** (13.53)	0.095*** (4.27)	0.015 (-0.52)	0.112** (2.03)	0.169*** (3.84)	0.354*** (6.21)	-0.017 (-0.43)
33. 精密器械	0.187*** (7.77)	0.119** (2.42)	0.039 (0.64)	0.013 (0.12)	0.056 (0.65)	—	0.079 (0.48)
39. 雜項工業	0.136*** (13.32)	0.152*** (7.94)	0.028 (1.21)	0.08** (2.08)	0.330*** (8.39)	—	0.108*** (-3.29)

註：1. $\ln S_{it}$ 為廠商規模、 $\ln AGE_{it}$ 為廠齡、 $\ln W_{it}$ 為平均薪資，此三個變數均取自然對數進行迴歸。

$DSUB_{it}$ 為有無委外包工、 DT_1 為經營型態為製造之廠商、 DT_2 為經營型態為修配之廠商。

$DYEAR$ 為時間之虛擬變數。

2. **表 5% 顯著水準下顯著；***表 1% 之顯著水準下顯著；括號內為 t 值。

3. “—” 表示該產業無此變數。

附表 2：製造業整體廠商勞動需求函數之簡單估計結果

TOTAL	OLS	DF	IV		OLS	DF	IV
INTERCE	-0.218*** (0.059)	-0.203*** (0.004)	-0.279*** (0.008)	DIND5	0.149*** (0.011)	—	—
lnW	-0.621*** (0.002)	-0.538*** (0.004)	-0.649*** (0.010)	DIND6	-0.052*** (0.006)	—	—
lnY	0.779*** (0.001)	0.659*** (0.002)	0.830*** (0.014)	DIND7	-0.086*** (0.006)	—	—
lnE	0.129*** (0.001)	0.108*** (0.068)	0.160*** (0.005)	DIND8	-0.325*** (0.012)	—	—
DORG1	-0.693*** (0.058)	—	—	DIND9	-0.105*** (0.009)	—	—
DORG2	-0.650*** (0.058)	—	—	DIND10	-0.322*** (0.036)	—	—
DORG3	0.480*** (0.098)	—	—	DIND11	-0.028*** (0.009)	—	—
DAGE1	-0.0168*** (0.004)	—	—	DIND12	-0.104*** (0.005)	—	—
DAGE2	-0.0030 (0.003)	—	—	DIND13	0.050*** (0.007)	—	—
DAGE3	-0.0030 (0.003)	—	—	DIND14	-0.247*** (0.007)	—	—
DAGE4	0.0123*** (0.003)	—	—	DIND15	-0.124*** (0.005)	—	—
DAGE5	0.024*** (0.005)	—	—	DIND16	-0.104*** (0.005)	—	—
DYEAR75	-0.231*** (0.003)	—	—	DIND17	0.0575*** (0.006)	—	—
DYEAR80	-0.424*** (0.003)	—	—	DIND18	0.002 (0.007)	—	—
DIND1	-0.376*** (0.006)	—	—	DIND19	0.095*** (0.010)	—	—
DIND3	-0.010 (0.006)	—	—	DYEAR	— (0.005)	0.068*** (0.005)	0.122*** (0.007)
DIND4	0.237*** (0.007)	—	—	樣本數	300874	68660	68660

註：1. 括號內之數值為標準誤差 (standard error)。

2. ***表 1%顯著水準之下顯著異於零。

3. **表 5%顯著水準之下顯著異於零。

附表 3：製造業全體廠商勞動需求函數之二階段估計結果

TOTAL	OLS	DF	IV		OLS	DF	IV
INTERCEP	-0.962*** (0.018)	-0.120*** (0.005)	-0.251*** (0.008)	DIND5	0.242*** (0.017)	—	—
lnW	-0.584*** (0.003)	-0.380*** (0.007)	-0.535*** (0.010)	DIND6	-0.036*** (0.009)	—	—
lnQ	0.765*** (0.001)	0.460*** (0.004)	0.722*** (0.012)	DIND7	-0.069*** (0.009)	—	—
lnE	0.136*** (0.001)	0.075*** (0.002)	0.149*** (0.004)	DIND8	-0.313*** (0.018)	—	—
LM	0.022*** (0.002)	0.033*** (0.004)	0.022*** (0.004)	DIND9	-0.094*** (0.013)	—	—
DORG1	0.021** (0.011)	—	—	DIND10	-0.259*** (0.067)	—	—
DORG2	-0.016 (0.011)	—	—	DIND11	-0.001 (0.013)	—	—
DORG3	-0.427*** (0.028)	—	—	DIND12	-0.101*** (0.008)	—	—
DAGE1	-0.016*** (0.005)	—	—	DIND13	0.081*** (0.011)	—	—
DAGE2	-0.008 (0.004)	—	—	DIND14	-0.256*** (0.012)	—	—
DAGE3	-0.010** (0.004)	—	—	DIND15	-0.135*** (0.008)	—	—
DAGE4	0.021*** (0.005)	—	—	DIND16	-0.081*** (0.008)	—	—
DAGE5	0.013 (0.008)	—	—	DIND17	0.088*** (0.009)	—	—
YEAR75	-0.193*** (0.003)	—	—	DIND18	0.006 (0.011)	—	—
DIND1	-0.415*** (0.009)	—	—	DIND19	0.153*** (0.017)	—	—
DIND3	0.036*** (0.009)	—	—				
DIND4	0.252*** (0.011)	—	—	樣本數	144259	23280	23280

Labor Demand Estimation and Sample Selection Bias: The Empirical Study of Taiwan Manufacturing

Tzyy-jane Lay

Department of Finance, Yuan Ze University

ABSTRACT

The development of the Taiwanese manufacturing sector has induced a series of fundamental changes in the labor market, such as employment conditions and wage structures. Demand-side policies, including the health insurance system and the pension or social security system, have a direct impact on the production costs of individual producers. To assess the effects of these policies on factory as well as industry's demand for labor, it is necessary to examine the hiring decisions of the heterogeneous producers more closely. The purpose of this study is to build a labor demand model to estimate the long-run labor demand using Taiwanese Manufacturing survey data of individual plants. The focus is on estimating the plant-level wage and output elasticities. In doing so, the sample selection bias, endogeneity, and measurement error problems within the estimation are discussed. Different estimation models and estimation methods are chosen to solve the problems. In particular, a differencing model is used to correct for plant-specific characteristics, an instrumental variable estimator is used to correct for the measurement error in the output variable, and the Heckman's two stage estimation method is used to correct for a self-selection bias that results from plant failures.

Key Words: Plant-level labor demand, demand-side labor policies, employment conditions, wage elasticity, output elasticity.