勞工組成特性對工廠生產力及薪資之影響: 以台灣電子業工廠為例

張景福・盧其宏・劉錦添*

本文係以 1998 年至 2003 年台灣電子業工廠與員工的合併資料作爲實證基礎, 觀察工廠與勞工特性對於工廠生產力與平均薪資之影響。本文所討論的生產力指標包括勞動生產力與總要素生產力。另外, 爲考量生產要素投入與生產力兩者間關聯性所造成的估計偏誤, 本文進一步利用 Levinsohn and Petrin (2003) 的生產力估計方法來解決生產要素投入的內生性問題。實證結果顯示, 整體來說, 電子業工廠規模較大、工廠營運年數較多、員工的男性比例與人力資本指標較高的工廠, 其生產力越高, 我們發現員工的教育程度組成爲大型工廠生產力的重要決定因素, 但員工的年齡結構與性別組成對其生產力則無明顯影響。至於工廠平均薪資方面, 各項特性對於薪資的影響方向大略與生產力相同, 僅員工年齡組成對於生產力與薪資有相反的效果。

關鍵詞: 勞工組成特性, 合併資料, 生產力, 薪資, 外籍勞工
JEL 分類代號: C33, D20, J30

1 前言

自1980年代以後, 許多的勞動經濟學文獻開始強調勞工與雇主雙方特性對於勞動市場與廠商經營績效的影響。然而, 由於現成的調查統計資料往往僅擁有勞工或雇主單方面的資訊, 因此, 實證研究受到很大的限制。早

*作者分別爲國立台灣大學經濟學研究所博士、華彥資產管理股份有限公司研究員與國立台灣大學經濟學系特聘教授。劉錦添教授爲通訊作者。感謝兩位匿名審查者與主編提供的寶貴意見, 使本文修正得更臻完善。文中若仍有疏漏之處, 由作者們共同負責。

期刊資料庫

在1986年, Rosen (1986) 即明確指出, 1980年代現有的資料不足以了解美國勞雇雙方對勞動市場的影響, 因此, 未來的實證發展需要尋求合適的廠商與員工合併資料 (matched employer-employee data)。Willis (1986) 亦認爲員工特性與雇主特性在分析如薪資、員工流動與制度上, 將扮演非常關鍵的角色。誠如 Abowd and Kramarz (1999) 所述, 在 Rosen 與 Willis 兩位學者對於合併資料發表看法之後, 使用廠商與員工合併資料的實證分析如雨後春筍。Abowd and Kramarz 兩位回顧了15個國家38套合併資料庫, 合計大約100篇之相關研究。由於資料庫的組成方式各異, 該文將當時的合併資料歸納成爲六大類, 分別爲: (i) 橫斷面代表性廠商與代表性勞工合併資料, (ii) 橫斷面代表性廠商與非代表性勞工合併資料, (iii) 橫斷面代表性勞工與其受雇廠商追蹤合併資料, (iv) 以原始行政資料所合併的代表性勞工與廠商追蹤資料, (v) 以調查資料所合併的代表性勞工與廠商追蹤資料, 以及 (vi) 非代表性的廠商與勞工合併資料。這六大類資料中, 尤其以第 (iv) 大類行政合併資料所提供之勞工與廠商資訊最爲完整正確, 但也相對的較不易取得。

在合併資料逐漸普及後, 實證研究可同時考量廠商及員工不同面向變數對生產力的影響。例如: Abowd et al. (1999) 與 Haltiwanger et al. (1999) 分別採用法國與美國的廠商與勞工合併資料, 探討廠商與員工組成特性差異對於廠商生產力的影響。Barrington and Troske (2001) 則使用美國的合併資料, 檢視廠商內部勞動薪資與職位多樣性以及勞動生產力的關聯。另外, Iranzo et al. (2008) 係以義大利的合併資料, 分析員工的技術分散度對於生產力的影響。

除了研究廠商與員工組成特性對於生產力影響之外, 另外有的文獻利用合併資料進行比較員工特性對於生產力及薪資報酬兩者的影響效果, 藉以看出員工特性的變化對生產力與薪資報酬的影響效果是否一致。例如 Hellerstein et al. (1999) 與 Hellerstein and Neumark (2004) 分別使用美國的橫斷面合併資料分析員工特性對於生產力及薪資影響的邊際效果之差異; 而 Hellerstein and Neumark (1999) 運用以色列的合併資料探討員工性別與職位對生產力及薪資影響的差異; 另外, Galindo-Rueda and Haskel (2005) 以英國的橫斷面合併資料, 針對員工特性對於公司之生產力與薪資

臺灣大學學術期刊資料庫

的影響進行研究。

至於運用台灣資料所進行的廠商生產力研究, 大多集中在廠商的特性層面, 例如: 蔡光第・楊浩彥 (1996)、莊亦琦・許碧峰 (1999)、楊志海・陳忠榮 (2002)、蔡蕙安・陳致綱 (2002)、Chen and Yang (2005)。這幾篇研究皆係針對台灣製造業廠商進行專利或研究發展外溢對廠商生產力或生產成本之影響效果進行分析。Liu et al. (1999) 與 Aw et al. (2000, 2008) 係利用台灣製造業或電子業資料, 來分析廠商出口行爲與生產力兩者之關聯。Aw et al. (2007, 2008) 更進一步以台灣廠商資料分析研究發展、出口行爲與廠商生產力這三者之間的互動。而針對廠商內部的勞工組成特性對生產力的研究相當有限, 例如: Wang and Chao (2008), 歐陽利姝・朱世琳 (2008) 兩篇文章。然而, 他們的員工特性變數僅有教育程度一項, 而且這兩篇文章的樣本數只有72家與333家。此外, 盧其宏 (2009) 針對台灣製造業工廠分析外藉勞工對生產力與薪資的影響, 但該文的模型設定並無法直接看出外籍勞工對生產力的影響是否隨著聘用比例的高低而變化, 同時, 該文也並未討論研發資本在生產力上所扮演的角色。而 Liu et al. (2010) 的研究, 除了員工教育程度變數外, 尚考慮員工性別比率, 年齡結構以及員工傷病狀況。這係國內利用合併資料最完整的一篇研究, 不過該文章僅以349家上市櫃等規模較大的公司進行分析, 不足以代表台灣的產業現況。

本文係針對台灣電子業的工廠與員工特性對生產力與薪資的影響進行分析。這篇研究和其他研究不同之處有下列幾點: 第一, 電子業爲台灣製造業最具指標性的產業, 其產值約佔台灣全部製造業的三分之一。因此, 該產業生產力的變化將左右著台灣製造業的發展。另外, 由於電子業係爲知識型產業, 相較於其他產業來說, 人力資本在生產過程上係爲不可或缺的要素之一, 所以利用電子業分析勞工組成對廠商生產力與薪資的影響, 將更能突顯人力資本的重要性。第二, 電子業係製造業中, 最早開放可以使用外籍勞工的相關產業之一, 且外籍勞工的雇用人數一直以來皆爲製造業之首,[1] 故相對於其他產業來說, 以電子業探討外籍勞工的經濟效果將較具有代表性。第三, 本研究使用的廠商資料係爲工廠層級, 且該資料雖屬

[1]第二位則爲紡織業。詳細各產業的外籍勞工僱用人數可參考行政院勞工委員會網站: http://statdb.cla.gov.tw/statis/。

臺灣大學學術期刊資料庫

抽樣調查資料, 但所合併的勞工特性卻屬於原始的行政資料。因此, 本研究資料的屬性與 Abowd and Kramarz (1999) 所歸類的第 (iv) 大類近似, 資料的準確性與代表性相當可靠。而從資料規模來看, 本篇文章所使用的資料爲2,594家電子業工廠共5年合併追蹤資料, 所涵蓋的員工高達大約165,000至200,000人。另值得注意的是, 在 Abowd and Kramarz 的文章回顧中, 亞洲地區僅日本擁有兩套合併資料庫。台灣除了盧其宏 (2009) 與 Liu et al. (2010) 分別利用了製造業工廠與上市櫃公司的廠商勞工合併資料進行研究外, 尚未有廠商勞工合併追蹤資料。第四, 本研究擁有豐富的廠商與勞工特性變數, 包含廠商規模、營運年數、廠內員工薪資的離散程度、員工教育程度、年齡分布、性別比例與外勞占本勞比例, 同時並以平均勞動產出、總要素生產力、Levinsohn and Petrin 生產力與廠內平均薪資作爲應變數進行分析。其中, Levinsohn and Petrin 的生產力估計方法更能解決「生產要素投入」與「不可觀察的產出衝擊」兩者之間的內生性問題。我們相信本研究的結果除能突顯台灣產業的特性, 亦是在台灣生產力的研究上有重要的貢獻。

本文的架構安排如下, 第2節將針對使用廠商與員工合併資料分析的相關文獻進行簡單的回顧; 第3節說明生產力與薪資分析的理論基礎與實證模型的建構; 第4節描述資料來源與變數定義; 第5節討論實證分析結果; 最後一節爲本文的結論與未來研究方向。

2 文獻簡述

隨著合併資料庫的使用趨於普遍, 探討雇主與員工雙方互動的相關研究議題遂得以更進一步的擴展。Hamermesh (1999) 在文章中提及, 廠商與員工合併資料的出現將延伸出許多潛在研究方向。[2] 其中, 探討生產過程與勞工組成的特性對生產力或競爭力的影響係爲未來的重要課題之一。而本文採用工廠層級的廠商與勞工合併資料, 著手分析廠商內部的員工組成特性對廠商生產力的影響。因此, 本文將針對國內外的相關文獻進行回顧, 並

[2]例如, 探討勞動市場供需特性差異與勞工失業因素或勞動薪資決策的關連性、人力資本與實體資本或技術創新之間的替代互補性、廠商設廠與受雇勞工的區位選擇等相關議題。

期刊資料庫

分別說明衡量勞工組成特性與廠商生產力的相關變數。

從生產面分析勞工組成特性差異對生產力影響之文獻, 在早期 Abowd et al. (1999) 運用法國的合併資料,[3] 檢視勞工與廠商異質性在廠商生產力中所扮演的角色。該文利用平均每勞動附加價值與銷售額來衡量廠商的平均勞動生產力, 並分別利用個人與廠商資料推估個人與廠商的不可觀察異質性效果。研究結果顯示, 廠商與員工個人的異質性對於生產力的變化皆有明顯關聯, 且員工個人特性的解釋能力大幅超越廠商特性的影響。而 Haltiwanger et al. (1999) 利用美國1990至1994的合併資料庫,[4] 並以平均每勞動銷售額作爲衡量廠商平均勞動生產力的指標。他們發現當廠商規模越小、廠商營運年數越長時, 廠商的平均勞動生產力越大。至於員工特性部分, 男性比例越高、教育程度越高、外國出生員工比例越低、以及年老員工比例越低, 對於廠商的平均勞動生產力皆有正向的影響。Barrington and Troske (2001) 則使用 NWECD 資料,[5] 檢視 1990 年廠商內勞工組成特性、薪資與職位多樣性 (diversity) 對廠商生產力的影響。他們以平均每人附加價值以及平均每人銷售額作爲衡量廠商生產力的指標, 並根據員工的性別與種族進行分類, 端看廠商內各群體的薪資與職位比例的分佈與所屬產業的相對差異來衡量多樣性。研究結果發現, 員工的大學畢業比例越高, 其生產力越高; 高齡員工比例越高, 其生產力越低。而提升員工薪資給付的多樣性, 對製造業與服務業之勞動生產力有顯著的正向影響, 但對於零售業之勞動生產力則無明顯效果。至於員工職位的多樣性對於勞動生產力的影響, 則呈現不顯著的正向關係。Haskel et al. (2005) 採用英國製造業的廠商與勞工合併資料,[6] 分析員工技術對廠商生產力的影響。該文以總要素

[3]該合併資料庫主要由三套資料所組成, 分別是, Echantillon d'Entreprises (廠商資料)、Declarations Annuelles des Salaires (員工資料) 與 Echantillon Demographique Permanent (員工教育程度資料)。

[4]這些資料分別爲 Decennial Census of Population (1990), Standard Statistical Establishment List (SSEL, 1985–1996), Economic Census (1987 與 1992) 與 Quarterly Maryland Unemployment Insurance Wage Records (1985–1997)。

[5]這套資料全名爲 New Worker-Establishment Characteristics Database, 係由美國1990年的 Decennial Census of Population 與 Standard Statistical Establishment List 兩套資料合併而成。總樣本數包含 153,291 間廠商與 1,056,653 位員工的資訊。

[6]該資料係由英國 Annual Business Inquiry (廠商資料) 與 Employers Skills Survey (員工資料) 合併而成。

臺灣大學學術期刊資料庫

生產力衡量廠商的生產力, 並以教育年數與該職位所需取得的證照或資格來衡量員工的技術能力。他們發現, 當員工的教育年數越多或所需取得的證照或資格越高, 該廠商生產力的成長率將越高。Iranzo et al. (2008) 以義大利製造業的合併資料,[7] 分析員工的技術分散度對於生產力的影響。該文利用每勞動平均附加價值衡量廠商的生產力, 並從控制員工年齡、年資與職位的薪資函數估計中, 推估個人的固定效果作爲衡量個別員工的技術能力, 進而得到廠商內部的員工技術分散度。實證結果發現, 生產與非生產部門內部的技術分散度越高, 廠商的生產力將越高; 但兩個部門之間的技術分散度越高, 將會削減廠商生產力的提升。

除了從生產面分析員工特性對生產力影響之外, 更有文獻同時從廠商的生產與成本面出發, 探討員工組成特性對廠商生產力與員工薪資給付的影響, 藉以看出員工特性變化對廠商生產力與薪資的影響效果是否一致。例如 Hellerstein et al. (1999) 與 Hellerstein and Neumark (2004) 分別使用美國 WECD 與 DEED 資料進行分析。[8] 他們以廠商的生產附加價值與雇用員工總薪資作爲生產力與薪資給付的衡量指標, 並針對員工的種族、年齡、性別與教育程度等特性差異進行討論。經過生產與薪資函數聯立估計後, 兩篇文章的結果皆指出, 當各廠內之員工受大學教育比例、已婚比例、黑人比例與壯年比例越高時,[9] 廠商生產力將會有所提升, 而且薪資也會隨著生產力的變化而有相同幅度之增長。然而, 當工廠中女性員工所占比例越高時, 對生產力與薪資皆有負向影響, 但在薪資面的負向效果顯著地大於對生產力的負向效果, 這也說明了女性員工在薪資給付上仍受到不公平的歧視。而 Hellerstein and Neumark (1999) 則採用以色列的製造業

[7]該資料係由義大利 INVIND 製造業廠商調查資料與社會安全資料合併而成。

[8]WECD 資料全名爲 Worker-Establishment Characteristics Database, 係由美國1990年的 Decennial Census of Population 與1989年的 Longitudinal Research Database (LRD) 兩資料合併而成。總樣本數包含 16,144 間製造業廠商與 199,558 位員工的資訊。DEED 資料全名爲 Decennial Employer-Employee Dataset, 主要是由美國 1990 年的 Decennial Census of Population 與 Standard Statistical Establishment List 兩資料合併而成。這套資料與 WECD 及 NWECD 不同之處在於 WECD 與 NWECD 僅利用區域與產業類別進行合併, 而本資料乃利用廠商的名稱與地址進行合併, 因此廠商與員工的資訊皆較前述兩合併資料更爲精確。合併之後總樣本數約包含了1百萬間廠商與320萬位員工的資訊。

[9]文章中的壯年比例乃指年齡介於35歲至54歲員工占所有員工之比例。

國家圖書館 期刊資料庫

合併資料探討員工性別與職位的差異在生產力與薪資的反應效果上是否相同,[10] 該文的作法與 Hellerstein et al. (1999) 相仿。然而他們的結果卻發現, 女性員工對生產力與薪資的影響效果並無明顯差異, 顯示女性並未受到薪資歧視。另外, 相對於其他勞工, 工程師所帶來生產力提升的效益超過對於薪資的貼水。至於 Galindo-Rueda and Haskel (2005) 則是以英國的橫斷面合併資料,[11] 針對員工特性對於廠商之產出及附加價值等生產力指標與薪資的影響進行研究。他們發現, 廠內員工的教育程度越高、男性比例越高與全職員工比例越高時, 廠商生產力與平均薪資將會有同幅度的提升, 但非全職員工的薪資給付明顯低於其邊際生產力。

此外, 盧其宏 (2009) 係使用台灣製造業工廠與員工的合併資料探討廠商生產力與薪資的決定因素。他發現廠商的規模、員工的性別、年齡與教育程度組成之差異皆會對工廠的生產力及薪資產生顯著影響, 外籍勞工的聘用則有助於工廠生產力與平均薪資之提升。而 Liu et al. (2010) 運用台灣的上市櫃公司與勞保的合併資料進行分析, 以每勞動平均銷售額與總要素生產力作爲廠商的生產力指標, 並使用每勞動平均薪資作爲廠商薪資給付的衡量。他們的研究結果發現, 廠商規模越大、男性比例、中壯年 (30–55 歲) 員工比例與平均教育程度越高, 將使生產力與薪資皆提高, 且對於生產力的貢獻高於對薪資的貢獻。

3 理論架構與實證模型

3.1 理論架構

爲了分析工廠特性與勞工組成結構對於工廠生產力與薪資的影響, 我們從生產理論的基礎出發, 並參考 Liu et al. (2010) 所設定的架構, 作爲本文實證模型在理論上的根據。

假設工廠採用固定規模報酬的 Cobb-Douglas 生產技術, 其中, 生產要素資本 (K) 與勞動 (L) 來生產最終商品 (Y)。模型中, Q 衡量勞動者的品

[10]該資料係由以色列1988年的 Industrial Survey 與1989年的 Supplemental Survey of the Structure of Labor Force in Industry 合併而成。

[11]該資料與附註6所使用的資料庫皆相同, 僅在樣本的選擇上略有差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

質, 故生產函數可表示爲:

$$Y_{ijt} = A_{ijt}\left(K_{ijt}\right)^{\alpha}\left[\left(Q_{ijt}\right)^{\gamma}\cdot L_{ijt}\right]^{1-\alpha}, \tag{1}$$

其中, γ 代表著勞動特性對於生產的貢獻程度, α 與 $1-\alpha$ 分別爲資本與勞動的要素所得份額, i 代表不同的工廠, j 代表產業, t 代表不同的年份, 故 Y_{ijt} 即表示在 t 年 j 產業中 i 工廠的產出。而技術因子 A, 即無法以生產要素僱用數量解釋產出的部分, 我們將其設定爲:

$$A_{ijt} = e^{\eta\cdot t+\varepsilon_t}C_j G_{ijt}, \tag{2}$$

上式中, η 爲固定技術成長率, ε_t 爲隨機技術變動率, C_j 爲不隨時間變動之各產業特性, G_{ijt} 則爲各工廠隨著時間變動的特定因子。運用生產技術爲固定規模報酬的特性, 我們可將平均勞動產出 (Average Product of Labor, APL) 表示如下式:

$$\mathrm{APL}_{ijt} = Y_{ijt}/L_{ijt} = A_{ijt}\left(K_{ijt}/L_{ijt}\right)^{\alpha}\left(Q_{ijt}\right)^{\gamma(1-\alpha)}。 \tag{3}$$

從 (3) 式我們可看出, 若以平均勞動產出衡量工廠生產力時, 各工廠的生產力除了受到要素投入的影響之外, 還會隨著廠內的員工組成特性、時間趨勢、各工廠或產業的相關特性變化而有所改變。至於工廠的薪資函數, 在勞動市場結構爲完全競爭的假設下, 均衡時的勞動薪資 W_{ijt} 將等於勞動邊際生產力, 亦即:

$$W_{ijt} = \partial Y_{ijt}/\partial L_{ijt} = (1-\alpha)\mathrm{APL}_{ijt}。 \tag{4}$$

然而, 上式隱含著工廠與員工組成等各項特性對於勞動薪資與平均勞動產出的影響效果均呈固定比例, 但在實證分析上, 由於勞動市場並非爲完全競爭, 且薪資資料皆爲未受補償 (uncompensated) 之薪資, 故 (4) 式中的等號在估計時鮮少成立。

3.2 實證模型

3.2.1 生產函數與薪資函數的估計式

透過上述之工廠生產與薪資理論的基礎, 我們將可運用實際資料來進行工廠生產力與勞動薪資的實證分析。利用 (3) 式取對數後所得的勞動平均產

臺灣大學學術期刊資料庫

出函數, 可作爲分析各廠特性對生產力影響的基礎迴歸式。如果以每單位勞動的附加價值 YL (即勞動生產力) 作爲衡量各工廠的生產力, 我們可得到如下的方程式:

$$\ln YL_{ijt} = \ln A_{ijt} + \alpha \ln\left(K_{ijt}/L_{ijt}\right) + (1-\alpha)\gamma \ln Q_{ijt}。 \tag{5}$$

透過 (3) 式, 我們可將取對數後的技術因子, $\ln A_{ijt}$, 設定爲:

$$\ln A_{ijt} = \ln C_j + \ln G_{ijt} + \eta \cdot t + \varepsilon_t。 \tag{6}$$

由於 C_j 爲不隨時間變動之各產業特性, 在此我們利用二欄位產業的虛擬變數 D_j 來衡量其中的變化, 亦即:

$$\ln C_j = \ln(C_0) + D_j。 \tag{7}$$

而 G_{ijt} 爲描述各工廠隨著時間變動的特定因子, 我們可將其中的組成區分爲可觀察到的要素 X_{ijt} 與不可觀察之隨機變項 e_{ijt}, 換言之,

$$\ln G_{ijt} = \beta X_{ijt} + e_{ijt}。 \tag{8}$$

式中, 可觀察到的要素 X_{ijt}, 我們利用工廠規模、營運年數、薪資分散程度與衡量廠商創新活動的研發資本等變數來代表。而隨著時間趨勢變動的技術成長率 $\eta \cdot t$, 我們則使用各年度的虛擬變數 T_t 來代替。至於勞動品質, Q_{ijt}, 我們運用廠內勞工組成特性的變數 H_{ijt} (包含勞工年齡、性別比例、教育程度、外勞與本勞比率及其平方項) 來衡量, 亦即:

$$\ln Q_{ijt} = \pi H_{ijt} + \tau_{ijt}, \tag{9}$$

τ_{ijt} 代表不可觀察的勞動品質隨機變項。將上述 (5)、(6)、(7)、(8) 與 (9) 式進行合併後, 我們可獲得下列迴歸模型:

$$\begin{aligned}\ln YL_{ijt} = {} & \ln(C_0) + D_j + \beta X_{ijt} + T_t \\ & + \alpha \ln\left(K_{ijt}/L_{ijt}\right) + \varphi H_{ijt} + u_{ijt},\end{aligned} \tag{10}$$

其中, $u_{ijt} = e_{ijt} + \varepsilon_t + (1-\alpha)\gamma\tau_{ijt}$ 且 $\varphi = (1-\alpha)\gamma\pi$。然而, 除了以勞動生產力來衡量工廠的生產力外, 我們亦可利用總要素生產力 (TFP) 作爲

臺灣大學學術期刊資料庫

衡量指標。在此, 我們使用 Solow 殘差項 (Solow residual) 的計算方法衡量工廠的總要素生產力, 亦即 $\ln \mathrm{TFP}_{ijt} = \ln Y_{ijt} - \alpha \ln K_{ijt} - (1-\alpha) L_{ijt}$, 將此式代入 (10) 式中, 我們可得到:

$$\ln \mathrm{TFP}_{ijt} = \ln (C_0) + D_j + \beta X_{ijt} + T_t + \varphi H_{ijt} + u_{ijt}。 \qquad (11)$$

至於薪資函數估計式, 透過 (4) 式與 (10) 式, 我們可寫成:

$$\begin{aligned} \ln W_{ijt} = {} & \ln [C_0(1-\alpha)] + D_j + \beta X_{ijt} + T_t \\ & + \alpha \ln \left(K_{ijt}/L_{ijt}\right) + \varphi H_{ijt} + u_{ijt}, \end{aligned} \qquad (12)$$

W_{ijt} 爲各工廠的員工平均薪資。利用 (10)、(11) 與 (12) 式進行估計, 將可得到各項要素投入對產出之貢獻程度, 同時也能了解廠商與勞工組成的相關特性對於工廠生產力與平均薪資的影響。

3.2.2 Levinsohn and Petrin (2003) 生產力之衡量

早在 Marschak and Andrews (1944) 文中就曾提到, 生產過程中存在著許多的「生產力衝擊」, 而這些衝擊有一部份可能會影響當期生產要素投入的決策與產出水準, 例如: 生產者的技術知識、意志或努力程度等技術效率因子; 而另一部份則可視爲隨機衝擊, 例如: 不可預期的環境或天候狀況改變。然而, 這些衝擊最終皆會成爲生產者的既有資訊, 但我們在進行生產函數估計時, 卻往往無法從資料中觀察得到。因此, 對於研究分析者而言, 這些因素可視爲生產過程中的「不可觀察之生產力衝擊」。

另外, 關於「不可觀察之生產力衝擊」, Griliches and Mairesse (1998) 指出, 廠商的無形資產投入、技術水準或經營者管理能力等特性的差異, 往往與要素投入的決策有關; Olley and Pakes (1996) 亦提及, 生產者對於未來的產出與要素投入之市場預期, 將會影響目前的產出與要素投入量, 而前述這些相關特性, 大多難以找到適合資料作爲衡量變數。因此, 在估計生產函數時, 若無法將這些與要素投入決策相關的「不可觀察之生產力衝擊」加以適當的控制時, 運用傳統普通最小平方法所得到的參數估計值將會產生偏誤。

爲進一步說明他們所提出的估計問題, 我們簡化3.1節所設定之 Cobb-Douglas 生產函數, 以 y_t、l_t 與 k_t 來代表取對數後的產出、勞動與資本,

國立臺灣大學圖書館 期刊資料庫

並將不可觀察的衝擊項 u_t, 區分爲與生產要素投入相關 (ω_t) 與無關 (ε_t) 的兩個部分, 如下式:

$$y_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \omega_t + \varepsilon_t。 \tag{13}$$

若利用 OLS 估計, 所得到的 $\hat{\beta}_l$ 與 $\hat{\beta}_k$ 估計式爲:

$$\hat{\beta}_l = \beta_l + \frac{S_{k,k} \cdot S_{l,\omega} - S_{l,k} \cdot S_{k,\omega}}{S_{l,l} \cdot S_{k,k} - S_{l,k}^2}, \tag{14}$$

$$\hat{\beta}_k = \beta_k + \frac{S_{l,l} \cdot S_{k,\omega} - S_{l,k} \cdot S_{l,\omega}}{S_{l,l} \cdot S_{k,k} - S_{l,k}^2}, \tag{15}$$

其中, $S_{x,y}$ 表示 x 與 y 的樣本共變異數。端看 (14) 與 (15) 式中的最右項我們可得知, 當廠商受到生產力衝擊, 並以調整生產要素的投入作爲回應時 (即 $S_{k,\omega}$ 或 $S_{l,\omega}$ 不等於0), 要素的產出彈性估計值皆會產生偏誤。[12] Olley and Pakes (1996) 遂發展出解決上述同時聯立性 (simultaneity) 問題的計量方法, 他們假設勞動投入爲可自由調整的變數 (free variable), 資本存量則爲一個逐步調整的狀態變數 (state variable)。而廠商的投資決策受到資本 k 與不可觀察的生產力衝擊 ω_t 的影響, 故投資函數可寫成:

$$i_t = i_t (\omega_t, k_t)。 \tag{16}$$

Pakes (1996) 證明出在最適的廠商投資決策之下, ω_t 對於投資將是嚴格遞增 (strictly increasing)。而此單調性將使投資函數對於 ω_t 有可逆性 (invertible), 亦即 ω_t 可表示爲投資 i 與資本 k 的函數:

$$\omega_t = \omega_t (i_t, k_t)。 \tag{17}$$

因此, (13) 式將可改寫爲:

$$y_t = \beta_l l_t + \Psi (i_t, k_t) + \varepsilon_t, \tag{18}$$

其中, $\Psi_t(i_t, k_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \omega_t(i_t, k_t)$。透過 i 與 k 的四階多項式來近似 $\Psi_t(i_t, k_t)$ 並帶入 (18) 式後, 利用 OLS 估計即可求得 $\hat{\beta}_l$, 進而得到

[12]在此我們假設勞動投入與資本調整存在著相關性, 亦即 $S_{l,k} \neq 0$。

臺灣大學學術期刊資料庫

$\hat{\Psi}(i_t, k_t) = \hat{y}_t - \hat{\beta}_l l_t$。然而, $\hat{\omega}_t = \hat{\Psi}(i_t, k_t) - \beta_k^* k_t$,[13] 但 β_k^* 仍爲未知係數, 故作者們進一步假設 ω 的變動符合一階的 Markov 過程, 藉以讓 β_k^* 得到認定。透過此假設, 我們可得到下列關係式:

$$\eta_t = \omega_t - E\left(\omega_t \middle| \omega_{t-1}\right), \tag{19}$$

其中, η_t 代表與當期要素投入無關的生產力衝擊項, 將此關係式帶入 (13) 式, 即:

$$y_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + E\left(\omega_t \middle| \omega_{t-1}\right) + \xi_t, \tag{20}$$

上式中, $\xi_t = \eta_t + \varepsilon_t$。由於 $\hat{\beta}_l$ 爲已知, 且 $\hat{E}(\omega_t|\omega_{t-1})$ 可設定成下列非參數的估計式:

$$\hat{E}\left(\omega_t \middle| \omega_{t-1}\right) = \delta_0 + \delta_1 \omega_{t-1} + \delta_2 \omega_{t-1}^2 + \delta_3 \omega_{t-1}^3 + \nu_t。 \tag{21}$$

故我們利用搜尋的演算法 (search algorithm) 求得 $\hat{\beta}_k$ 之數值, 並使殘差平方和極小化, 亦即:

$$\min_{\beta_k^*} \sum_t \left(y_t - \hat{\beta}_l l_t - \beta_k^* k_t - \hat{E}\left(\omega_t \middle| \omega_{t-1}\right)\right)^2。 \tag{22}$$

在求得 $\hat{\beta}_k$ 之後, 即可推估出 $\hat{\omega}_t$。而利用 $\hat{\omega}_t$ 作爲廠商生產力的衡量指標將可避免因生產要素與生產力衝擊間的同時性所造成的測量偏誤。然而, Levinsohn and Petrin (2003) 指出, 廠商在不同年度的投資資料相當不穩定, 不見得適合作爲生產力的代替變數, 而且依 Olley and Pakes 設定, 生產力與投資變數之間必須爲嚴格遞增, 若廠商在當期未進行投資或每年投資資料難以取得, 則將可能違反單調性之假設, 在估計時必須要將其刪除, 造成大量的樣本遺漏。於是, Levinsohn and Petrin 遂運用中間財投入 m (例如電力、原物料的支出) 來取代投資變數在估計時所扮演的角色, 亦即:

$$m_t = m_t(\omega_t, k_t)。 \tag{23}$$

如此設定的優點在於廠商中間原物料投入的資料相對較投資資料來的齊全, 而且中間投入爲生產的必要支出, 對生產力的單調遞增性更容易進行

[13] 由於 β_0 在估計時無法被認定, 故在此未扣除 $\hat{\beta}_0$。

臺灣大學學術期刊資料庫

驗證。至於估計方法與上述 Olley and Pakes (1996) 之步驟大致相同, 僅只將投資改爲中間原物料投入變數進行估計。[14]

4 資料來源與變數

4.1 資料來源

本文所使用的資料, 係來自第三位作者於2006年經建會委託研究計劃中所取得的合併資料, 該資料係以經濟部「工廠校正暨營運調查」爲基礎, 並選取電子相關產業,[15] 再佐以勞委會的外籍勞工聘雇檔、勞工保險檔與內政部的戶籍檔資料以及大學聯考檔。合併後的資料橫跨1998至2003年, 然而2001年爲主計處工商普查年, 因此經濟部的工廠校正資料從缺。本項研究共有2,594家工廠, 5年期間, 總樣本數爲12,970個, 其中有雇用外勞的樣本爲2,054個, 占18.81%。以下分別說明工廠與員工資料的合併過程與調查特性。

在工廠特性方面, 各廠的產出、生產要素投入以及工廠特性, 均來自於經濟部統計處主辦的「工廠校正暨營運調查」。此調查資料提供了包含工廠的營運年數、營業收入、僱用勞工總人數、固定資產與投資金額、薪資、原物料與電力支出金額等相關資訊。其中, 因2000年以後的資料, 並未提供各工廠的固定資產總額資訊, 僅有每年度固定資產投資總額, 故我們利用 $K_t = I_t + (1-\mu)\cdot K_{t-1}$ (K 爲固定資產總額, I 爲固定資產投資總額, μ 爲折舊率) 進行推估2000年之後各工廠的固定資產總額, 並將折舊率 μ 設定爲0.1。另外, 此調查係以工廠爲單位, 雖然台灣多數的中小企業爲單一工廠, 但許多大公司則爲多工廠。因此, 相較於公司層級的資料, 工廠層級的資料將更能貼近實質的生產及要素雇用行爲。且由於本資料的調查方式採用郵寄問卷方法實施, 並以各縣市工商管轄單位遴派調查員實地

[14] Levinsohn and Petrin (2003) 的估計方法於 STATA 計量軟體中的指令爲 LEVPET, 相關的指令檔與說明檔可至下列網站下載: http://www.econ.umn.edu/~petrin/research/index.html。

[15] 電子產業包含「電腦、通信及視聽電子產品製造業」、「電子零組件製造業」以及「電力機械器材及設備製造修配業」。

臺灣大學學術期刊資料庫

校正調查, 提升了資料的完整性及可信度。[16] 然而, 此調查所定義的雇用勞工人數並未區分員工之國籍, 若要建構各廠商外籍勞工與本國勞工比率之變數, 必須透過其他相關資料取得員工國籍資訊。而外籍勞工於本國乃屬限制性開放的勞動力, 因此, 作爲主管機關的勞委會擁有完整的外籍勞工引進與雇用資料, 亦即外籍勞工聘僱檔。此檔案包含引進勞工的受雇工廠與出入境日期等資訊, 透過工廠的獨立代碼, 我們可將外籍勞工的相關特性整理合併至工廠的調查資料。

至於本國勞工的相關特性資料, 我們是透過勞委會的勞工保險檔與內政部的戶籍檔資料合併而得。勞工保險檔提供了本國勞工的年齡、性別與投保薪資等資訊; 而戶籍檔則提供了個人的最高教育程度。由於戶籍檔的個人教育程度可能有偏低的現象, 我們利用教育部大考中心的大學聯考榜單加以修正。接著再利用獨立代碼與前述的工廠與外籍勞工合併資料進行連結, 進而得到一個完整的工廠與員工合併資料庫。值得一提的是, 由於此資料庫具有個別勞工的資訊, 故除了平均指標之外, 還可以區分出不同的年齡階層比例, 或是工廠內個別員工薪資的分散程度。表1提供了資料合併後各年的本國僱用勞工數與相關特性的變化。平均來說, 電子業的女性從業員工多於男性, 且員工的教育程度主要仍爲專科或以下的學歷, 而這些特性並沒有隨著時間的變化而造成太大的差異。

4.2 變數說明與理論預期

表2說明本文各變數的定義與基本統計量。在被解釋變數方面, 我們以取對數後的每勞動平均附加價值 (ln YL)、總要素生產力 (ln TFP) 與 Levinsohn and Petrin 生產力 (L&P TFP) 作爲生產力的衡量。至於薪資函數估計式, 我們乃利用各廠薪資支出除以員工總人數並取自然對數 (ln W) 作爲被解釋變數。

解釋變數中, 衡量工廠要素投入與相關特性的變數包含: 取對數後的資本勞動比 (ln KL)、各廠的營運年數 (ln AGE)、工廠的規模 (以僱用勞工數衡量) 是否占總樣本的前面25% (Large) 或後面25% (Small)、廠內員工的

[16]對於「工廠校正調查」的說明參考自經濟部統計處網站: http://2k3dmz2.moea.gov.tw/gnweb/statistics/statistics.aspx?page=stat_06_1.html\&menu=4。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 各年度本國勞工相關特性平均值

	1998	1999	2000	2002	2003
員工男性比例	0.4620	0.4691	0.4689	0.4747	0.4793
員工國中以下學歷的比例	0.4528	0.4522	0.4500	0.4303	0.4160
員工國中到專科的比例	0.4969	0.4972	0.4990	0.5134	0.5245
員工大學與研究所的比例	0.0502	0.0505	0.0508	0.0561	0.0594
員工年齡在30歲以下之比例	0.2605	0.2586	0.2419	0.1927	0.1663
員工年齡介於30–55歲之比例	0.6869	0.6827	0.6967	0.7321	0.7567
員工年齡在55歲以上之比例	0.0524	0.0587	0.0613	0.0751	0.0768
廠商家數	2,594	2,594	2,594	2,594	2,594
僱用總人數	164,903	186,671	205,371	187,733	173,123

薪資分散程度 (Wdispersion) 與每人平均研發資本 (ln R&D)。其中, 每人平均研發資本的計算方式係參考 Hall and Mairesse (1995) 與 Chen and Yang (2005) 等文獻, 運用永續盤存法 (perpetual inventory method) 的概念, 亦即 $\text{R\&D}_t = E_t + (1-\delta)\cdot \text{R\&D}_{t-1}$ (R&D 爲研發資本存量, E 爲研發費用, δ 爲研發折舊率), 而期初研發資本我們將其設定爲 $\text{R\&D}_1 = E_1/(\delta + g)$ (g 爲研發支出每年的固定成長率), 至於研發折舊率與研發支出成長率我們則跟隨 Hall (1993) 的設定, 假設研發折舊率爲15%, 研發支出成長率爲 5%。在計算出各廠之研發資本後, 我們將其除以各廠總員工數並取對數, 進而得到衡量廠商創新活動的每人平均研發資本 (ln R&D) 變數。[17]

而員工特性的解釋變數方面, 本文使用各廠本勞員工年齡在30歲以下 (Age30r)、介於 30–55 歲 (Age3055r) 與 55 歲以上 (Age55r) 占本勞總員工之比例、本勞男性員工占本勞總員工之比例 (Avg_male)、外勞與本勞人數比率 (FL) 與其平方項 (FL-squared)。另外, 爲了衡量工廠間員工教育程度的差異, 在此我們利用 Tallman and Wang (1994) 所建構的人力資本指標 (H_index) 來代表各廠的員工教育水準。該指標的計算是運用各廠員工在

[17]由於許多工廠的研發資本爲零, 在取自然對數後將會造成許多遺漏值。因此, 在不刪除大量樣本的前提下, 我們將所有的遺漏值取自然對數後皆以零替代。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 變數的基本統計量

	說明	平均數	標準差
被解釋變數			
ln YL	log (附加價值/從業員工總人數)	6.6005	0.7245
ln TFP	log (總要素生產力)	5.0181	0.6564
ln L&P TFP	log (Levinsohn and Petrin 生產力)	6.8567	0.9531
ln W	Log (工廠員工平均薪資)	10.0975	0.1962
解釋變數			
工廠特性:			
ln AGE	Log (工廠營運年數)	2.2819	0.6848
ln KL	log (固定資產/從業員工總人數)	6.4905	1.2570
Small	雇用本勞人數爲全部工廠的後75%, 所有本勞員工人數小於9人	0.2458	0.4306
Large	雇用本勞人數爲全部工廠的前25%, 所有本勞員工人數大於42人	0.2495	0.4327
Wdispersion	本勞員工之薪資分散程度 = 員工薪資標準差/員工薪資平均數	0.3286	0.1102
ln R&D	Log (研發資本/從業員工總人數)	1.1860	2.3830
員工特性:			
FL	外勞與本勞的比率	0.0292	0.0971
FL-squared	外勞與本勞比率的平方項	0.0102	0.0586
Age30r	本勞員工30歲以下佔總本勞員工之比例	0.2240	0.1871
Age3055r	本勞員工介於30–55歲占總本勞員工之比例	0.7110	0.1869
Age55r	本勞員工55歲以上占總本勞員工之比例	0.0648	0.1091
Avg_male	本勞男性員工占總本勞員工之比例	0.4708	0.1920
Edu-low	本勞員工國中以下學歷之比例	0.4403	0.2171
Edu-mid	本勞員工國中到專科學歷之比例	0.5062	0.2018
Edu-high	本勞員工大學與研究所學歷之比例	0.0534	0.0926
H_index	本勞人力資本的指標 = (1.0 × Edu-low + 1.4 × Edu-mid + 2.0 × Edu-high)	1.2559	0.1192

註: 樣本數爲每年2,594家工廠。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 本國勞工於電子產業之特性分佈

	Avg_male	Age30r	Age3055r	Age55r	Edu-high	H_index	廠商樣本數
電腦及周邊設備	0.4620	0.3166	0.6595	0.0239	0.0947	1.3193	924
通信機械器材	0.4524	0.2498	0.7165	0.0337	0.1104	1.3308	427
視聽電子產品	0.4097	0.2112	0.7325	0.0563	0.0594	1.2719	1,255
資料儲存媒體	0.4739	0.3430	0.6240	0.0330	0.1021	1.3209	57
半導體	0.4333	0.3502	0.6289	0.0209	0.1637	1.3699	327
被動電子元件	0.4043	0.1956	0.7405	0.0639	0.0418	1.2567	1,593
印刷電路板	0.5130	0.3302	0.6401	0.0297	0.0370	1.2440	902
其他電子零組件	0.4351	0.2499	0.6951	0.0550	0.0536	1.2591	1,383
電力機械器材	0.5683	0.2170	0.7051	0.0779	0.0384	1.2410	2,068
家用電器	0.5249	0.1961	0.7034	0.1005	0.0381	1.2312	793
照明設備	0.4466	0.1253	0.7706	0.1041	0.0535	1.2189	922
電池	0.5126	0.2270	0.7253	0.0477	0.0458	1.2465	71
其他電力器材	0.4693	0.1860	0.7338	0.0802	0.0391	1.2286	2,248

國中學歷以下 (Edu-low)、國中至專科 (Edu-mid) 和大學與研究所 (Edu-high) 的比例, 並根據該比例給予分別爲1、1.4與2的權數進行加總而得。表3爲三欄位產業分類所區分的電子業員工之相關特性分布。從表中我們可看出, 相較於其它電子業, 印刷電路板、電力機械器材、家用電器與電池產業雇用較多男性員工, 而電腦週邊設備、資料儲存媒體、半導體與印刷電路板產業的員工年齡分布相對較爲年輕。至於員工教育程度的分布, 電腦及周邊設備、通信機械器材、資料儲存媒體與半導體產業的員工之大學及研究所畢業比例較高, 尤其以半導體產業爲甚。

關於上述各項變數對於生產力與薪資之預期變動方向, 從工廠特性來看, Power (1998) 認爲廠商的營運年數代表著學習效果, 而此效果將對生產力有正面幫助; Liu et al. (2010) 則發現廠商營運年數對於薪資有顯著的正向貢獻, 在生產力上則結果不一致。他們認爲廠商雖有學習效果, 但可能也因設備老舊等技術落後效果 (technology backwardness effect) 使得生產力下降。故我們預期廠商營運年數在薪資上應顯著爲正, 但在生產力的影響上則無法確定。而廠商規模越大將會在生產過程上享有規模經濟, 因此, 對廠商生產力與勞動薪資皆有正向效果。然而, Haltiwanger et al. (1999)

臺灣大學學術期刊資料庫

在控制其他變數之後發現, 廠商規模越小其生產力越高, 故預期薪資將隨廠商規模提升, 但對生產力影響方向則不確定。薪資分散程度對生產力的影響則有兩派說法, 一邊如 Lazear and Rosen (1981) 所探討的競賽理論 (tournament theory) 認爲薪資分散將會提供努力誘因; 另一邊如 Akerlof and Yellen (1990) 認爲薪資分布不平均將可能造成員工彼此之間相互妒忌與間隙, 而使團隊渙散, 故無法確定其影響方向。至於廠商研發資本對生產力的影響, Hall and Mairesse (1995) 與 Chen and Yang (2005) 等文獻皆認爲研發存量可視爲廠商的知識資本 (knowledge capital),[18] 透過研發存量的累積, 將可使得廠商的技術水準或創新能力增加, 進而使生產力有所提升。因此, 我們預期每人平均研發資本對生產力有正向效果。而研發對員工薪資的影響, Mincer (1991) 在其文章中針對研發支出與高、低教育程度員工的薪資差距進行研究。他發現研發支出越高時, 高教育程度員工的薪資將會有所提升, 而且高、低教育程度之間員工的薪資差距也會逐漸擴大。而 Tan and Batra (1997) 則利用台灣、墨西哥與哥倫比亞的廠商資料分析研發對員工薪資的影響。他們發現, 廠商進行研發有助於員工薪資的提升, 且此效果在技術員工 (skilled labor) 的薪資上較爲強烈。因此, 我們預期每人平均研發資本對薪資存在正向的效果。

另外, 廠內員工特性對生產力與薪資的影響效果, Hellerstein et al. (1999) 指出青年、中年員工的生產力皆高於年長員工, 然而, 中老年員工的薪資卻遠高於青年薪資。男性的生產力雖高於女性, 但雙方薪資差距卻多過雙方在生產力差距。Liu et al. (2010) 實證發現, 員工中的中年比率與男性比率越高, 其生產力越高, 但對於生產力的貢獻超過對於薪資的貢獻。故預期青壯年員工的生產力應較老年員工爲高, 但老年員工的薪資應相對較高。至於, 男性比率越高, 其生產力與薪資將越高, 但生產力差距與工資差距的關係則不一定。而在衡量人力資本變數上, 我們以教育程度做爲勞工品質的刻劃, Hægeland and Klette (1999) 發現, 教育程度對生產力與薪資的貢獻大致相符; 然而, Liu et al. (2010) 卻指出教育程度對於薪資的貢獻低於對於生產力的貢獻。

[18]大多數探討研發對生產力影響的實證文獻皆得到研發有助於生產力提升的結論, 詳細文獻整理可參考 Wieser (2005)。

臺灣大學學術期刊資料庫

5 計量實證結果

本文首先針對工廠的生產力進行分析, 利用勞動生產力 (ln YL)、總要素生產力 (ln TFP) 與 Levinsohn and Petrin 生產力 (L&P TFP) 三種不同的生產力指標作爲生產力函數估計式的被解釋變數, 並考慮各種不同的模型設定, 以確定估計係數之穩健性。其次, 我們聚焦在各項特性對工廠薪資給付上的影響效果, 並利用各廠員工的平均薪資 (ln W) 作爲廠商薪資給付的衡量。另外, 爲了探討在不同的工廠規模之下, 各項特性對於生產力與薪資的貢獻是否存在差異, 我們將廠商樣本區分爲大型工廠 (100 人以上) 與中小型工廠 (100 人以下), 並再次進行生產力與薪資函數的估計。最後, 我們採用隨機效果模型 (random effects model), 藉以探討「工廠不可觀察之異質性」是否對估計結果造成影響。以下我們將分節對工廠生產力與薪資的實證結果進行討論。

5.1 工廠生產力之實證結果

表4 係爲三種生產力指標在不同的模型設定下利用 OLS 之估計結果。從各項生產力指標來看, 加入員工特性變數對於迴歸式設定的解釋能力確有明顯提升。透過不同生產力指標的估計結果比較, 我們可看出各項特性雖然對於生產力的影響方向皆相同, 但估計係數仍略有差距, 尤以工廠特性的估計係數差異甚爲明顯。此也說明在估計生產力時, 若未考慮要素投入與不可觀察之生產力衝擊的關聯性 (如表中 (1) – (6) 式的設定), 則要素投入的估計係數將會有所偏誤。因此, 我們在效果強度的解釋上, 是以 Levinsohn and Petrin 總要素生產力的估計結果 (亦即 (9) 式) 作爲基準。表中 (9) 式包括了產業別與時間別的虛擬變數, 基本上是考慮產業與時間的固定效果模型 (fixed effects model)。

從工廠特性來看, 工廠規模越大, 工廠的生產力越高。相較於其他工廠, 規模位於前 25% 的工廠 (Large), 其生產力約提升 0.68%, 而規模位於後 25% 的工廠 (Small), 則生產力約下降 0.62%, 此結果表示工廠在生產上存在著規模經濟效果。工廠營運年數 (ln AGE), 亦對生產力有顯著的正向影響。當取對數的營運年數每上升 1%, 工廠生產力大約上升 0.07%, 此也隱含工廠的學習效果略高於負向的技術落後效果。另外, 員工薪資分散程度

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 工廠生產力函數之 OLS 估計結果

	ln YL			ln TFP			L&P TFP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Constant	5.3220***	4.5226***	4.6058***	5.0596***	4.2328***	4.3017***	6.9246***	6.0063***	6.0531
	(0.0418)	(0.0844)	(0.0882)	(0.0292)	(0.0827)	(0.0867)	(0.0326)	(0.0924)	(0.0963)
ln KL	0.2018***	0.1750***	0.1726***						
	(0.0049)	(0.0049)	(0.0049)						
工廠特性變數:									
ln AGE	0.0030	0.0308***	0.0362***	−0.0003	0.0242***	0.0279***	−0.0032	0.0498***	0.0667
	(0.0084)	(0.0090)	(0.0094)	(0.0085)	(0.0091)	(0.0094)	(0.0095)	(0.0101)	(0.0105)
Large	0.1743***	0.1349***	0.1296***	0.1675***	0.1315***	0.1291***	0.7737***	0.7055***	0.6842
	(0.0143)	(0.0147)	(0.0148)	(0.0142)	(0.0147)	(0.0148)	(0.0163)	(0.0167)	(0.0166)
Small	−0.1246***	−0.1171***	−0.1147***	−0.1379***	−0.1391***	−0.1377***	−0.6436***	−0.6211***	−0.6201
	(0.0141)	(0.0143)	(0.0143)	(0.0142)	(0.0145)	(0.0145)	(0.0157)	(0.0160)	(0.0160)
Wdispersion	−0.3816***	−0.2834***	−0.2706***	−0.3542***	−0.2537***	−0.2442***	−0.6171***	−0.4620***	−0.4332
	(0.0576)	(0.0557)	(0.0554)	(0.0580)	(0.0566)	(0.0563)	(0.0654)	(0.0634)	(0.0627)
ln R&D	0.0634***	0.0511***	0.0494***	0.0579***	0.0443***	0.0427***	0.0941***	0.0764***	0.0740
	(0.0031)	(0.0030)	(0.0030)	(0.0030)	(0.0030)	(0.0030)	(0.0035)	(0.0034)	(0.0034)
員工特性變數:									
FL		1.2353***	1.1947***		0.9643***	0.9412***		1.2534***	1.0038
		(0.1211)	(0.1228)		(0.1191)	(0.1211)		(0.1453)	(0.1471)
FL_squared		−0.9623***	−0.9126***		−0.7998***	−0.7768***		−1.3823***	−1.0928
		(0.2051)	(0.2068)		(0.2028)	(0.2038)		(0.2582)	(0.2588)
Age3055r		−0.1556***	−0.1420***		−0.1548***	−0.1438***		−0.4053***	−0.3579
		(0.0342)	(0.0345)		(0.0345)	(0.0349)		(0.0383)	(0.0384)
Age55r		−0.1846***	−0.1769***		−0.1800***	−0.1794***		−0.5008***	−0.4421
		(0.0582)	(0.0591)		(0.0584)	(0.0593)		(0.0648)	(0.0654)
Avg_male		0.3251***	0.3088***		0.2909***	0.2668***		0.2471***	0.2233
		(0.0297)	(0.0310)		(0.0299)	(0.0312)		(0.0329)	(0.0342)
H_index		0.6716***	0.6428***		0.5796***	0.5567***		0.7647***	0.7220
		(0.0568)	(0.0573)		(0.0567)	(0.0573)		(0.0633)	(0.0636)
Year effects	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
Industry effects	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
R-squared	0.2770	0.3085	0.3145	0.1134	0.1430	0.1495	0.4627	0.4858	0.4945
Observations	12,970	12,970	12,970	12,970	12,970	12,970	12,970	12,970	12,970

註: *、** 與 *** 分別表示10%、5%與 1% 之水準下顯著, 括弧內估計係爲標準誤。

臺灣大學學期資料庫

(Wdispersion) 的上升, 將使得工廠生產力明顯下降, 然而估計係數在加入各廠員工組成特性後, 效果強度明顯減弱, 這顯示若未考慮員工特性時, 薪資分散程度對生產力的影響將被高估。當薪資分散程度上升 1% 時, 將使工廠生產力減少 0.43%, 故薪資公平理論似乎較能解釋台灣電子業在薪資給付差異與員工努力程度的關聯性。至於研發資本的增加, 有助於工廠生產力的提升。當每人平均研發資本上升 1% 時, 工廠生產力將提升 0.07%, 此結果隱含從事研發或創新活動係爲影響工廠生產力的一項重要因素。

關於員工組成特性對工廠生產力的影響, 相較於年輕員工, 中年員工的比例 (Age3055r) 每提升 1%, 將使生產力下降大約 0.36%, 而老年員工的比例 (Age55r) 上升 1%, 將使生產力下降 0.44%, 上述結論與 Liu et al. (2010) 認爲中年員工生產力較高的結果不同。然而, 本篇文章是以電子業進行分析, 而此產業爲新興發展產業, 故年輕員工也許可接觸到較多的創新生產技術或相關知識。因此, 工廠雇用年輕勞工的比例越高其生產力將會越高的結果也似乎合理。而男性員工比例 (Avg_male) 提升1%, 將使生產力上升約 0.22%, 此效果與 Liu et al. (2010) 的估計約略相同。但由於本文係利用性別人數比例, 並非性別工時比例, 而男性工作時間平均較女性爲長, 故此影響效果有可能高估。至於外勞與本勞比率 (FL) 的影響效果, 從表4的 (9) 式來看, 當工廠雇用的外勞與本勞比率爲 20%, 若增加 1% 的外勞與本勞比率, 將會使生產力上升 0.57%。但是, 當雇用比率高於 46% 時, 隨著比率的增加, 將會使生產力下降。而人力資本指標 (H_index) 若上升 1%, 工廠生產力將提升 0.72%, 此結果亦代表著員工的平均教育程度越高, 工廠生產力將越高。

總括來說, 工廠的營運年數越長、規模越大、薪資分散程度越低、每人平均研發資本越高、所雇用的年輕與男性員工比例越高與員工教育程度組成越高時, 工廠的生產力越高。而工廠若雇用外勞時, 生產力將會有明顯提升, 但此助益隨著雇用比率的上升而有所下降。對於外勞僱用比率的影響效果, 我們在此解釋爲, 外籍勞工爲補充性之勞動力, 工廠的僱用將能解決其因勞動力不足所造成的生產力損失。然而, 隨著外勞的僱用比率越高, 相對的員工管理與文化差異等所造成對生產力的負面影響亦將逐漸顯著, 使得工廠因僱用外籍勞工而在生產力上所得到的好處隨著雇用比率越高而

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

逐漸消失。

5.2 工廠員工平均薪資之實證結果

關於工廠的薪資函數之估計, 我們利用各廠員工平均薪資作爲被解釋變數, 表5爲此薪資函數的估計結果。從表5中 (3) 式來看, 工廠的營運年數增加1%將使得廠內平均薪資上升0.01%。相較於其他工廠, 大規模工廠其平均薪資將增加約0.06%, 而小規模工廠其平均薪資將減少0.04%。此影響方向與 Idson and Oi (1999) 的研究結果相符合。薪資分散程度對於廠內平均薪資的影響爲正向, 此則反映著薪資分布的離散不利於生產力提升, 反而會增加勞動成本的支出。另外, 每人平均研發資本對廠內平均薪資有正向影響效果, 顯示工廠若從事研發或創新活動, 將有助於員工薪資的提升。

至於勞工組成特性對平均薪資的影響, 男性員工比例上升1%, 其平均薪資將會提升約0.27%, 此效果與對生產力的影響效果大略一致。人力資本指標對於平均薪資亦呈現正向影響, 當人力資本指標上升1%, 工廠平均薪資將提升0.32%, 此亦代表著受雇員工之平均教育程度越高, 平均薪資也會有所提升。而相較於年輕的員工, 年長員工的比例越高, 平均薪資將會上升, 且效果隨著年齡的提高而增加, 此結果則與生產力的影響效果相左。針對此現象我們也提出可能的解釋, 即員工薪資大多隨著員工經驗的累積而上升, 但電子業爲近年來興起之產業, 相關的生產技術知識並未反應在年長員工的經驗累積上, 因此, 才會產生員工年長比例的增加使得平均薪資上升但生產力相對較低的現象。

外勞與本勞比率及其平方項對於平均薪資皆無顯著的影響效果。由於外勞的引進大多爲非技術勞工, 雖然外勞與本勞比率升高理應使本勞的非技術勞工之薪資下降, 但外勞的增加卻可能會因技術與非技術勞工間的互補性, 而使得本勞之技術勞工的薪資上漲。[19] 故整體來說, 外勞與本勞比率的上升對於整體平均薪資的影響將不確定。

[19] Winter-Ebmer and Zweimuller (1996)、Friedberg (2001) 與 Ottaviano and Peri (2006) 針對低技術移民對本國勞動者薪資的影響效果進行分析時, 皆得到類似的結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 工廠員工平均薪資函數估計結果

	(1)	(2)	(3)
Constant	9.7312***	8.9929***	9.0987***
	(0.0126)	(0.0214)	(0.0218)
ln KL	0.0326***	0.0246***	0.0217***
	(0.0014)	(0.0013)	(0.0012)
工廠特性變數:			
ln AGE	0.0330***	0.0153***	0.0100***
	(0.0023)	(0.0022)	(0.0023)
Large	0.0221***	0.0573***	0.0550***
	(0.0040)	(0.0036)	(0.0035)
Small	0.0019	−0.0405***	−0.0371***
	(0.0044)	(0.0042)	(0.0040)
Wdispersion	0.1376***	0.1577***	0.1668***
	(0.0209)	(0.0192)	(0.0185)
ln R&D	0.0238***	0.0186***	0.0166***
	(0.0008)	(0.0007)	(0.0007)
員工特性變數:			
FL		−0.0021	−0.0030
		(0.0325)	(0.0322)
FL_squared		0.0510	0.0729
		(0.0549)	(0.0549)
Age3055r		0.2956***	0.2816***
		(0.0090)	(0.0089)
Age55r		0.3124***	0.3193***
		(0.0171)	(0.0164)
Avg_male		0.2593***	0.2718***
		(0.0080)	(0.0081)
H_index		0.3814***	0.3232***
		(0.0150)	(0.0148)
Year effects	No	No	Yes
Industry effects	No	No	Yes
R-squared	0.1855	0.3402	0.3929
Observations	12,970	12,970	12,970

註: *、** 與 *** 分別表示10%、5%與1%之水準下顯著, 括弧內估計係爲標準誤。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 大型與中小型工廠之特性差異

		工廠特性			員工特性				
		ln AGE	Wdispersion	ln R&D	FL	Age30r	Age55r	Avg_male	H_index
大型工廠	平均數	2.4147	0.2701	4.5929	0.0928	0.3466	0.0252	0.4442	1.3227
	(標準差)	(0.7778)	(0.0631)	(2.8040)	(0.1526)	(0.1552)	(0.0350)	(0.1460)	(0.1010)
樣本數:	1,365 家								
中小型工廠	平均數	2.2663	0.3355	0.7852	0.0218	0.2096	0.0695	0.4739	1.2481
	(標準差)	(0.6714)	(0.1125)	(1.9740)	(0.0853)	(0.1855)	(0.1138)	(0.1964)	(0.1188)
樣本數:	11,605 家								

5.3 大型與中小型工廠之差異

爲了探討勞工組成特性對生產力與薪資的影響, 是否在不同規模的工廠之間有所差異, 本小節我們進一步將樣本區分爲大型與中小型工廠進行分析。關於大型與中小型工廠的定義,[20] 胡名雯 (1991) 與陳忠榮等 (2001) 皆定義員工人數在百人以上屬於大型企業, 而員工人數在百人以下則視爲中小型企業。因此, 我們依循該法則將樣本切割, 其中, 有1,365家工廠屬於大型工廠, 而其他則屬於中小型工廠。

表6爲大型與中小型工廠針對各特性變數之基本統計量。從表中我們可以發現, 平均來說, 大型工廠的廠齡與每人平均研發資本皆高於中小型工廠, 與陳忠榮等 (2001) 針對台灣電子業的分析略爲一致, 但薪資分散程度卻顯得相對較低。此結果代表大型工廠的存活能力與從事研發或創新行爲的能力相對較強, 但在員工薪資給付的分布上則趨於集中。而針對員工相關特性變數, 大型工廠的平均外勞與本勞比率約高出中小型工廠的四倍, 且人力資本指標也相對較高。此數據顯示, 大型工廠對於高教育勞工的需求較高, 且聘用外籍勞工的機率也相對較高。另外, 大型工廠僱用較高比例的年輕員工, 但男性員工比例則以中小型工廠略高於大型工廠。然而, 這些基本統計數據的差異並無法直接反映各項特性在工廠生產力與薪資決定上是否扮演著不同角色, 於是我們更進一步針對大型與中小型工廠的生產力與薪資函數進行估計。

[20]胡名雯 (1991) 指出, 中小企業的定義隨著分析的主題不同, 區分的指標亦不盡相同。例如: 以總產出、總員工數、固定資產、總銷售額或能源使用量等。但在實證研究時, 仍是以總員工數來界定較爲適當, 因其較不受時間或空間因素所影響。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表7爲大型與中小型工廠在不同的生產力指標下, 勞工組成特性對生產力與平均薪資影響之估計結果。[21] 由表中的 (1) 與 (2) 式資本勞動比的估計係數我們可得知, 大型工廠的資本產出彈性略高於中小型工廠的資本產出彈性, 顯示大型工廠較偏向於資本密集。另外, 由於三種生產力指標的估計結果中, 各變數對生產力的影響在大型與中小型工廠之間的差異頗爲類似, 僅效果強度上有所不同, 因此我們僅針對兩類型工廠的差異進行說明。

關於工廠的特性變數, 相較於中小型工廠, 大型工廠的營運年數對生產力的正向效果與薪資分散度對生產力的負向效果皆較爲擴大, 但每人研發資本對生產力的貢獻並無明顯且一致的差異。而員工特性變數中, 人力資本指標對大型工廠生產力的貢獻高於對中小型工廠的貢獻。員工的年齡與性別組成僅對中小型工廠的生產力有顯著影響, 對於大型工廠生產力則並無一致且顯著的影響效果。至於外勞與本勞比率對生產力的影響, 則以中小型工廠的效果強度較大。

針對各項特性對薪資之影響來看, 除了薪資分散度、每人研發資本與外籍勞工變數之外, 大型工廠各項特性對平均薪資的影響效果皆高於中小型工廠之影響效果。而薪資分散度對大型工廠平均薪資的影響效果則呈現負向, 與對生產力的影響方向略爲一致。至於外勞本勞比率對兩類型工廠仍不存在明顯的影響效果。

將上述結果整理後, 我們可以發現, 相較於中小型工廠, 大型工廠的學習效果與薪資公平所帶來的生產力助益將更爲強烈。其次, 大型工廠的勞工組成特性中, 員工的平均教育程度的提升, 係工廠生產力上升的主要動力, 員工的年齡與性別比例之差異並未對生產力造成顯著影響; 反觀中小型工廠, 員工的年齡、性別比例與教育程度組成皆是生產力變化的重要決定因素, 惟員工教育程度提升所帶來之生產力的助益明顯低於大型工廠。最後, 大型工廠中本國員工特性差異的薪資溢酬皆高於中小型工廠。

[21]由於在此已利用廠商規模將樣本進行區隔, 因此表7中的估計並未再加入 Large 與 Small 兩個廠商規模變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 大型與中小型工廠生產力與薪資函數估計結果

	ln YL	ln YL	ln TFP	ln TFP	L&P TFP	L&P TFP	ln W	ln W
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	大型工廠	中小型工廠	大型工廠	中小型工廠	大型工廠	中小型工廠	大型工廠	中小型工廠
Constant	4.4261***	4.8427***	4.0838***	4.5156***	6.5220***	6.9108***	9.4857***	9.1881***
	(0.4188)	(0.0917)	(0.3961)	(0.0901)	(0.4559)	(0.1110)	(0.0976)	(0.0226)
ln KL	0.1730***	0.1645***					0.0188***	0.0184***
	(0.0211)	(0.0050)					(0.0033)	(0.0013)
工廠特性變數:								
ln AGE	0.1226***	0.0239**	0.1195***	0.0159	0.2588***	0.0557***	0.0127***	0.0098***
	(0.0268)	(0.0101)	(0.0273)	(0.0102)	(0.0308)	(0.0124)	(0.0043)	(0.0025)
Wdispersion	−2.2101***	−0.2907***	−2.0293***	−0.2866***	−3.4265***	−0.8424***	−1.0122***	0.1767***
	(0.3208)	(0.0562)	(0.3083)	(0.0574)	(0.3642)	(0.0750)	(0.0746)	(0.0185)
ln R&D	0.0477***	0.0422***	0.0425***	0.0363***	0.0713***	0.0792***	0.0120***	0.0166***
	(0.0079)	(0.0036)	(0.0079)	(0.0036)	(0.0083)	(0.0044)	(0.0015)	(0.0008)
員工特性變數:								
FL	1.1030***	1.4211***	0.8811***	1.1848***	0.7808**	2.4273***	0.0175	0.0713*
	(0.2719)	(0.1339)	(0.2636)	(0.1325)	(0.3099)	(0.1755)	(0.0411)	(0.0379)
FL_squared	−1.1296***	−1.1081***	−0.9985**	−1.0273***	−1.4677***	−2.7925***	−0.0601	−0.0008
	(0.4238)	(0.2288)	(0.4213)	(0.2261)	(0.5125)	(0.3197)	(0.0609)	(0.0650)
Age3055r	0.1505	−0.2850***	0.1603	−0.3050***	−0.5282***	−0.9508***	0.3110***	0.2342***
	(0.1560)	(0.0342)	(0.1568)	(0.0347)	(0.1810)	(0.0437)	(0.0299)	(0.0091)
Age55r	0.2954	−0.2962***	0.4587	−0.3211***	−0.6321	−1.0363***	0.3486***	0.2720***
	(0.4854)	(0.0592)	(0.4848)	(0.0594)	(0.5188)	(0.0719)	(0.0908)	(0.0163)
Avg_male	0.1273	0.2324***	0.0683	0.1770***	−0.5099***	0.1243***	0.3149***	0.2393***
	(0.1421)	(0.0311)	(0.1413)	(0.0316)	(0.1639)	(0.0380)	(0.0252)	(0.0083)
H_index	1.2463***	0.5855***	1.1524***	0.4911***	1.8409***	0.5529***	0.3500***	0.3021***
	(0.2626)	(0.0592)	(0.2603)	(0.0594)	(0.3015)	(0.0729)	(0.0539)	(0.0153)
R-squared	0.4312	0.2164	0.2562	0.0767	0.3599	0.1882	0.7572	0.3187
Observations	1,365	11,605	1,365	11,605	1,365	11,605	1,365	11,605

註: 所有估計式皆控制三欄位產業與各年的固定效果 (fixed effects)。*、** 與 *** 分別表示10%、5% 與 1% 之水準下顯著, 括弧內估計係數爲標準誤。

臺灣大學學術期刊資料庫

5.4 穩健性分析 (robustness analysis)

本文雖然運用豐富的工廠與員工特性變數進行估計工廠的生產力與薪資函數, 但還是無法完全考量所有工廠之間的特性差異, 這些不可從資料中觀察到的個別工廠異質性, 可能會使前述的估計結果產生偏誤。然而, 由於本文的合併資料係屬縱橫資料, 利用此類型資料的追蹤特性, 我們可加以控制個別工廠不隨時間變動的不可觀察異質性。一般來說, 在不考量動態的情形之下, 控制個別工廠不可觀察異質性的估計模型, 主要可分爲固定效果模型與隨機效果模型。Hsiao (1986) 指出,[22] 針對這兩種模型的選擇, 必須考慮到資料特性與分析之目的。當樣本資料由母體中隨機抽取, 且分析目的主要在於探討整個母體的特性時, 運用隨機效果模型係較爲恰當的分析方法。而當樣本資料爲非隨機, 且分析目的主要僅在探討這些樣本的相關特性時, 則運用固定效果模型較爲合適。由於本文目的主要係探究整個電子業中勞工組成相關特性對生產力與薪資的影響, 並非針對特定樣本進行討論, 再者, 我們的資料屬調查資料, 故應可視爲隨機樣本, 因此我們即以隨機效果模型來分析個別工廠的不可觀察的異質性。

表8爲運用隨機效果模型的生產力與薪資函數估計結果。針對生產力函數來看, 將表8中的模型 (1)、模型 (2) 以及模型 (3), 分別與表4中的模型 (3)、模型 (6) 以及模型 (9) 進行比較之後, 我們可以發現, 各項特性對生產力的影響方向約略相同, 僅表8中模型 (1) 的工廠規模與模型 (3) 中的男性員工比例之估計係數呈現不顯著的情形。至於效果強度上, 表4與表8的對應模型之估計係數雖有些許不同, 但並不存在系統性的差異。在薪資函數估計方面, 透過表8的模型 (4) 與表5的模型 (3) 的比較, 我們發現在控制個別工廠不可觀察的異質性之後, 各項特性對薪資的影響方向並無明顯變化, 僅外勞與本勞比率平方項對薪資在10%的顯著水準下呈現正向效果。總的來說, 工廠不可觀察的異質性, 雖會對估計結果造成些許影響, 但本文的整體結論並未有改變。

[22]請參考 Hsiao (1986), pp. 42–43。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 工廠生產力與薪資函數之隨機效果估計結果

	ln YL	ln TFP	L&P TFP	ln W
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	4.9243***	4.5955***	6.5314***	9.3169***
	(0.1043)	(0.1016)	(0.1126)	(0.0220)
ln KL	0.1730***			0.0124***
	(0.0057)			(0.0012)
工廠特性變數:				
ln AGE	0.0695***	0.0652***	0.1014***	0.0057**
	(0.0120)	(0.0121)	(0.0134)	(0.0025)
Large	0.0140	0.0291*	0.4151***	0.0074**
	(0.0167)	(0.0167)	(0.0181)	(0.0032)
Small	0.0006	−0.0360**	−0.3799***	−0.0027
	(0.0152)	(0.0150)	(0.0161)	(0.0029)
Wdispersion	−0.2532***	−0.2342***	−0.4038***	0.0765***
	(0.0606)	(0.0611)	(0.0665)	(0.0118)
ln R&D	0.0608***	0.0526***	0.0917***	0.0140***
	(0.0038)	(0.0037)	(0.0042)	(0.0009)
員工特性變數:				
FL	1.3370***	1.1179***	0.9737***	0.0170
	(0.1410)	(0.1408)	(0.1523)	(0.0267)
FL_squared	−1.0138***	−0.8837***	−1.0263***	0.0626*
	(0.1957)	(0.1966)	(0.2096)	(0.0352)
Age3055r	−0.1971***	−0.1989***	−0.3956***	0.2000***
	(0.0391)	(0.0394)	(0.0427)	(0.0075)
Age55r	−0.2357***	−0.2342***	−0.5029***	0.2643***
	(0.0683)	(0.0688)	(0.0749)	(0.0133)
Avg_male	0.1523***	0.1271***	0.0116	0.1857***
	(0.0400)	(0.0403)	(0.0448)	(0.0085)
H_index	0.4236***	0.3461***	0.4135***	0.2897***
	(0.0680)	(0.0683)	(0.0760)	(0.0145)
Year effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry effects	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.3015	0.1371	0.4769	0.3647
Observations	12,970	12,970	12,970	12,970

註: *、** 與 *** 分別表示10%、5%與1%之水準下顯著, 括弧內估計係數爲標準誤。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

6 結論與檢討

本文係利用1998年至2003年工廠與員工合併資料, 探討台灣電子業工廠與員工特性對於生產力之影響。文中以勞動生產力、總要素生產力與Levinsohn-Petrin 生產力作爲衡量生產力的指標, 並進一步分析各項特性對於廠內平均薪資的影響效果。

本文實證結果顯示, 若工廠營運年數較高、規模越大、研發資本越高、員工年齡組成比例越輕、員工薪資分散程度越低、男性員工比例與人力資本指標越高者, 其工廠生產力將會有所提升。至於外勞雇用方面, 我們發現當廠商雇用外籍勞工時, 其生產力會有所提升, 但隨著雇用比例的上升將使貢獻度下降。而爲了解決生產要素投入與不可觀察之生產力衝擊兩者間的關聯性所導致的生產力估計偏誤, 本文利用 Levinsohn and Petrin (2003) 的方法, 並以生產過程的電力使用來捕捉廠商遭遇不可觀察之生產力衝擊時所造成的要素投入之決策變化。估計結果顯示, 當考慮兩者間的關聯性時, 工廠與勞工組成特性對於生產力的影響效果皆更爲擴大, 此也突顯出要素投入與生產力衝擊之關聯的重要性。從 Levinsohn-Petrin 生產力來看各特性的效果, 工廠營運年數、每人平均研發資本、員工男性比例與人力資本指標增加1%時, 生產力各分別提升0.07%、0.07%、0.22%與0.72%。而相較於其他工廠, 大規模工廠其生產力將高出約0.68%, 小規模工廠其生產力則約降低0.62%。中年與老年勞工比例上升1%時, 分別使生產力下降約0.36%與0.44%。另外, 以外勞與本勞比率爲20%的工廠來看, 其增加1%的外勞與本勞比率, 將會使生產力上升0.57%。但是, 當工廠雇用勞工的外勞與本勞比率高於46%時, 隨著比例的增加, 將會使生產力下降。至於薪資分散程度上升1%, 將使生產力下降0.43%, 而此結果亦符合 Akerlof and Yellen (1990) 對工廠內工資分散程度的看法, 即員工之間工資分布不均將使工作團隊渙散, 進而降低員工生產力。而若將樣本區分爲大型工廠與中小型工廠進行分析時, 我們發現大型工廠的學習效果與薪資公平所帶來的生產力助益皆較爲強烈。且大型工廠中, 員工的教育程度係工廠生產力的主要決定因素, 但員工的年齡與性別比例之差異並未對生產力造成顯著影響; 反觀中小型工廠, 員工的年齡、性別比例與教育程度組成皆會對於生產力造成顯著影響, 惟員工教育程度提升所帶來之生產力的助

臺灣大學學術期刊資料庫

益明顯低於大型工廠。

針對工廠平均薪資方面, 實證發現工廠營運年數越高、規模越大、每人研發資本越高、員工男性比例與人力資本指標越高者, 平均薪資也會相對較高。然而, 相較於年輕的員工, 年長員工的比例越高, 平均薪資將會上升, 且效果隨著年齡的提高而增加, 而此結果與生產力的影響效果相左。在此可解釋爲員工薪資大多隨著員工經驗的累積而上升, 但因新興電子產業的相關生產技術知識並未反應在年長員工的經驗累積上, 因此才會產生員工年長比例的增加使得平均薪資上升但生產力卻下降的結果。至於外勞與本勞比率對於平均薪資則無顯著的影響。主要的解釋爲, 雖然外籍勞工的引進使得非技術勞工的供給增加, 可能會造成本國非技術勞工之薪資下降, 但因技術與非技術勞工的互補性, 使得本勞之技術勞工平均薪資上漲, 故整體來說外勞僱用比率的上升對於平均薪資的影響效果將不明確。而若將樣本區分爲大型工廠與中小型工廠進行分析時, 我們發現大型工廠對於本國員工特性差異的薪資溢酬皆高於中小型工廠。最後, 爲考量工廠不可觀察之異質性, 是否對生產力與薪資函數的估計產生影響, 我們亦運用隨機效果模型進行分析。然而, 結果顯示並未改變前述之整體推論。

本文僅選取電子業進行分析, 而台灣的電子業平均來說係發展較爲良好之產業, 故我們對生產力與薪資的估計可能會有所高估。再者, 由於外勞的聘用並非爲自由的勞動市場, 主要在於廠商雇用外勞時必須面對的三個條件, 分別是: 是否符合相關專案的聘雇資格、是否處於「缺工」狀態與外勞雇用不得超過核配比例。因此外勞的僱用乃須經過政府同意, 且核配比例也受到限制, 故雇用外勞之工廠可能爲非隨機性的選擇行爲, 造成外勞對於生產力與薪資的影響效果仍須深入探討。因此, 若可將樣本擴張至所有製造業, 以及設法尋求廠商雇用外勞、或外勞雇用比率的決定因素, 將是後續研究的努力方向。

參考文獻

胡名雯 (1991), “臺灣製造業中小企業之研究”, 博士論文, 台北: 國立台灣大學經濟研究所。(Hu, M. W. (1991), “Taiwan zhi zao ye zhong xiao qi ye zhi yan jiu”, Ph.D. thesis, National Taiwan University.)

臺灣大學學術期刊資料庫

莊亦琦・許碧峰 (1999), “研究發展對生產力的貢獻及產業間的外溢效果: 台灣製造業實證”, 《經濟論文》, 27(3), 407–432。(Chuang, Y. C. and Hsu, P. F. (1999), “Productivity, R&D, and intra- and inter- industry spillovers in Taiwan’s manufacturing industry”, *Academia Economics Papers*, 27(3), 407–432.)

陳忠榮・劉錦添・孫佳宏 (2001), “中小企業與大企業技術效率之估計與比較 — 臺灣電子業四欄位產業之實證研究”, 《國家科學委員會研究彙刊: 人文及社會科學》, 11(4), 401–413。(Chen, J. R. and Liu, J. T. and Sun, C. H. (2001), “An empirical study on technical efficiency of small and medium enterprises and large firms in Taiwanese electronic industry”, *Proceedings of the National Science Council: Humanities and Social Sciences*, 11(4), 401–413.)

楊志海・陳忠榮 (2002), “研究發展、專利與生產力 — 台灣製造業的實證研究”, 《經濟論文叢刊》, 30(1), 27–48。(Yang, C. H. and Chen, J. R. (2002), “R&D, patents and productivity — Evidence from Taiwanese manufacturing firms”, *Taiwan Economic Review*, 30(1), 27–48.)

歐陽利姝・朱世琳 (2008), “研發、研發外溢與員工學歷結構差異對台灣資訊電子產業研發廠商的生產力之貢獻”, 《經濟論文叢刊》, 36(4), 515–550。(Ouyang, L. and Chu, S. L. (2008), “The effects of research, research spillovers and educational structure of employees on productivity of electronics firms in Taiwan”, *Taiwan Economic Review*, 36(4), 515–550.)

蔡光第・楊浩彥 (1996), “多層次巢覆式 R&D 外溢效果與其對台灣製造業不同科技部門之貢獻”, 《經濟論文叢刊》, 24(1), 29–60。(Tsai, K. T. and Yang, H. Y. (1996), “Multilevel-nested R&D spillovers and their contributions to sectors with different tech levels in Taiwan’s manufacturing industry”, *Taiwan Economic Review*, 24(1), 29–60.)

蔡蕙安・陳致綱 (2002), “研究發展外溢效果對廠商成本結構之影響 — 台灣高科技產業之實証分析”, 《經濟論文叢刊》, 30(2), 175–204。(Tsai, D. H. and Chen, T. G. (2002), “Intra- and inter-industry R&D

臺灣大學學術期刊資料庫

spillovers and exogenous technical change effects: Evidence from Taiwan high-tech plant-level data", *Taiwan Economic Review*, 30(2), 175–204.)

盧其宏 (2009), "外藉勞工雇用對廠商生產力與薪資之影響 — 台灣製造業之實證研究", 碩士論文, 台北: 國立台灣大學經濟研究所。(Lu, C. H. (2009), "The effect of foreign workers on plant productivity and wage — Evidence from Taiwan manufacturing industry", Master thesis, National Taiwan University.)

Abowd, J. M. and Kramarz, F. (1999), "The analysis of labor markets using matched employer-employee data", in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, volume 3, 2629–2710, Amsterdam: North Holland.

Abowd, J. M., Kramarz, F., and Margolis, D. N. (1999), "High wage workers and high wage firms", *Econometrica*, 67, 251–333.

Akerlof, G. A. and Yellen, J. L. (1990), "The fair wage-effort hypothesis and unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 255–283.

Aw, B. Y., Chung, S., and Roberts, M. J. (2000), "Productivity and turnover in the export market: Micro-level evidence from the Republic of Korea and Taiwan", *The World Bank Economic Review*, 14, 65–90.

Aw, B. Y., Roberts, M. J., and Winston, T. (2007), "Export market participation, investments in R&D and worker training, and the evolution of firm productivity", *World Economy*, 30, 83–104.

Aw, B. Y., Roberts, M. J., and Xu, D. Y. (2008), "R&D investments, exporting, and the evolution of firm productivity", *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 98, 451–456.

Barrington, L. and Troske, K. (2001), "Workforce diversity and productivity: An analysis of employer-employee matched data", Mimeo, Department of Economics, University of Missouri.

Chen, J. R. and Yang, C. H. (2005), "Technological capital, spillover and productivity: Evidence from Taiwanese firm level panel data", *Applied Economics*, 37, 2361–2371.

Friedberg, R. (2001), "The impact of mass migration on the Israeli labor market", *Quarterly Journal of Economics*, 116, 1373–1408.

Galindo-Rueda, F. and Haskel, J. (2005), "Skills, workforce characteristics and firm-level productivity: Evidence from the matched ABI/employer skills survey", IZA discussion paper, no. 1542.

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Griliches, Z. and Mairesse, J. (1998), "Production functions: The search for identification", in *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, 169–203, Cambridge: Cambridge University Press.

Hægeland, T. and Klette, T. J. (1999), "Do higher wages reflect higher productivity? Education, gender and experience premiums in a matched plant-worker data set", in J. Haltiwanger, J. Lane, J. R. Spletzer, J. Theeuwes, and K. Troske (eds.), *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, Amsterdam: North Holland.

Hall, B. H. (1993), "The stock market's valuation of R&D investment during the 1980's", *American Economic Review*, 83, 259–264.

Hall, B. H. and Mairesse, J. (1995), "Exploring the relationship between R&D and productivity in French manufacturing firms", *Journal of Econometrics*, 65, 263–293.

Haltiwanger, J. C., Lane, J. I., and Spletzer, J. R. (1999), "Productivity differences across employers: The roles of employer size, age, and human capital", *American Economic Review*, 89, 94–98.

Hamermesh, D. S. (1999), "Leeping into the future of labor economics: The research potential of linking employer and employee data", *Labor Economics*, 6, 25–41.

Haskel, J., Hawkes, D., and Pereira, S. (2005), "Skills, human capital and the plant productivity gap: UK evidence from matched plant, worker and workforce data", CEPR discussion paper, no. 5334.

Hellerstein, J. and Neumark, D. (1999), "Sex, wages, and productivity: An empirical analysis of Israeli firm-level data", *International Economic Review*, 40, 95–123.

——— (2004), "Production function and wage equation estimation with heterogeneous labor: Evidence from a new matched employer-employee data set", NBER working paper no. 10325.

Hellerstein, J., Neumark, D., and Troske, K. (1999), "Wages, productivity, and worker characteristics: Evidence from plant-level production functions and wage equations", *Journal of Labor Economics*, 17, 409–446.

Hsiao, C. (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

Idson, T. L. and Oi, W. Y. (1999), "Workers are more productive in large firms", *American Economic Review*, 89, 104–108.

Iranzo, S., Schivardi, F., and Tosetti, E. (2008), "Skill dispersion and firm

臺灣大學學術期刊資料庫

productivity: An analysis with employer-employee matched data", *Journal of Labor Economics*, 26, 247–285.

Lazear, E. P. and Rosen, S. (1981), "Rank-order tournaments as optimum labor contracts", *Journal of Political Economy*, 89, 841–864.

Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003), "Estimating production functions using inputs to control for unobservables", *Review of Economic Studies*, 70, 317–342.

Liu, J. T., Tsou, M. W., and Hammitt, J. K. (1999), "Export activity and productivity: Evidence from the Taiwan electronics industry", *Review of World Economics*, 135, 675–691.

Liu, J. T., Tsou, M. W., and Wang, P. (2010), "Workforce composition and firm productivity: Evidence from Taiwan", *Economic Inquiry*, 48, 1032–1047.

Marschak, J. and Andrews, W. H. (1944), "Random simultaneous equations and the theory of production", *Econometrica*, 12, 143–205.

Mincer, J. (1991), "Human capital, technology, and the wage structure: What do time series show?", NBER working paper no. 3581.

Olley, S. and Pakes, A. (1996), "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica*, 64, 1263–1297.

Ottaviano, G. and Peri, G. (2006), "Rethinking the effects of immigration on wages", NBER working paper no. 12497.

Pakes, A. (1996), "Dynamic structural models, problems and prospects: Mixed continuous discrete controls and market interaction", in C. Sims (ed.), *Advances in Econometrics, Sixth World Congress*, volume 2, 171–259, Cambridge: Cambridge University Press.

Power, L. (1998), "The missing link: Technology, investment, and productivity", *Review of Economics and Statistics*, 80, 300–313.

Rosen, S. (1986), "The theory of equalizing differences", in Orley Ashenfelter and Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, volume 1, 641–692, Amsterdam: North Holland.

Tallman, E. W. and Wang, P. (1994), "Human capital and endogenous growth", *Journal of Monetary Economics*, 34, 101–124.

Tan, H. and Batra, G. (1997), "Technology and firm size-wage differentials in Columbia, Mexico, and Taiwan", *World Bank Economic Review*, 11, 59–83.

Wang, Y. and Chao, C. W. (2008), "Spillovers and productivity: The case

臺灣大學學術期刊資料庫

of the Taiwanese high-tech firms", *Contemporary Economic Policy*, 26, 248–258.

Wieser, R. (2005), "Research and development productivity and spillovers: Empirical evidence at the firm level", *Journal of Economic Surveys*, 19, 587–621.

Willis, R. J. (1986), "Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions", in Orley Ashenfelter and Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, volume 1, 525–602, Amsterdam: North Holland.

Winter-Ebmer, R. and Zweimuller, J. (1996), "Immigration and the earnings of young native workers", *Oxford Economic Papers*, 48, 473–491.

投稿日期: 2009年12月24日, 接受日期: 2010年9月29日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Impact of Workforce Composition on Plant Productivity and Wages: Evidence from the Taiwan Electronics Industry

Ching-Fu Chang

Department of Economics, National Taiwan University

Chyi-Horng Lu

Equity Research Analyst, Fine Ace Asset Management Co. Ltd.

Jin-Tan Liu

Distinguished Professor, Department of Economics, National Taiwan University

This paper investigates the effect of workforce composition on plant productivity and wages using a unique employer-employee matched data set with data from Taiwan electronics plants. Specifically, we adopt the methodology proposed by Levinsohn and Petrin (2003) to address the endogeneity caused by the correlation between inputs and unobservable productivity shocks when estimating production functions. Our results suggest that plant productivity increases with plant size, plant age, and the proportion of male, younger and more-educated workers within a plant. Moreover, the impact of the education composition of the workforce on plant productivity is more significant for large-scale plants. In addition, while younger workers are more productive than older ones, there is an age-wage premium with older workers being paid higher wages. Finally, employing foreign workers is beneficial to plant productivity, yet such benefit decreases as the ratio of foreign workers increases.

Keywords: workforce composition, matched data, productivity, wage, foreign labor

JEL classification: C33, D20, J30

臺灣大學學術期刊資料庫