縮短工時對產業勞動生產力變動之影響 — 分量迴歸模型之應用

徐美・陳明郎*

本研究透過分量迴歸模型, 以台灣整體產業和製造業中分類資料, 探討全面實施週休二日政策縮短工時對於各產業勞動生產力分配的影響。分量迴歸結果顯示, 縮短工時政策效果對整體產業和製造業中分類產業勞動生產力分配變動的影響效果不一, 與 OLS 迴歸估計結果也不同。整體製造業相對服務業的勞動生產力爲低, 但在週休二日工時縮短政策實施後, 整體製造業的相對勞動生產力提升但不顯著。在製造業中分類產業間縮短工時的變動效果明顯不同, 資訊電子業的勞動生產力不受週休二日政策實施的影響, 即實施前後相對於服務業的勞動生產力並沒有顯著改變。金屬機械工業和民生工業的勞動生產力則受到縮短工時顯著的負面影響, 其中民生工業在政策實施後勞動生產力降低幅度較金屬機械工業爲大, 且工時縮短的負面衝擊隨分量提高而遞減, 化學工業勞動生產力分配則是部分受到影響。

關鍵詞: 縮短工時, 勞動生產力, 分量迴歸模型
JEL 分類代號: J00, C50, J24

1 前言

縮短法定工作時數在各先進國家早已實施, 縮短法定工時的經濟效果在文獻上的討論涉及的層面, 包括勞動生產力的變動, 勞動就業量和薪資變

*作者分別爲國立台北大學經濟系教授與中央研究院經濟所研究員。作者感謝兩位匿名評審的寶貴意見與建議。

臺灣大學學術期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 38:4 (2010), 523–559。
國立台灣大學經濟學系出版

動三方面, 其中以對於勞動生產力的改變所引起的討論最多。有的學者認爲縮短工時會提高勞動生產力 (Aberg, 1985; Hart and McGregor, 1988; Leslie and Wise, 1980; Tatom, 1980), 但也有學者認爲勞動生產力會因而下降 (Craine, 1973; Feldstein, 1967; Leslie, 1984)。[1] 這些文獻大多數是透過迴歸估計和彈性計算的方式來分析縮短工時對勞動生產力的影響, 但是都無法說明隨著法定工時降低的同時, 產業是如何透過僱用不同技術或教育程度的勞動力, 正常工時以及加班工時來影響勞動生產力。尤其當產業特性不同時, 僅是以彈性變動估計值表示縮短工時的效果, 無從判斷其中重要的影響因素。其次, 由於勞動生產力指數定義爲實質國內生產毛額指數除以受僱人數指數, 其中受僱人數指數隱含了勞動人數和每人工時的變化, 但是一般在分析勞動生產力變動時, 忽略了此兩項分析縮短法定工時的勞動生產力效果之重要影響管道, 因此可能會造成錯估勞動生產力變動的結果。[2]

以上的研究有兩項重要的特質。首先, 縮短工時政策之影響效果, 在各文獻中所呈現的結果是不一致的, 甚少透過工作時數和不同教育程度勞工僱用量的變動來探討勞動生產力的變動, 忽略了勞動品質對於勞動生產力的重要性。其次, 文獻也沒區分工時縮短是經濟發展過程中自然趨勢所爲, 抑或是因爲政府在某一點宣布政策實施所致。事實上, 工時縮短的肇因是非常重要, 也關乎了研究分析所使用的方法。

台灣在全面實施週休二日縮短工時政策前後, 就業結構比率、月平均工作時數、加班工作時數、週工作六日的涵蓋率變動以及勞動生產力指數等各項資料變動的情況差異非常明顯, 說明如下。圖1顯示歷年就業結構比率變動之趨勢, 工業部門中就業者佔整體產業就業人數的比率逐年減少, 從1979年的67.9%減少至2006年的47.9%。其中, 製造業的就業人數佔整體產業就業人數的比率較高, 其次爲營造業, 最低的是水電燃氣業與礦業及土石採取業。相對地, 服務業就業者佔整體就業人數之比率在急劇地擴張中, 由1979年的32.1%提高到2006年的52.1%, 顯示產業結構快速地

[1]近年 Bosch and Lehndorff (2001) 也發現在1870年至1992年間, 美國、德國、日本、法國以及英國各先進國資料皆顯示, 工時逐漸縮短之同時, 勞動生產力 (以每單位工時表示) 在提升中。

[2]本研究採用勞動生產力指數之定義爲實質國內生產毛額指數除以受僱人數指數。

臺灣大學學術期刊資料庫

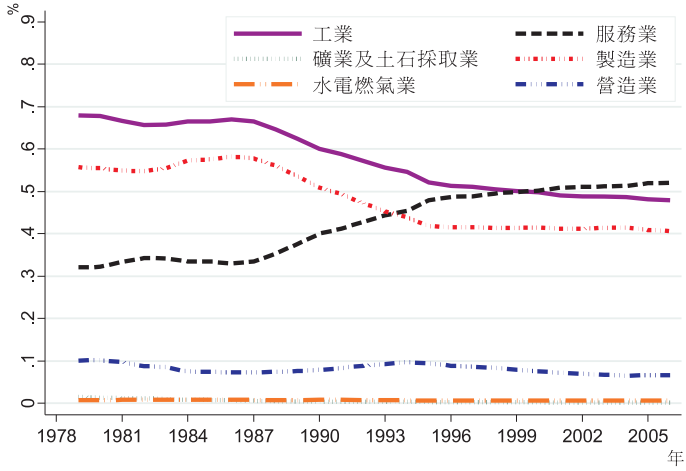


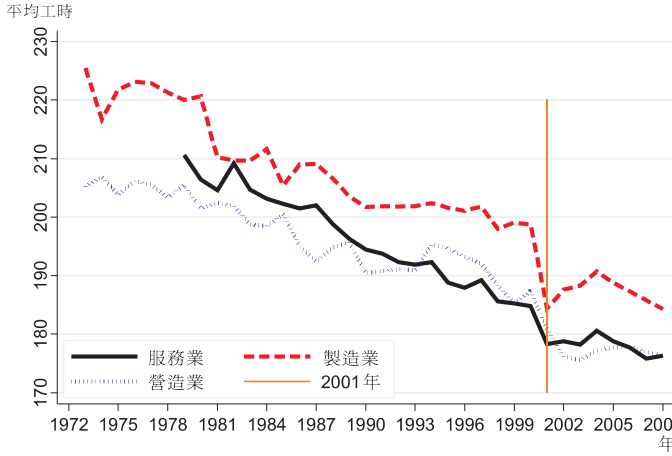
圖 1: 各產業歷年就業結構比率 — 按產業分類 (1979–2006)

轉變並朝向服務業發展。圖 2 顯示三級產業月平均工作時數雖逐年在下降中, 但在 2001 年實行週休二日後, 工作時數更是急劇地縮短。[3] 其中, 受到政策影響最大的是製造業, 2001 年較 2000 年月平均工作時數減少 7.2%, 服務業和營造業則下降 3.5%, 但製造業平均工作時數仍較服務業與營造業爲多。反之是加班工作時數逐漸提升, 以製造業最明顯。其每月平均加班時數由 2000 年 14 小時增至 2006 年的 17.1 小時, 實施週休二日政策雖使得製造業總工作時數縮短, 但加班工作時數卻提高 (圖 3)。

教育政策的促進和逐步鬆綁使得台灣勞動者之教育水準逐年提升, 增加產業勞工的生產力。台灣歷年就業者教育程度之變化情形呈現於圖 4, 低教育程度者如不識字與自修和國小學歷之就業比例在過去 30 年間快速下降, 具有國中教育程度者也呈現逐年穩定減少的趨勢。不識字與自修的就業者佔總就業者的比率自 1978 年的 11.78% 逐年下降至 2006 年的 0.61%, 國小教育程度的就業者比率從 1978 年的 45.65% 降至 2006 年的 11.31%。其次, 專科學歷的就業者比率則由 1978 年的 4.26% 提高到 2006 年的 17.40%, 大學及以上教育程度就業者之比率由 1978 年的 4.26% 提升爲 2006 年的

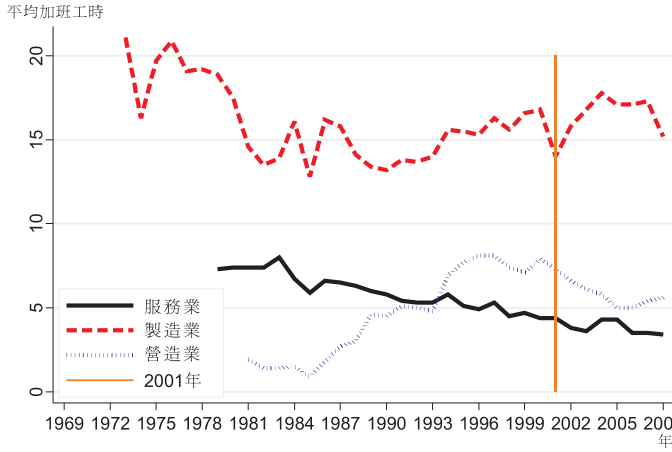
[3] 月平均工作時數定義爲本月底整體受雇員工在本月內實際工作時數總合, 包含正常工作時數及加班工作時數。

臺灣大學學術期刊資料庫



資料來源: 行政院主計處歷年《薪資與生產力統計調查資料》。

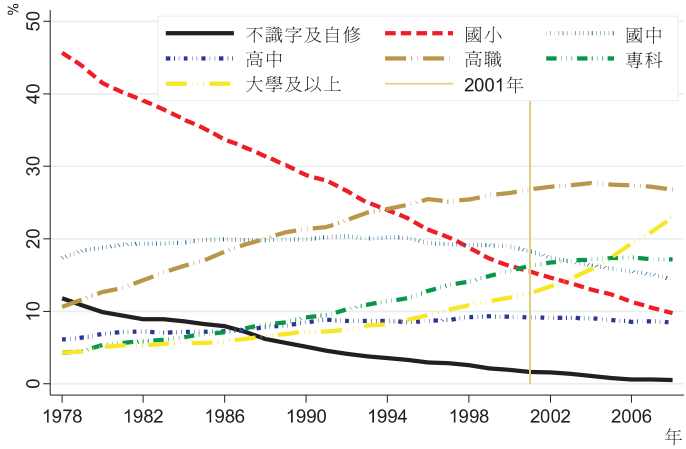
圖 2: 每月平均工時 — 按產業分類 (1973–2008)



資料來源: 行政院主計處歷年《薪資與生產力統計調查資料》。

圖 3: 每月平均加班工時 — 按產業分類 (1973–2008)

臺灣大學學術期刊資料庫



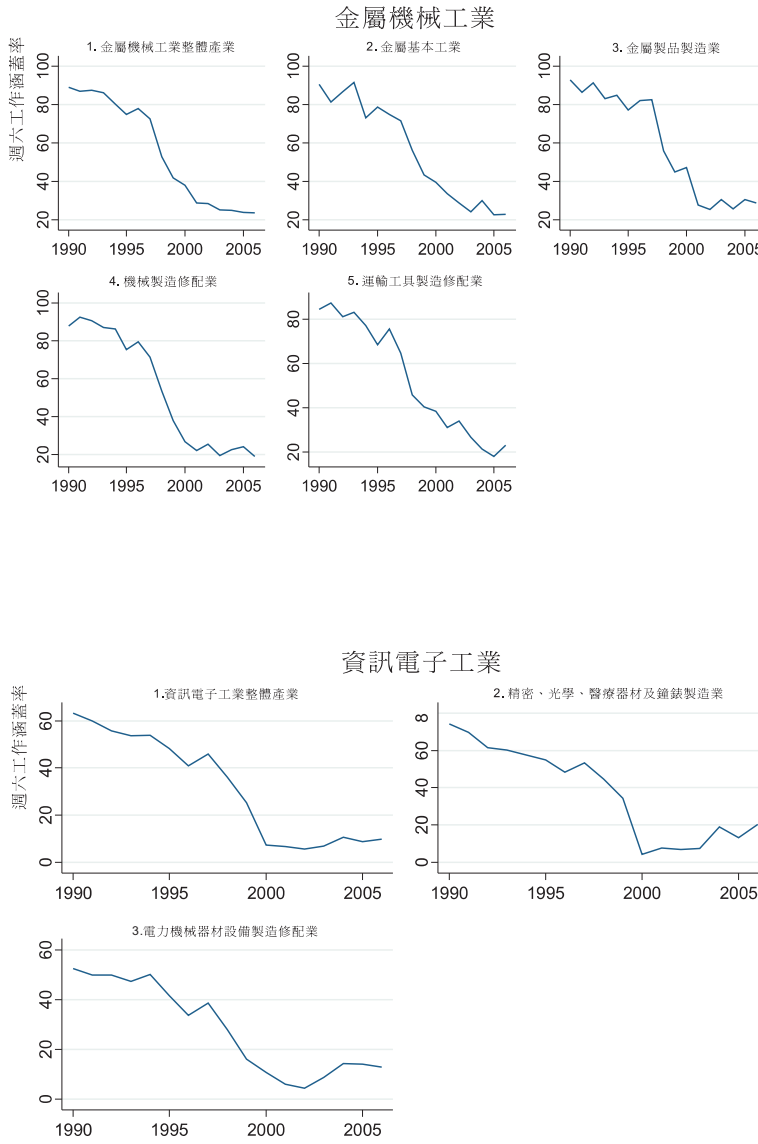
資料來源: 行政院主計處歷年《人力運用調查報告》。

圖 4: 歷年就業比率按教育程度區分 (1978–2008)

19.30%。因此, 圖 4 顯示具有高職、專科和大學及以上學歷者之就業比例逐年提高, 其中以大學及以上學歷者之就業比例在 1994 年後增加速度加快, 這反應出台灣勞動力品質快速提升的趨勢。

圖 5 顯示不論製造業中各中分類以及細分類產業, 在 1978 年至 2006 年週工作六日的涵蓋率變動皆顯示, 週休二日縮短工時政策實施前, 工作時數就已呈現下降的態勢。在 2001 年後, 週工作六日的涵蓋率更是明顯地出現驟然下降的情況。圖 6 顯示在週休二日實施後, 三級產業的勞動生產力指數皆顯示先降後升的態勢, 尤以製造業反彈幅度最大。製造業勞動生產力指數由 2000 年的 103.08 下降至 2001 年的 100, 在 2002 年時勞動生產力指數上升到 109.3, 其增加變動率爲 9.30%, 所以工作時數縮減僅造成製造業勞動生產力短暫的衰退。

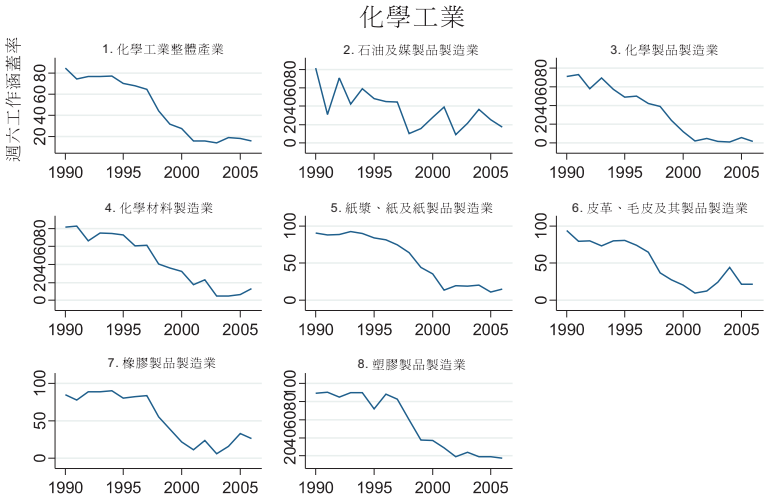
以上各項資料呈現出全面週休二日政策實施後, 使得各產業特性差異和競爭力差距擴大, 因此對於產業勞動生產力的影響產生顯著的不同。過去文獻以估算縮短工時彈性估計值方式以探究工時下降的效果, 缺乏政策變動前後的差異比較分析, 也無法檢視勞動生產力分配上各個參數對於政策變動的反應。因此, 本研究以分量迴歸模型及評估政策變動的方法, 實

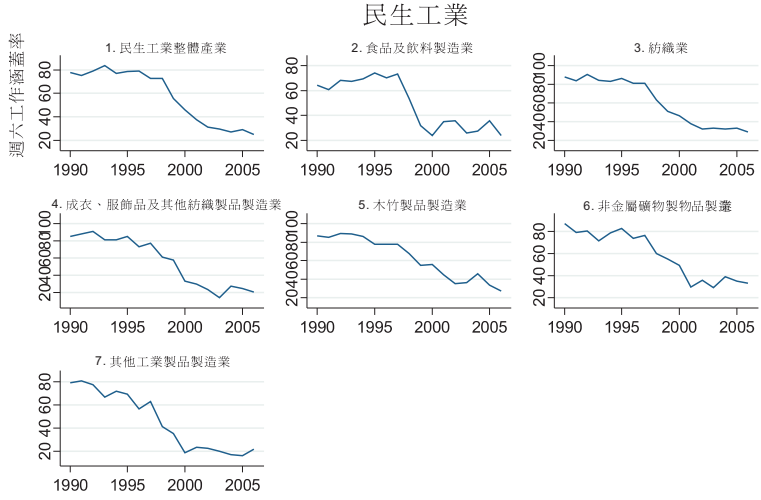


資料來源: 行政院勞工委員會歷年《台灣地區職類別薪資調查》。
註: 橫軸單位爲年。

圖 5: 週工作六日涵蓋率按製造業產業細項分類

臺灣大學學術期刊資料庫





資料來源: 行政院勞工委員會歷年《台灣地區職類別薪資調查》。
註: 橫軸單位爲年。

圖 5: (續) 週工作六日涵蓋率按製造業產業細項分類

臺灣大學學術期刊資料庫

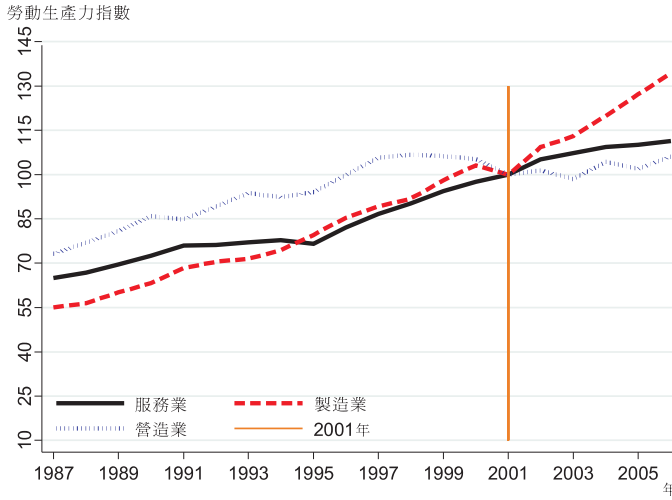


圖 6: 歷年三級產業勞動生產力指數趨勢圖 (1987–2006)

證研究週休二日政策實施對於產業勞動生產力的影響, 以與相關研究做一比較分析, 並提供相關文獻在分析工時縮短效果時, 一個新的探索角度。

迴歸結果顯示縮短工時政策效果對整體產業和個別產業勞動生產力分配變動的影響效果不一, 也和 OLS 迴歸估計結果不同。整體製造業相對服務業的勞動生產力爲低, 但在週休二日工時縮短政策實施後, 整體製造業的相對勞動生產力顯著地提升且呈現遞減現象。在製造業中分類產業間縮短工時的變動效果明顯不同, 資訊電子業的勞動生產力並不受週休二日政策實施的影響, 即實施前後相對於服務業的勞動生產力並沒有顯著改變。而金屬機械工業、化學工業以及民生工業的勞動生產力則受到縮短工時顯著的影響。其中金屬機械工業和民生工業在政策實施後勞動生產力顯著下降, 且金屬機械工業生產力下降幅度頗大, 但工時縮短的負面衝擊效果是遞減, 化學工業勞動生產力分配於低尾部分上顯著地提高。

論文第 1 節是背景介紹和研究動機的說明, 第 2 節是相關文獻探討, 第 3 節爲理論模型與實證估計變數說明, 並且解釋分量迴歸模型的設立。第 4 節是資料來源, 實證結果分析呈現在第 5 節, 最後一節是結論與討論。

臺灣大學學術期刊資料庫

2 相關文獻的探討

工時縮短對於勞動生產力變動的影響效果, 在相關文獻中呈現的研究結果不一。先前的研究中, Feldstein (1967), Craine (1973) 和 Leslie (1984) 發現, 縮短工作時數會導致勞動生產力下降。延續先前的研究, Leslie (1984) 研究美國1948年至1976年間20個製造業相關部門, 並以 Cobb-Douglas 生產函數迴歸估計工時投入的產出彈性。研究結果發現不同產業的工時投入產出彈性差距頗大, 但是當迴歸模型中控制了產業相對技術效率和產能使用率, 則顯示縮短工作時數會導致勞動生產力下降的實證結果。而 Tatom (1980), Leslie and Wise (1980), Hart and McGregor (1988) 和 Aberg (1985) 研究結果則顯示, 工作時間縮短會提高勞動生產力。這些文獻大多數是透過迴歸估計結果和彈性計算方式以分析縮短工時對勞動生產力的影響, 因而忽略了影響勞動生產力各項重要因子的探究。

Leslie and Wise (1980) 以英國1948年到1966年間28個製造業的年資料, 以 Cobb-Douglas 生產函數估計勞動投入與工時投入的變動對生產力的影響。在研究中同時比較了兩組不同的模型並估計工時縮短的彈性值, 一組是控制了景氣因素和產業相對技術效率兩項重要因素, 另一組則是沒有在迴歸中控制這兩項因素, 其發現截然不同的實證結果。所以其認爲勞動生產力的變動, 由景氣循環性因素和產業相對技術效率來決定。

Anxo and Bigsten (1989) 實證研究是以瑞典製造業1980年至1983年的季資料爲分析主軸, 並以 Cobb-Douglas 和 Translog 兩種生產函數進行模型設定檢定, 研究結果發現具有彈性的 Translog 生產函數較爲適當, 而據以實證迴歸估計的結果顯示縮減工時對生產力是不存在有影響的。以上的研究脫離不了彈性的估計和計算, 並以工時彈性的估計值判定工時投入時間的長短和生產力的關係。而近年來的研究, White (1987) 和 Rubin and Richardson (1997) 的實證分析中, 以特定生產函數的設定加入經濟成長的因素以探究縮短工時和生產力的關係, 其一致認爲縮短工時可提高工作彈性和生產力。Cette and Taddei (1993) 也認爲經由工時的縮減, 可重新調整生產組織和加強技術進步的正面影響效果, 使得單位勞動生產力提升。在跨國資料研究中, White (1987) 發現德國、法國、以色列等國家的勞動生產力在縮短工時後反而提高, 表示各國在實施縮短工時政策時, 採用

臺灣人文學術期刊資料庫

彈性調整和流線設計的方式來生產, 重新配置機器設備和訓練員工以提升工作效率, 使得工時縮短對勞動生產力提昇的正面影響大過其負面影響。Bosch and Lehndorff (2001) 研究美國、德國、日本、法國以及英國各先進國家1870年至1992年資料結果, 皆顯示在工時逐漸縮短之同時, 勞動生產力 (以每單位工時表示) 在提升中。

在國內相關文獻的研究中, 林國榮等 (1998) 以一個內含異質勞動投入結構之可計算一般均衡 (Computable General Equilibrium, CGE) 模型運用投入產出模型資料, 估算縮減工時對台灣經濟資源配置所產生的衝擊。[4] 實證發現在雇用勞動人數不變之下, 縮短工時對於實質國民所得甚至是對勞動生產力有不利的影響。邱淑芬·許宇翔 (2004) 依循 Cette and Taddei (1993) 的勞動模型的估計採用日本製造業資料, 進行工時縮短對產出、勞動雇用量、以及勞動生產力變動的影響估計, 研究結果顯示總工時的減少會提高勞動生產力。

以上相關的研究並沒區分縮短工時的因素是政策執行結果, 抑或是經過時間的調整使然, 更沒有以適當的政策評估計量方法探究縮短工時政策執行前後勞動生產力的變動, 所以也無從比較執行前後的差異和政策有效性。而以台灣資料所呈現的研究結果, 是在全面周休二日縮短工時政策實施之前, 並無後續的研究。另一項的實證發現則是來自於日本的製造業資料, 就縮短工時政策實施對勞動生產力影響之台灣資料實證探討, 卻是付之闕如。

3 理論模型與實證估計變數說明

3.1 理論模型的設立和變數預期效果說明

假設生產函數可表示如下:

$$Y(t) = A(t)F(K(t), L(t), E(t)), \tag{1}$$

其中 $Y(t)$ 是 t 期產出附加價值, $A(t)$ 是 t 期的生產力, $K(t)$ 爲 t 期的資本量, 且 $E(t)$ 爲 t 期勞動雇用的有效勞動力, 其含有教育、技術及工時等之

[4] 模型在估算縮減工時對於國民所得和相關資源分配之衝擊時, 也考量所可能肇致的消費性服務需求變動和對整體經濟的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

因素。勞動生產力是以人均附加價值, 或是平均產出來表示, 可表示如下:

$$\frac{Y(t)}{L(t)} = A(t)F\left(\frac{K(t)}{L(t)},\ \frac{E(t)}{L(t)}\right) \tag{2}$$

其中 $L(t)$ 是 t 期的勞工雇用人數。

對第 (2) 式取自然對數後, 勞動生產力的決定因素可略表示如下:

$$\log\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) \approx \log(A(t)) + \frac{A(t)L(t)}{Y(t)}\left[F_K\frac{K(t)}{L(t)} + F_L\frac{E(t)}{L(t)}\right], \tag{3}$$

根據既存文獻, 我們以時間趨勢變數 t 來捕捉生產水準 $A(t)$ 增加的效果, 其代表技術變動因素, 勞動生產力會隨 t 越大而提升。衡量勞動生產力的變數主要來源是影響有效勞動力的因素, 第一項變數是工作時數, 包括正常工時 (hr) 和加班工時 (overhr)。正常工時的提高增加工作時間對於勞動生產力可能會有負面影響效果, 加班工作時數增加會提高生產成本或是使得勞工的工作效率減低, 可能會減損勞動生產力。第二項變數則反應勞工的教育和技術, 因此以高技術勞工數量和低技術勞工數量的比例, H, 做爲衡量效率勞動人力之投入, 或是勞動的品質的代理變數。因此, 勞動生產力之數學式可表示如下:

$$\log\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2\frac{K(t)}{L(t)} + \beta_3\mathrm{hr}(t) + \beta_4\mathrm{overhr}(t) + \beta_5 H(t), \tag{4}$$

每人實質固定資本存量毛額 $K(t)/L(t)$ 定義爲生產設備、建築物、存貨及原材料等購買量除以雇用員工數。預期每人實質固定資本存量毛額增加會提升勞動生產力, 因產業特性差異且勞動力人數投入與品質不同, 每人實質固定資本存量毛額提高也有可能會降低勞動生產力, 此端視產業中資本與勞動人數和品質間潛在的替代與互補性。

在生產函數模型中, 不僅勞動投入的數量會影響到勞動生產力的變動, 且勞動投入的品質也會因不同產業之技術層級差異, 對高技術勞工和低技術勞工數量有不同的需求。Tallman and Wang (1994) 建構一項勞動品質指標 (labor quality index) 解釋在人力資本累積成長過程中, 勞動力品質的影響效果和重要性。其發現台灣在1965–1989 期間經濟快速成長的過程中, 勞動技術和品質是極爲重要的驅動力。在 Feenstra (1998)、Leamer

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

(2000) 和 Chen and Hsu (2001) 研究中認爲高技術勞工的相對需求增加不僅改變勞動結構, 也有助於一國國家產業升級和競爭力強化。莊奕琦・李鈞元 (2003) 應用「人力運用調查」資料, 實證發現其建構的人力資本指數的確優於其他僅考慮教育的人力資本指數, 考量人力品質提升的勞動投入約可解釋18%至35%的經濟成長。綜上, 除工作時數外, 本研究認爲影響勞動生產力最重要的變數是勞工品質變數, 但因資料的取得受限, 所蒐集的加總資料中沒有技術工和非技術工的教育和薪資資料, 無法建構 Tallman and Wang (1994) 或是莊奕琦・李鈞元 (2003) 的勞動人力品質指標。

再者, 產出附加價值 (Y_t) 是受到受僱員工人數 (L_t) 和受僱員工之高技術工 (S_t) 和低技術工 (U_t) 組成的影響, 且 $L_t = S_t + U_t$。平均勞動生產力不僅會受到產業僱用人數的影響, 雇用員工技術層級差異的組成變動也會影響到平均勞動生產力。Wood (1995) 在研究製造業勞動生產力和 Girma and Görg (2004) 分析服務業的勞動生產力時, 分別採用高低技術工比例變數, 以控制勞工組成變動和勞工品質的改變。因此, 本文將勞工區分爲高技術勞工和低技術勞工, 高技術勞工通常有較高的教育水準, 職業以主管階級和專業技術爲主。低技術勞工通常教育程度較低, 所從事的職業多以非技術工和體力工爲主要取向。因此在迴歸模型中同時控制技術工和非技術勞工之雇用數量比例變數以及勞工工作時數, 不僅可反映出產業中勞工的品質差異, 而且更能捕捉有效勞動力的影響效果。預期高低技術工比例提高會顯著增加勞動生產力, 但增加程度因產業特性差異而不同, 技術偏向的產業會因高低技術工比例的增加而顯著提高勞動產力, 以體力工密集雇用爲主的產業, 高低技術工比例的提升可能對於勞動生產力的增加並無顯著的助益。

研究中1987–2006年台灣三級產業資料顯示, 服務業的平均高低技術勞工比例 (5.73) 居三級產業之冠, 遠超過其他產業, 製造業 (0.56) 則是高於營造業 (0.36)。在製造業之粗分類產業中, 資訊電子工業有最高的高低技術勞工雇用比例 (0.62), 化學工業 (0.58) 次之, 而後是民生工業 (0.53), 金屬機械工業 (0.48) 居末。以上的比例反應出各產業特性的差異並造成高低技術勞工雇用比例不同, 綜上, 在解釋勞動生產力變動時, 勞動投入品

臺灣大學學術期刊資料庫

質因素的考量是極爲重要的。[5]

最後, 爲了考慮產業的差異性以及實施週休二日政策縮短工時對於勞動生產力的影響, 我們擴充第 (4) 式並包括了週休二日虛擬變數 (HR(t), 產業虛擬變數 ($D(t)$) 及衡量政策實施前後勞動生產力變動之估計變數, 其以週休二日虛擬變數和產業虛擬變數的交乘項 (HR(t)*$D(t)$) 表示之。勞動生產力之擴充模型可表示如下:

$$\begin{aligned}\log\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2\left(\frac{K(t)}{L(t)}\right) + \beta_3 \mathrm{hr}(t) \\ + \beta_4 \mathrm{overhr}(t) + \beta_5 H(t) + \beta_6 D(t), \\ + \beta_7 \mathrm{HR}(t) + \beta_8\left(\mathrm{HR}(t)^* D(t)\right), \end{aligned} \tag{5}$$

根據上述理論模型設定分析說明, 我們預期 $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$, β_4 的符號可能爲正但不顯著。β_5 爲高低技術勞工比例變數之係數估計值, 可能爲正或是負, 當產業具有技術偏向特質時, 預期 β_5 符號是正, 若是產業是勞力密集之產業時, 則 β_5 爲負號但不顯著。β_6 是產業虛擬變數的估計係數, 其可能爲正也有可能爲負號, 端視產業特性而定。β_7 是週休二日政策虛擬變數的估計值, 預期符號會因產業特性差異而不同。迴歸估計中週休二日和產業變數的交乘項係數估計值 β_7 的符號, 不僅決定於週休二日政策實施後產業本身勞動生產力的變動, 而且會受到該產業相對於產業對照組勞動生產力改變的影響。若是相對勞動生產力提升, 則 β_8 的符號爲正, 否則符號爲負的。

3.2 分量迴歸模型的設立

本研究蒐集 1987 年至 2006 年各產業勞動生產力指數變動資料, 此期間跨越週休二日政策全面實施的 2001 年, 因此可衡量政策實施前後各產業勞動生產力的變動。本研究採用政策實施前後效果評估的方法, 以探討週休二日對於產業勞動生產力變動的影響。[6]

[5]附錄1 以常用的 Cobb-Dogulas 兼固定替代生產函數的顯函數, 說明如何把高技術工和低技術工比例差異很大的產業, 放入同樣型式的生產函數中。

[6]週休二日政策實施效果的估計方法下, 可表示爲: $\Delta^{\text{週休二日}} = (Y^{\text{政策後實驗組}} -$

臺灣大學學術期刊資料庫

本研究選擇服務業作爲參考組, 有下列數項重要原因。首先, 根據勞委會最新的2006年總體資料顯示, 在週休二日政策實施後, 服務業平均工作六天的平均涵蓋率約爲31.21%, 是週平均工作天數最長的產業。營造業的平均涵蓋率約爲23.61%居中, 而製造業平均工作天數最短, 工作六天的平均涵蓋率約爲20.02%。服務業中勞工工作型態和時數在週休二日實施前即較其他產業具有較大的工作時數彈性, 服務業在全面實施週休二日後, 無法有效縮短工作時數, 整體工作時數相對下降不大仍具有較長的工作時數。因此在分析政策實施前後之變動效果是以服務業爲參考組, 以探討製造業及其中分類產業相對服務業在週休二日政策全面實施後勞動生產力變動的情形。其次, 爲求迴歸分析結果具有穩定性, 我們進行了週休二日政策實施縮短工時之產業結構性變動之檢測, 即爲 Chow test 並以其結果作爲選取分量迴歸參考組的依據。在結構性檢定結果中, 選定相對不具有結構性變動的產業作爲參考組, 因爲此項產業在2001年前後的工時變化會不如其他產業有劇烈性的改變, 其產業平均工作時數具有相對穩定性的結構, 最適合選爲參考組。檢定的方式是, 就各產業工時的時間序列之 AR 模型進行結構性變動的檢測, 虛無假設是2001年前後產業工時沒有發生結構性變動。其結果列示在下列註腳中。[7]

在註腳6的表中我們發現三項個別產業工時的時間序列在週休二日政策實施之前後, 均產生結構性改變。其次, 在表中右側部分檢定結果顯示, 若以各產業平均工時的比率進行檢定, 不論以服務業或是製造業爲參考組,

$Y^{政策前}_{實驗組}) - (Y^{政策前}_{控制組} - (Y^{政策前}_{控制組})$, 實驗組是製造業, 營造業, 和製造業中的金屬機械業、資訊電子業、化學工業以及民生工業, 而控制組爲服務業或是營造業。

7

總平均工時結構性檢定

檢測產業別	F 檢定值	P-Value	檢測產業別	F 檢定值	P-Value
服務業	13.2439***	0.0005	製造業/服務業	19.2995***	0.0001
製造業	51.6599***	0.0000	營造業/服務業	1.1338	0.3479
營造業	5.7861**	0.0137	服務業/製造業	18.7884***	0.0001
			營造業/製造業	0.3718	0.6957
			製造業/營造業	0.3668	0.6990
			服務業/營造業	1.1349	0.3476

臺灣大學學術期刊資料庫

皆發現製造業工時相對服務業有很大的結構性變動, 此顯示製造業工時的縮短相對其他產業工時的變動, 在2001年前後有結構性改變。若以營造業工時爲工時比率之參考組時, 工時比率時間序列結構性檢定則呈現沒有顯著性結構改變的結果。由上, 根據結構性檢測結果, 亦可選用營造業做爲分量迴歸參考組。爲聚焦研究議題和主軸之清晰, 在內文中分析的主要焦點是以服務業爲參考組所做的分量迴歸結果, 以營造業爲參考組之分量迴歸中, 縮短工時效果的估計結果列示於附表1至附表6, 迴歸結果之圖形繪至於附圖1至附圖4。附表7是比較分量模型中分別以服務業和營造業爲參考組的迴歸估計結果之簡表, 我們發現在不同的參考組之下, 分量迴歸結果並沒有太大的改變, 依然能呈現出來各產業受到週休二日政策實施的衝擊影響之原貌。因此, 研究中採用服務業作爲參考組是具有分析上的穩定性。[8]

此外, 本研究一項重要的特色是, 採用分量迴歸模型以探究週休二日政策全面實施對產業勞動生產力影響決定因素, 並與 OLS 迴歸模型之估計結果做一比較。採用分量迴歸模型分析, 是因爲產業勞動生產力變動受到週休二日政策全面實施的影響時, 在產業勞動生產力分配中不同的分量位置上, 受到週休二日政策外生變數變動的影響, 會產生不同的反應或是不同的估計值, 所以我們可經由產業勞動生產力分量迴歸觀察到每一個分位上參數的變動。更因爲分量迴歸經由不同分位之分量函數, 其對於產業勞動生產力之整體分配、中心、及其尾端之狀況和特性能做清楚的描述。

採用分量迴歸模型有下列優點。模型以線性規劃表示方式, 進行迴歸估計較爲容易。且由於分量迴歸函數是絕對離差的加權平均, 是一項完善的區位 (location) 衡量方法, 所以估計係數向量並不會因爲被解釋變數 (產業勞動生產力) 的極端觀察值的出現, 而產生敏感變動的估計值。此外, 分量迴歸的一項重要特性是, 當誤差項是非常態時, 分量迴歸估計結果較 OLS 估計結果更具有效性 (Buchinsky, 1994a,b)。基於上述分量迴歸的優點特質和其對於本研究在研究目的和資料上的適用性, 因此在迴歸估計產業勞動生產力時, 採用分量迴歸模型進行之。

[8]以營造業爲參考組的迴歸結果與原先採用服務業爲參考組的分量迴歸結果差異不大, 附表1至附表7, 以及迴歸結果之附圖1至附圖4, 有興趣讀者請向作者索取。

臺灣大學學術期刊資料庫

根據 Buchinsky (1994a), 產業勞動生產力之分量迴歸模型可表示爲:

$$Y_i = X_i\beta_\theta + u_{\theta i},$$
$$X_i\beta_\theta = (\text{Quantile})_\theta\,(Y_i|X_i)\,, \tag{6}$$

其中 Y_i 爲產業勞動生產力; X_i 爲外生變數向量; β_θ 是參數向量; $(\text{Quantile})_\theta$ $(Y_i|X_i)$ 是給定 X 下, 產業勞動生產力 Y_t 在第 θ 分位的條件分量函數, 且 $\theta \in (0, 1)$。第 θ 分位的條件分量的導出是經由下列極小化問題的求導, 即

$$\min \sum_{\beta\in R^k} \rho_\theta\,(Y_i - X_i\beta_\theta)\,, \tag{7}$$

其中 $\rho_\theta(\varepsilon)$ 稱爲勾函數 (check function), 當 $\varepsilon \geq 0$ 時, $\rho_\theta(\varepsilon) = \theta\varepsilon$ 且當 $\varepsilon < 0$ 時, 則 $\rho_\theta(\varepsilon) = (\theta - 1)\varepsilon$ (Pereia and Martins, 2000)。而分量迴歸參數估計值的標準誤可由拔靴法 (bootstrapping) 求得。因此, 參數估計值之 t 值和相關的推估值皆可精準地求導出來。在本研究中, 分量迴歸的分位 (θ) 的設定爲0.1、0.25、0.5、0.75和0.9, 共計四個分位。

研究中勞動生產力的定義爲人均附加價值, 即實質國內生產毛額指數除以受雇人數。外生變數向量 X 包括了每人實質固定資本存量毛額, 代表有效勞工的高低技術勞工比例變數和工作時數 (正常和加班工時), 衡量技術變動的時間趨勢變數, 週休二日虛擬變數, 產業虛擬變數以及衡量縮短工時之週休二日虛擬變數和產業虛擬變數的交乘項。變數的定義說明請參見表1。

4 資料來源說明

研究資料來源爲行政院主計處所出版的歷年《薪資與生產力統計調查資料》、《多因素生產力趨勢分析報告》、《國民所得統計年報》、《中華民國台灣地區物價統計月報》, 以及行政院勞工委員會歷年《台灣地區職類別薪資調查》。其中勞動生產力指數、受雇人數、每月平均工作時數、每月平均正常工作時數, 以及每月平均加班時數等變數均來自於《薪資與生產力統計調查資料》。[9] 各大職類受雇員工人數比例來自於行政院勞工委員會歷年

[9]在本研究中, 工時是以週平均工時表達, 定義請參見變數定義表。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 變數定義

	變數定義
勞動生產力	衡量勞動生產力之解釋變數, 以實質國內生產毛額 (單位: 10 億元) 除以受雇人數, 再取自然對數值。在本研究中亦稱爲每人勞動生產力。
正常工時	**每週**平均正常工作時數, 由每月平均工作時數乘以12 再除以 52 來換算。變數以自然對數值表示。
加班工時	**每週**平均之加班時數。變數以自然對數值表示。
高技術工	高技術勞工僱用人數。將行政主管、企業主管及經理人員、專業人員、技術員及助理專業人員、事務工作人員歸類爲高技術勞工 (單位爲千人)。
低技術工	低技術勞工僱用人數。將技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工、非技術工及體力工歸類爲低技術勞工 (單位爲千人)。
高低技術工比例	高技術勞工人數除以低技術勞工人數所得之比例。
每人實質固定資本存量毛額	以2001 年價格爲基期所計算出來的各年度固定資本存量毛額 (單位: 10 億元) 除以雇用員工人數, 再取自然對數值。
時間趨勢	1987–2006 年度時間變數。
週休二日虛擬變數	實施週休二日的年度爲 1, 否則爲 0。
產業虛擬變數	
服務業	服務業虛擬變數爲 1, 其他爲 0。
製造業	製造業虛擬變數爲 1, 其他爲 0。
營造業	營造業虛擬變數爲 1, 其他爲 0。
金屬機械工業	金屬機械工業虛擬變數爲 1, 其他爲 0。
資訊電子工業	資訊電子工業虛擬變數爲 1, 其他爲 0。
化學工業	化學工業虛擬變數爲 1, 其他爲 0。
民生工業	民生工業虛擬變數爲 1, 其他爲 0。

註: 表格中數值以2001 年爲基期。

《台灣地區職類別薪資調查》, 而實質固定資本存量毛額來自於《多因素生產力趨勢分析報告》。研究的產業以服務業、營造業及製造業爲主來代表

臺灣大學學術期刊資料庫

台灣整體產業, 其中製造業又分成24個中分類, 這24個製造業中分類產業依其屬性分成金屬機械工業、資訊電子業、化學工業, 和民生工業等四大行業, 分類準則是依據2001年《工商及服務業普查調查》。

在蒐集的1987年至2006年研究資料中, 服務業、營造業和製造業大分類 (one-digit) 產業資料各有20筆。製造業的中分類產業資料較易蒐集的產業, 有80筆金屬機械工業、40筆資訊電子業、154筆化學工業, 和152筆民生工業, 共426筆, 因此總樣本共計有486筆。此外, 我們發現服務業中分類產業的差異性明顯地存在, 在研究中也試圖做區分, 由於服務業中分類的實質固定資本存量毛額的總體資料非常缺乏, 無法建構如同製造業中分類的資料庫。所以, 在分析中無法進一步地了解服務業中分類產業的個別特性。

不同職業類別的勞工反映了教育和技術的差異, 即生產函數中有效勞動力的概念。爲區別各產業不同教育技術別的受雇員工對勞動生產力變動的影響, 將各產業雇用人員分類技術工勞工和非技術勞工。文獻上通常將白領階級分類文技術勞工, 本文採用此一方式。因此根據主計處《人力資源運用調查》, 將行政主管、企業主管及經理人員、專業人員、技術員及助理專業人員、事務工作人員歸類爲高技術工, 而技工相關工作人員、機械設備操作工及組裝工、非技術工及體力工則歸類爲低技術工。在《台灣地區職類別薪資調查》中, 有各產業不同職類別受雇人數比例, 因此乘以各產業受雇人數可以得出各產業高與低技術工受雇人數。

表2–1中製造業平均每週工作時數與加班時數相較服務業和營造業爲高, 在製造業裡的四中分類產業中, 以金屬機械業平均每週平均工作46.13小時爲最久。就雇用人數而言, 服務業每年平均雇用217.4萬技術工, 較非技術工年均37.8萬僱用量高出許多, 而營造業與製造業則呈現出低技術勞工雇用量比技術工爲多的情況。製造業的每人實質固定資本存量毛額平均值高於服務業和營造業, 而服務業的每人勞動生產力遠高於營造業與製造業, 反映出服務業生產附加價值較高的狀況。

由於統計平均值無法直接呈現出實行週休二日前後的差異, 依據2001實施週休二日的時間點, 將資料期間分成1995–2000年, 和2001–2006年兩階段, 以顯示實施週休二日前後的改變。在表2–2中服務業在實施週休

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2–1: 1987–2006 產業基本統計敍述

			製造業				
	服務業	營造業	總計	金屬機械工業	資訊電子工業	化學工業	民生工業
工作時數	43.34	43.25	45.65	46.13	44.36	45.88	45.18
(小時/週)	(1.72)	(1.65)	(1.66)	(1.90)	(1.76)	(2.12)	(2.66)
正常工作時數	41.88	41.88	42.09	42.24	41.08	42.21	42.34
(小時/週)	(1.59)	(1.72)	(1.83)	(2.02)	(1.49)	(1.99)	(2.08)
加班工時	1.14	1.37	3.56	3.89	3.28	3.67	2.87
(小時/週)	(0.20)	(0.38)	(0.33)	(0.53)	(0.92)	(0.91)	(1.01)
高技術勞工	2,174.55	114.76	861.66	52.13	33.57	24.43	27.26
(千人)	(466.30)	(18.14)	(112.79)	(18.34)	(21.39)	(19.28)	(16.77)
低技術勞工	378.14	315.81	1,581.52	108.01	56.99	43.75	57.04
(千人)	(50.83)	(45.53)	(203.14)	(32.46)	(36.42)	(30.65)	(40.37)
高低技術勞工	5.73	0.36	0.56	0.48	0.62	0.58	0.53
比例	(0.84)	(0.03)	(0.12)	(0.12)	(0.19)	(0.24)	(0.20)
每人實質固定資	0.84	−0.70	1.05	0.81	1.09	0.96	0.93
本存量毛額	(0.26)	(0.45)	(0.46)	(0.74)	(1.18)	(1.27)	(1.24)
每人勞動生產力	0.73	−0.53	−0.20	−0.20	−0.50	−0.10	−0.30
(2001 年爲基期)	(0.18)	(0.11)	(0.27)	(0.29)	(0.27)	(1.13)	(0.96)

註: 括號內爲標準誤。
資料來源: 行政院主計處歷年《薪資與生產力統計調查資料》、《多因素生產力趨勢分析報告》、《國民所得統計年報》。

二日後每週工作時間減少 1.88 小時。服務業實施週休二日後技術工雇用人數增加 11.2 萬人, 而非技術工雇用人數則增加 2 萬多人, 高低技術工比例在週休二日後明顯下降。

營造業在實施週休二日後, 平均每週工時下降 2.90 小時, 技術工雇用人數和非技術工雇用人數皆較實施週休二日後爲少, 但是高低技術勞工比例提高, 而沒人實質固定資本存量毛額增加, 每人勞動生產力下降。製造業在實行週休二日後, 平均每週工時雖減少 2.82 小時。平均低技術工受雇總人數比技術工多, 但是技術工數量增加較快, 因此高低技術比例是朝著增加的方向調整。平均每人實質固定資本存量毛額增加, 平均每人勞動生產力則無太大改變。此外, 由表 2–2 中週休二日實施前後平均工時的變動發現, 每週平均工時下降最多的產業是營造業, 其次是製造業, 而服務業縮短工時的時數最少。

表 2–3 爲製造業四個中分類實施週休二日前後的變動情況, 發現在縮減工時後, 四產業的平均每週正常工作時數都下降, 而加班時數則只有金

臺灣大學圖書期刊資料庫

表 2–2: 服務業、營造業與製造業實施週休二日前後基本敍述統計表

	服務業		營造業		製造業	
	1995–2000	2001–2006	1995–2000	2001–2006	1995–2000	2001–2006
工作時數	43.13	41.25	43.88	40.98	46.17	43.35
(小時/週)	(0.45)	(0.23)	(0.86)	(0.42)	(0.38)	(0.48)
正常工作時數	41.71	39.95	42.10	39.60	42.47	39.56
(小時/週)	(0.39)	(0.15)	(0.80)	(0.40)	(0.45)	(0.23)
加班工時	1.11	0.92	1.78	1.38	3.70	3.79
(小時/週)	(0.08)	(0.09)	(0.09)	(0.21)	(0.15)	(0.31)
高技術勞工	2,448.18	2,560.62	130.47	109.33	909.57	958.60
(千人)	(71.81)	(118.02)	(9.06)	(2.80)	(30.28)	(43.93)
低技術勞工	400.53	420.74	358.14	280.79	1,495.87	1,427.69
(千人)	(17.95)	(6.67)	(25.11)	(11.91)	(31.63)	(22.11)
高低技術勞工	6.12	6.09	0.36	0.39	0.61	0.67
比例	(0.24)	(0.32)	(0.01)	(0.02)	(0.03)	(0.02)
每人實質固定	0.79	1.20	−0.68	−0.07	1.12	1.61
資本存量毛額	(0.11)	(0.08)	(0.20)	(0.10)	(0.15)	(0.10)
每人勞動生產力	0.74	0.94	−0.46	−0.47	−0.14	0.11
(2001 年爲基期)	(0.09)	(0.03)	(0.05)	(0.03)	(0.09)	(0.11)

註: 括號內爲標準誤。
資料來源: 行政院主計處歷年《薪資與生產力統計調查資料》、《多因素生產力趨勢分析報告》、《國民所得統計年報》。

屬機械工業與資訊電子業增加。此外, 高低技術勞工比例變動不一, 金屬機械工業與資訊電子業的高低技術勞工僱用比例下降, 而化學工業和民生工業高低技術勞工受雇比例均增加。除了民生工業外, 其他三產業的每人勞動生產力皆提昇, 尤以資訊電子業上升的幅度最大, 平均成長幅度高達 32.31%, 較金屬機械工業的 10.52% 和化學工業平均每人勞動生產力成長率 15.03% 高許多, 而民生工業的平均每人勞動生產力成長率則爲負值。同樣地, 資訊電子業的實質固定資本存量毛額增幅最大, 在週休二日工作時數縮短且產業隨之調整後, 資訊電子業呈現了強勁的市場競爭性。

5 實證結果分析

5.1 整體產業分量迴歸估計結果

表 3–1 和表 3–2 分別是以服務業爲參考組下, 對整體產業和製造業勞動生

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2–3: 製造業四大行業實施週休二日前後基本敍述統計表

	金屬機械工業		資訊電子工業		化學工業		民生工業	
	1995–2000	2001–2006	1995–2000	2001–2006	1995–2000	2001–2006	1995–2000	2001–2006
工作時數 (小時/週)	46.55 (1.31)	44.00 (1.08)	44.43 (0.81)	42.31 (0.65)	46.48 (1.42)	43.47 (1.58)	45.61 (2.13)	42.67 (2.11)
正常工作時數 (小時/週)	42.61 (1.10)	39.74 (0.81)	41.33 (0.53)	39.08 (0.35)	42.64 (1.05)	39.77 (0.90)	42.73 (1.39)	39.97 (0.95)
加班時數 (小時/週)	3.94 (0.37)	4.26 (0.61)	3.10 (0.92)	3.23 (0.65)	3.85 (0.83)	3.71 (1.02)	2.88 (1.05)	2.82 (1.26)
高技術勞工 (千人)	58.33 (18.85)	54.96 (18.96)	38.11 (25.20)	32.61 (18.28)	24.78 (20.09)	25.23 (20.65)	28.79 (18.67)	24.54 (16.17)
低技術勞工 (千人)	110.01 (31.21)	114.01 (41.63)	52.48 (33.94)	49.29 (32.44)	40.04 (22.76)	36.39 (20.30)	49.61 (31.20)	38.14 (26.00)
高低技術勞工比例	0.53 (0.11)	0.49 (0.13)	0.75 (0.18)	0.72 (0.05)	0.61 (0.23)	0.69 (0.26)	0.57 (0.19)	0.64 (0.18)
每人實質固定資本存量毛額	0.88 (0.69)	1.22 (0.70)	1.20 (0.92)	2.05 (1.23)	1.06 (1.19)	1.46 (1.16)	1.03 (1.16)	1.53 (1.08)
每人勞動生產力 (2001年爲基期)	−0.12 (0.22)	−0.02 (0.29)	−0.45 (0.13)	−0.17 (0.24)	−0.07 (1.12)	0.07 (1.25)	−0.15 (1.03)	−0.17 (0.98)

註: 括號內爲標準誤。
資料來源: 行政院主計處歷年《薪資與生產力統計調查資料》、《多因素生產力趨勢分析報告》、《國民所得統計年報》。

產力的分量迴歸估計結果。表 3–1 的結果中, 高低技術勞工僱用比率對於勞動生產力具有部分正向提升的影響, 其表現在生產利分配的尾端。提高高低技術勞工的僱用比例, 可顯著提升在第 0.5 至第 0.90 分量上勞動生產力的增加。OLS 迴歸估計結果顯示高低技術勞工僱用比率對勞動生產力有顯著影響效果, 分量迴歸估計結果卻呈現出生產力分配在不同分量位置上有著顯著的異質性。各分量迴歸係數顯示在既定的勞工僱用比率變動下, 高的技術工比例變動之影響效果因分量位置提高, 由負向顯著而轉變成正向顯著的效果, 在 0.5 分量之前存在有報酬遞增, 之後則產生報酬遞減的現象 (請見圖 9 中的左圖 1)。正常工時和加班工時對於勞動生產力的變動有顯著負面的影響, 如預期的是增加每人實質固定資本存量毛額會顯著提高勞動生產力, 尤其在第 0.90 個分量上的效果特別大且顯著。

時間趨勢變數估計結果顯示, 整體產業的勞動生產力在長期是呈現顯著上升的趨勢, 所以勞動生產力分配是向右上移動。OLS 迴歸中週休二日虛擬變數之估計係數顯著爲負, 表示週休二日政策的實施造成勞動生產

臺灣大學學術期刊資料庫

表3–1: 勞動生產力分量迴歸估計結果 — 整體產業
(製造業、服務業和營造業)

	估計值 (標準誤)					
	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
高低技術工比率	0.1019*	−0.3957**	−0.0826	0.2108***	0.1326***	0.1164***
	(0.053)	(0.196)	(0.174)	(0.060)	(0.041)	(0.036)
正常工時	−8.8456***	−17.1789***	−7.6208***	−9.1991***	−10.0929***	−2.4558
	(1.220)	(2.210)	(2.029)	(0.938)	(1.056)	(5.153)
加班工時	−0.1992***	−0.2430	−0.2136**	−0.2238***	−0.2970***	−0.1476
	(0.061)	(0.163)	(0.096)	(0.075)	(0.076)	(0.108)
每人實質固定資本存量毛額	0.5386***	0.1306*	0.5144***	0.5334***	0.5237***	0.7332***
	(0.033)	(0.068)	(0.070)	(0.030)	(0.035)	(0.085)
時間趨勢	0.0459***	0.0260	0.0155	0.0456***	0.0515***	0.0441**
	(0.009)	(0.018)	(0.013)	(0.006)	(0.007)	(0.022)
週休二日虛擬變數	−0.4886***	−1.0326***	−0.6008***	−0.5630***	−0.4392***	0.0783
	(0.115)	(0.212)	(0.138)	(0.095)	(0.136)	(0.188)
製造業虛擬變數	−0.0794	0.6420***	0.1807***	−0.1230***	−0.2535***	−0.6078***
	(0.165)	(0.088)	(0.061)	(0.044)	(0.055)	(0.199)
營造業虛擬變數	0.3918**	−0.0102	0.4979**	0.3384***	0.2564**	0.3718***
	(0.191)	(0.241)	(0.194)	(0.117)	(0.128)	(0.137)
製造業* 週休二日虛擬變數	0.1830	0.0321	0.1553	0.1558	0.1603	0.0072
	(0.302)	(0.200)	(0.137)	(0.125)	(0.135)	(0.161)
營造業* 週休二日虛擬變數	−0.0994	0.0152	−0.1470	−0.0608	−0.2913*	−0.4705***
	(0.302)	(0.198)	(0.122)	(0.135)	(0.164)	(0.139)
常數項	124.4640***	115.3901***	58.7566*	125.3784***	140.7633***	97.2352
	(20.061)	(38.396)	(30.071)	(13.705)	(15.482)	(60.174)
樣本數	486	486	486	486	486	486
R-squared	0.570					
Pseudo R^2		0.217	0.208	0.338	0.459	0.510

註: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。迴歸以服務業爲參考組。

力顯著的減少, 但是分量迴歸估計更能反映出勞動生產力分配上參數異質性的反應。低分量位置上的整體產業之勞動生產力下降幅度較大且顯著, 但是在第0.90個分量上影響卻不顯著。表示週休二日政策的實施所造成的衝擊是在低分量勞動生產力上, 高分量勞動生產力上的運作生產尙能保持。

若區分不同產業效果, 負且顯著的製造業虛擬變數係數估計值主要集中在高分量位置第0.50個至第0.90個分量上, 表示製造業本身的勞動生產力分配變動是在高分量位置上左移而降低分散程度。營造業的勞動生產力僅在低尾部分0.10分量位置下降, 自0.25分量開始勞動生產力分配則是顯著上升。週休二日縮短工時政策對於勞動生產力影響效果, 在不同的產

臺灣大學學術期刊資料庫

業間存在有顯著的差異, 在分量迴歸估計中更是呈現出不同的勞動生產力分配變動效果。製造業相對服務業勞動生產力在工時縮短前後並無顯著改變, 營造業估計係數在 OLS 和分量迴歸估計幾乎呈現相似的結果, 營造業與週休二日虛擬變數交乘項的係數估計值在生產力分配的0.75和0.9分量上皆爲負且顯著, 表示營造業相對服務業在週休二日政策實施後, 其高尾端的勞動生產力較週休二日政策實施前顯著地下降。反之, 製造業勞動生產力分配在低尾位置第0.10個, 第0.25個至第0.50個分量上是生產力遞增, 在高分量上生產力則呈現遞減現象。

表3–2是製造業分量迴歸以服務業爲參考組之估計結果。週休二日政策實施縮減工時後, 製造業勞動生產力普遍下降。由於製造業中分類各產業屬性有些許的差異, 有必要將其區分。因此, 在製造業中分類四項產業金屬機械工業、資訊電子業、化學工業以及民生工業分別以產業虛擬變數區分。這四項產業勞動生產力分配的變動相較服務業爲低, 除電子資訊業和民生工業外, 其他二項產業勞動生產力分配高分量的尾端均呈逐漸上升的現象 (請參見圖7中之第2小圖)。分量迴歸估計結果顯示, 高低技術勞工僱用比例的提升會顯著增加第0.50分量上的勞動生產力, 正常工時和加班工時的增加對於勞動生產力有負面顯著的影響, 每人實質固定資本存量毛額的增加對產業的勞動生產力有顯著正面提升的影響效果。

週休二日縮短工時政策之整體影響效果是顯著爲負的, 表示週休二日政策實施對全體產業勞動生產力產生負面影響。觀察各產業虛擬變數與週休二日變數的交乘項, 我們發現除了民生工業中 OLS 迴歸估計係數存有顯著爲負的影響效果外, 其他產業的相對勞動生產力受到週休二日縮短工時的影響並不顯著。相對於服務業, 各中分類產業變數與週休二日虛擬變數交乘項的分量迴歸估計顯示, 金屬機械工業和資訊電子業的勞動生產力分配在第0.25個分量上有顯著下降的現象, 化學工業的勞動生產力分配雖有下降但並不顯著, 而民生工業的勞動生產力分配則是呈現顯著下降的情況。

綜上, 研究發現在週休二日政策實施後, 相對於服務業, 製造業之勞動生產力是增加但不顯著, 其增加效果在各分量上是不一的, 而營造業的勞動生產力則是下降, 尤其是在勞動生產力分配高尾部分特別顯著。若進一

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3–2: 勞動生產力分量迴歸估計結果 — 製造業和服務業

	估計值 (標準誤)					
	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
高低技術工比例	−0.0260	−0.4742*	−0.0810	0.1878**	0.1714	−0.0840
	(0.063)	(0.257)	(0.149)	(0.085)	(0.126)	(0.131)
正常工時	−11.0855***	−19.4277***	−11.2949***	−9.6530***	−9.6299***	−9.1339***
	(1.271)	(2.545)	(1.633)	(1.440)	(1.492)	(1.758)
加班工時	−0.2655***	−0.2749	−0.3032***	−0.3082***	−0.3574***	−0.4222***
	(0.064)	(0.318)	(0.099)	(0.065)	(0.111)	(0.151)
每人實質固定資本存量毛額	0.5185***	0.2679***	0.4579***	0.4779***	0.5395***	0.5220***
	(0.033)	(0.090)	(0.061)	(0.037)	(0.040)	(0.044)
時間趨勢	0.0474***	0.0442**	0.0255**	0.0490***	0.0543***	0.0518***
	(0.009)	(0.020)	(0.011)	(0.006)	(0.007)	(0.007)
週休二日虛擬變數	−0.3624	−0.8513***	−0.5081***	−0.2445	−0.2396	−0.1451
	(0.220)	(0.265)	(0.145)	(0.168)	(0.152)	(0.197)
金屬機械工業虛擬變數	−0.1103	0.0473	0.1675***	0.1500	0.2662	−0.2712
	(0.154)	(0.090)	(0.051)	(0.138)	(0.337)	(0.408)
資訊電子工業虛擬變數	−0.8761***	−0.8728***	−0.7629***	−0.6151***	−0.3491	−0.8478**
	(0.175)	(0.155)	(0.117)	(0.193)	(0.335)	(0.406)
化學工業虛擬變數	−0.2198	−0.5870***	−0.2824**	−0.0444	0.3191	0.7833
	(0.142)	(0.174)	(0.123)	(0.150)	(0.365)	(0.494)
民生工業虛擬變數	−0.3418**	−0.5897***	−0.1887*	0.0359	0.1372	−0.4294
	(0.145)	(0.161)	(0.105)	(0.133)	(0.314)	(0.393)
金屬機械工業* 週休二日虛擬變數	−0.1696	−0.4067	−0.3470**	−0.1344	−0.0860	0.0270
	(0.244)	(0.265)	(0.154)	(0.170)	(0.181)	(0.219)
資訊電子工業* 週休二日虛擬變數	−0.2354	−0.4130	−0.6656**	0.0116	0.1194	0.2967
	(0.282)	(0.323)	(0.311)	(0.584)	(0.434)	(0.285)
化學工業* 週休二日虛擬變數	−0.1492	−0.2613	−0.1077	−0.1510	−0.0679	−0.2488
	(0.222)	(0.332)	(0.240)	(0.181)	(0.485)	(0.343)
民生工業* 週休二日虛擬變數	−0.4422**	−0.2876	−0.6898***	−0.3889**	−0.4142**	−0.3102
	(0.223)	(0.305)	(0.226)	(0.184)	(0.170)	(0.223)
常數項	136.0597***	160.5852***	92.9267***	133.8220***	144.3879***	138.0401***
	(19.935)	(41.591)	(26.027)	(15.767)	(15.359)	(16.696)
樣本數	466	466	466	466	466	466
R-squared	0.629					
Pseudo R^2		0.325	0.323	0.393	0.497	0.605

註: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。迴歸以服務業爲參考組 (樣本不含營造業)。

步探究製造業中分類產業的變動, 週休二日政策實施對於各中分類產業影響不大, 金屬機械工業和資訊電子業僅在第 0.25 分量上受到顯著影響, 化學工業的勞動生產力則完全不受工時減短的影響, 民生工業則是唯一顯著深受週休二日政策負面影響的產業。

臺灣大學學術期刊資料庫

5.2 中分類產業的分量迴歸估計結果

以上分析發現製造業中各中分類產業的特性相異, 勞動生產力在週休二日政策實施後的變動效果迥異, 因此有必要區分各中分類產業樣本並分別進行迴歸分析。表 3–3 至表 3–6 分別呈現製造業中分類四個產業, 金屬機械業、資訊電子業、化學工業以及民生工業之迴歸估計結果, 迴歸估計以服務業爲參考組。相對於服務業, 我們發現高低技術勞工僱用比例的提升顯著有助於金屬機械業和資訊電子業的勞動生產力, 金屬機械業勞動生產力分配不僅全面顯著提升, 但其影響力是隨分量位置不同變動幅度起伏差異大, 尤其在第 0.75 分量位置上勞動生產力是上躍的。高低技術勞工僱用比例的增加對資訊電子業的勞動生產力的提升有正面效果但不顯著, 對化學工業勞動生產力分配之低尾部分呈現顯著下降的影響效果, 在高尾分量部分則無顯著影響。高低技術工僱用比例的增加對民生工業之勞動生產力分配在高尾端有顯著負面影響且負面效果是遞增的, 可能是高技術工相對僱用量增加對於以低教育或是非技術工爲主的民生工業產業並無太大助益, 在又提高人事勞動成本負擔之同時, 從而降低勞動生產力。

四項產業特性的差異也反映在正常工時對於勞動生產力的影響上, 減少正常工時會顯著增加金屬機械業和民生工業的勞動生產力, 而且在右尾高分量部分, 生產力上升的程度愈大。正常工時下降對於資訊電子業無顯著影響效果, 卻顯著提高化學工業高分量部分的勞動生產力, 但在其低尾位置第 0.1 至第 0.5 分量上對生產力有顯著負面的衝擊。加班工時雖在金屬機械業和資訊電子業之 OLS 迴歸估計結果呈現顯著爲正的效果, 但在分量迴歸中各分量位置上呈現的參數變動幅度並不盡相同, 加班工時增加會使得金屬機械業在分配第 0.10 和第 0.25 分量以及第 0.75 和 0.9 分量上的勞動生產力顯著增加, 對於第 0.5 分量的勞動生產力無顯著影響。在資訊電子業分量迴歸估計中, 加班工時減少會顯著增加第 0.75 個分量上的勞動生產力, 對於化學工業勞動生產力分配並無任何顯著影響, 但對民生工業勞動生產力分配中第 0.50 至第 0.9 個分量, 則有顯著的負面影響效果。

每人實質固定資本存量毛額的變動, 除資訊電子業外, 皆呈現顯著提升勞動生產力的正面效果, 但在各產業間呈現的效果不一。在資訊電子業中勞動生產力 OLS 估計係數是顯著爲負, 在金屬機械業、化學工業和民生工

臺灣大學學術期刊資料庫

表3–3: 勞動生產力分量迴歸估計結果 — 金屬機械業

	估計值 (標準誤)					
	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
高低技術工比例	0.4271***	0.3772***	0.3480***	0.3378***	0.4851***	0.3232*
	(0.047)	(0.118)	(0.076)	(0.075)	(0.146)	(0.169)
正常工時	−6.3448***	−3.0749**	−5.5030***	−6.3438***	−6.7361***	−8.5445***
	(0.647)	(1.397)	(0.980)	(1.074)	(1.280)	(1.238)
加班工時	0.3949***	0.2566**	0.1717*	0.1033	0.4400**	0.2544
	(0.109)	(0.108)	(0.097)	(0.115)	(0.186)	(0.272)
每人實質固定資本存量毛額	0.2587***	0.2098***	0.2639***	0.2810***	0.2711***	0.2712***
	(0.022)	(0.033)	(0.024)	(0.030)	(0.044)	(0.059)
時間趨勢	0.0221***	0.0003	0.0094	0.0174**	0.0278***	0.0349***
	(0.005)	(0.008)	(0.006)	(0.007)	(0.010)	(0.010)
週休二日虛擬變數	0.0720	0.0373	−0.0378	−0.0389	0.0958	0.0284
	(0.083)	(0.073)	(0.069)	(0.069)	(0.098)	(0.123)
金屬機械工業虛擬變數	−0.1273	−0.2287	−0.1319	−0.0429	−0.0419	−0.0925
	(0.094)	(0.304)	(0.208)	(0.217)	(0.371)	(0.547)
金屬機械工業* 週休二日虛擬變數	−0.3942***	−0.2601***	−0.3127***	−0.2738***	−0.3178***	−0.3580***
	(0.079)	(0.096)	(0.086)	(0.077)	(0.102)	(0.128)
常數項	67.5783***	10.6059	39.1107**	58.2408***	80.3596***	101.4660***
	(10.813)	(21.194)	(15.655)	(17.699)	(22.956)	(21.088)
樣本數	100	100	100	100	100	100
R-squared	0.940					
Pseudo R^2		0.764	0.774	0.790	0.786	0.786

註: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。迴歸以服務業爲參考組。

業勞動生產力分配上各分量估計影響效果則是顯著爲正。由於實質固定資本存量毛額和不同勞動僱用量在不同產業間, 存有不同互補或是競爭的關係, 因此估計結果也隨之不同。

產業中時間趨勢變數估計結果皆呈現顯著提升勞動生產力的效果, 此估計結果與 Leslie and Wise (1980) 研究發現相符, 其認爲時間趨勢變數是可被視爲技術進步的代理變數, 而且不同產業間存在有技術進步的異質性, 因此各分量上所提升勞動生產力的幅度也不一。時間趨勢的影響在金屬機械工業的勞動生產力迴歸估計顯示, 其效果隨分量位置提高經過而遞增, 而在資訊電子業中勞動生產力的增量是顯著地隨著分配上分量位置的提高先增後減, 尤其在高分量第0.75個分量上勞動力的提升遠高於其他分量位置。時間趨勢影響效果對於化學工業中勞動生產力變動則無顯著影響, 但在民生工業中時間趨勢變數對勞動生產力的影響是先增而後逐漸下降的。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 3–4: 勞動生產力分量迴歸估計結果 — 資訊電子業

	估計值 (標準誤)					
	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
高低技術工比例	0.1712**	0.1263	0.1086	0.1115	0.1654	0.1558
	(0.067)	(0.140)	(0.113)	(0.123)	(0.127)	(0.125)
正常工時	2.1877	3.9091	1.5116	2.8464	4.2012	2.4705
	(1.422)	(2.381)	(2.310)	(2.201)	(2.765)	(3.033)
加班工時	0.2870***	0.1600	0.1460	0.1869	0.4091**	−0.0069
	(0.088)	(0.214)	(0.158)	(0.130)	(0.199)	(0.267)
每人實質固定資本存量毛額	−0.1249***	−0.0924	−0.0789	−0.0964	−0.1750**	−0.0352
	(0.029)	(0.073)	(0.059)	(0.058)	(0.070)	(0.081)
時間趨勢	0.0501***	0.0473***	0.0374***	0.0520***	0.0669***	0.0404**
	(0.008)	(0.012)	(0.013)	(0.013)	(0.016)	(0.018)
週休二日虛擬變數	0.0861	0.1886	0.0864	0.0970	0.1717*	0.0774
	(0.081)	(0.132)	(0.103)	(0.078)	(0.099)	(0.102)
資訊電子工業虛擬變數	−1.0517***	−1.1294***	−1.1283***	−1.0907***	−1.0987***	−0.6923
	(0.189)	(0.344)	(0.309)	(0.358)	(0.365)	(0.442)
資訊電子工業* 週休二日虛擬變數	0.0967	0.2203	0.0946	0.0306	0.0225	0.1779
	(0.061)	(0.135)	(0.096)	(0.094)	(0.098)	(0.118)
常數項	−107.7624***	−108.6622***	−79.7977**	−113.9120***	−148.6226***	−89.4483*
	(18.858)	(28.601)	(32.045)	(32.835)	(41.157)	(45.066)
樣本數	60	60	60	60	60	60
R-squared	0.979					
Pseudo R^2		0.823	0.844	0.870	0.879	0.869

註: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。迴歸以服務業爲參考組。

表 3–3 ～ 表 3–6 中週休二日政策的直接效果顯示, 其對金屬機械工業、資訊電子業之勞動生產力的變動並無顯著影響。對於化學工業的負面顯著的衝擊, 僅出現在低尾第 0.10 和 0.25 分量之上。而民生工業分量迴歸中, 分配上第 0.25 至 0.9 分量的勞動生產力不僅顯著地下降且幅度是遞增的。就產業虛擬變數估計結果而言, 除金屬機械業無顯著差異外, 其他各產業相對於服務業的勞動生產力差異非常顯著。

週休二日和產業交乘項變數估計結果顯示, 資訊電子業和化學工業相對於服務業勞動生產力的差異在週休二日政策實施前後相對於服務業的勞動生產力並沒有顯著改變。金屬機械工業和民生工業在週休二日政策實施後較實施前的相對勞動生產力顯著下降, 其中金屬機械工業勞動生產力下降幅度頗大, 週休二日政策實施的負面衝擊效果是隨分量位置的上升而增加。政策實施對民生工業的顯著負面影響, 則隨分量位置的上移而減緩。

茲將本研究探討的焦點, 週休二日政策縮短工時對產業勞動生產力的影響, 以及捕捉有效勞動力之高低技術工比例變數對勞動生產力的分量迴

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表3–5: 勞動生產力分量迴歸估計結果 — 化學工業

	估計值 (標準誤)					
	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
高低技術工比例	−0.7834***	−1.1205***	−1.1648***	−0.1101	−0.1261	−0.5289
	(0.239)	(0.223)	(0.285)	(0.548)	(0.446)	(0.425)
正常工時	−9.8977***	−7.9605	−18.3958***	−9.4656*	−0.2640	10.2800**
	(3.194)	(5.349)	(3.829)	(5.428)	(5.454)	(3.976)
加班工時	0.1976	−0.5912	−0.3190	0.4035	0.5378	0.5059
	(0.326)	(0.420)	(0.359)	(0.527)	(0.438)	(0.385)
每人實質固定資本存量毛額	0.7644***	1.1104***	0.6840***	0.6637***	0.9150***	1.0641***
	(0.086)	(0.246)	(0.115)	(0.074)	(0.101)	(0.104)
時間趨勢	0.0171	0.0135	0.0417**	0.0238	0.0083	0.0111
	(0.019)	(0.018)	(0.020)	(0.021)	(0.025)	(0.026)
週休二日虛擬變數	−0.4320	−0.5724***	−0.8777***	−0.2646	−0.0767	0.1965
	(0.425)	(0.185)	(0.225)	(0.350)	(0.209)	(0.278)
化學工業虛擬變數	−3.0416***	−3.7796***	−3.6038***	−1.7248**	−1.7248***	−2.3983***
	(0.479)	(0.542)	(0.551)	(0.835)	(0.623)	(0.569)
化學工業* 週休二日虛擬變數	−0.1858	−0.1446	−0.3757**	−0.2166	0.1058	0.1435
	(0.386)	(0.206)	(0.190)	(0.186)	(0.221)	(0.220)
常數項	72.7258*	58.3651	154.2892***	83.2297	−15.3912	−59.5499
	(43.923)	(48.927)	(49.227)	(59.294)	(66.119)	(48.787)
樣本數	154	154	154	154	154	154
R-squared	0.634					
Pseudo R^2		0.534	0.511	0.484	0.412	0.495

註: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。迴歸以服務業爲參考組。

歸估計結果, 整理在圖7至圖10。表3–1 ～ 表3–6的分量迴歸中週休二日和產業變數交乘項估計結果對應於圖7和圖8, 高低技術工比率對於勞動生產力的分量迴歸估計效果, 則繪製於圖9和圖10。在圖7中, 左側圖形代表由表3–1整體產業估計結果而來, 製造業勞動生產力分配在實施縮短工時後, 雖提升勞動生產力但是不顯著。而營造業勞動生產力分配則相對地顯著下降, 尤其在0.5分量以上勞動生產力下降幅度最大, 可能是在勞動生產力分配中, 低生產力的部分較依賴工時的投入, 政策的實施造成工時投入減少, 導致高分量勞動生產力下降。圖7右側圖形是在整體產業樣本中, 進一步區分製造業中分類產業的分量迴歸結果。在週休二日政策實施後, 相對於服務業, 化學工業的勞動生產力分配提升且幅度不小, 其他三項產業生產力皆相對下降, 其中尤以民生工業的勞動生產力之減弱幅度最大且顯著。以上各中分類產業的勞動生產力分量迴歸中, 在高分量位置上皆呈現大幅下降的情況。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 3–6: 勞動生產力分量迴歸估計結果 — 民生工業

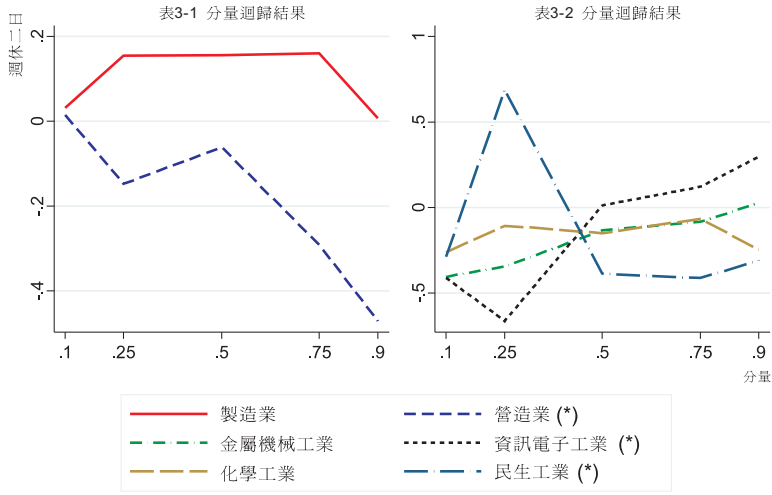
	估計值 (標準誤)					
	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
高低技術工比例	−0.2286*	1.1811**	0.1942	−0.2828*	−0.3381***	−0.5117***
	(0.120)	(0.553)	(0.246)	(0.171)	(0.077)	(0.065)
正常工時	−12.4660***	−7.4519	−7.3954***	−11.6196***	−12.3438***	−13.1242***
	(1.478)	(4.901)	(2.292)	(1.921)	(1.026)	(1.305)
加班工時	−0.1750***	0.5119	−0.1308	−0.1811***	−0.1979***	−0.1462***
	(0.063)	(0.410)	(0.178)	(0.048)	(0.050)	(0.053)
每人實質固定資本存量毛額	0.5333***	0.8396***	0.7202***	0.5369***	0.4788***	0.5005***
	(0.043)	(0.194)	(0.107)	(0.065)	(0.021)	(0.025)
時間趨勢	0.0497***	0.1207***	0.0287**	0.0489***	0.0461***	0.0330***
	(0.011)	(0.035)	(0.012)	(0.008)	(0.005)	(0.010)
週休二日虛擬變數	−0.3267	0.7708	−0.2934**	−0.3257***	−0.2876***	−0.4515***
	(0.236)	(0.562)	(0.123)	(0.111)	(0.097)	(0.097)
民生工業虛擬變數	−1.2587***	1.3861	−0.5423	−1.2122***	−1.2725***	−1.6978***
	(0.333)	(1.359)	(0.526)	(0.384)	(0.214)	(0.166)
民生工業* 週休二日虛擬變數	−0.4893**	−1.0835***	−0.5452***	−0.5592***	−0.4198***	−0.2921***
	(0.218)	(0.351)	(0.151)	(0.112)	(0.111)	(0.106)
常數項	146.5530***	266.1608***	84.6935***	141.8872***	139.1745***	116.2448***
	(23.746)	(69.595)	(29.884)	(20.281)	(12.003)	(22.864)
樣本數	172	172	172	172	172	172
R-squared	0.829					
Pseudo R^2		0.384	0.429	0.577	0.738	0.812

註: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。迴歸以服務業爲參考組。

圖 8 刻劃製造業樣本中各中分類產業縮短工時效果, 即週休二日和產業交乘項變數估計結果, 紅色虛線代表 OLS 的估計係數, 藍色實線代表不同分量的係數估計值, 其中四個分類產業的圖形是分別對應表 3–3、表 3–4、表 3–5 和表 3–6。各圖形呈現的結果不一, 不僅突顯出產業間之差異性且也反映出 OLS 和分量迴歸估計結果之不同。圖中由分量迴歸係數估計值所描繪出藍色實線的變動幅度, 即可判別出縮短工時對於生產力變動的影響。

圖 9 中兩個圖形分別是對應表 3–1 和表 3–2 高低技術工比例變數的分量迴歸結果, 高低技術工比例增加對勞動生產力分配的衝擊, 均呈現先提升後遞減現象。在低分量位置上, 提升高低技術勞工比例的正面效果較顯著。在圖 10 中呈現製造業中分類之四產業 OLS 估計結果, 金屬機械工業和資訊電子業中, 高低技術工比例提升有顯著的正面影響, 在化學工業和民生工業中影響效果顯著爲負。由分量迴歸係數估計之圖形得知, 高低技

臺灣大學學術期刊資料庫



註: *** 代表全部勞動生產力分配皆受到縮短工時顯著影響, * 代表勞動生產力分配部分受到顯著影響。

圖 7: 縮短工時對勞動生產力影響之 difference-in-differences 估計結果 — 整體產業

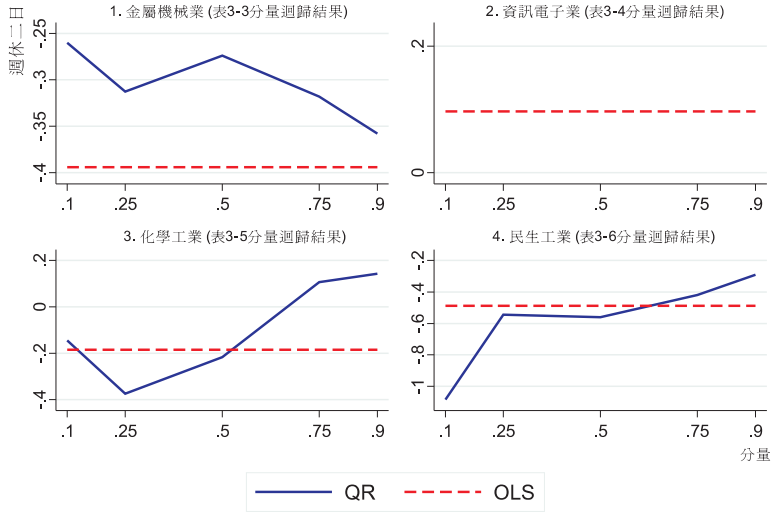


圖 8: 縮短工時對勞動生產力影響之 difference-in-differences 估計結果 — 製造業樣本

臺灣大學學術期刊資料庫

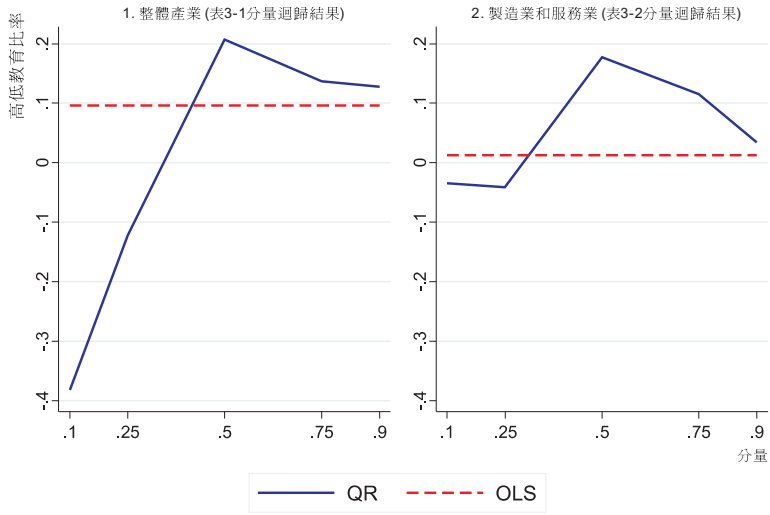


圖 9: 高低技術勞工比例對勞動生產力影響 — 整體產業樣本分量迴歸結果

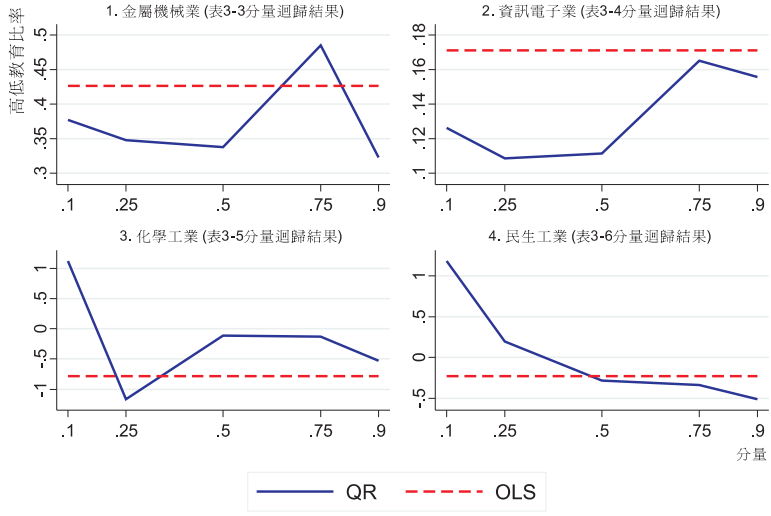


圖 10: 高低技術勞工比例對勞動生產力影響 — 製造業分類樣本分量迴歸結果

臺灣大學學術期刊資料庫

術工比例變動對於金屬機械工業和民生工業之勞動生產力分配之影響效果是遞減的, 在資訊電子業和化學工業中, 則自第 0.25 分量開始呈現遞增的影響效果。這表示增加高低技術工比例有助於資訊電子業和化學工業在高分量部分的勞動生產力, 且此增加效果是具有持續性的。

6 結論和限制

本研究採用分量迴歸模型研究方法, 以分析產業勞動生產力在週休二日政策執行前後的變動, 並探究決定勞動生產力變動的重要因素。研究發現產業勞動生產力變動受到全面週休二日政策實施的影響, 依產業特性的不同, 而有不同的影響效果。OLS 迴歸結果僅能呈現外生變數變動對勞動力影響之平均值, 分量迴歸估計結果卻能呈現整體生產力分配上各分量的反應。加入政策實施前後效果評估方法不僅能觀察到不同分位上勞動生產力的變動效果, 更能瞭解週休二日政策實施對產業相對勞動力衝擊影響, 並可經由產業勞動生產力分量迴歸觀察到每一個分位上參數的變動效果。

在週休二日工時縮短對於產業勞動生產力之影響探究中, 以台灣資料進行分析之文獻甚少, 其中以政策實施前後效果評估研究方法探究者較少, 因此本研究不僅延伸了過去重要文獻, 並以較新的角度重新檢視此項重要議題。本研究發現顯示, 整體製造業相對服務業的勞動生產力爲低, 但在週休二日工時縮短政策實施後, 整體製造業的相對勞動生產力提升但不顯著。在製造業中分類產業間縮短工時的變動效果明顯不同, 資訊電子業的勞動生產力不受週休二日政策實施的影響, 即實施前後相對於服務業的勞動生產力並沒有顯著改變。金屬機械工業和民生工業的勞動生產力則受到縮短工時顯著的負面影響, 其中民生工業在政策實施後勞動生產力降低幅度較金屬機械工業爲大, 且工時縮短的負面衝擊隨分量提高而遞減, 化學工業勞動生產力分配則是部分受到影響。

此外, 我們發現高低技術工僱用比例對於產業勞動生產在各分量上的影響不一且顯著水準不同, 主要原因可能是產業特性使然。提高高低技術工僱用比例會顯著增加金屬機械工業和資訊電子業 (OLS 迴歸估計結果) 的勞動生產力, 卻對民生工業勞動生產力分配的高尾部分有顯著負面影響, 可能是高技術工相對僱用量增加對於以低教育或是非技術工爲主的民生

臺灣大學學術期刊資料庫

工業產業並無太大助益, 在又提高人事勞動成本負擔之同時, 從而降低勞動生產力。此項捕捉勞動品質變動對生產力之影響效果, 在化學工業高尾端分量和資訊電子業各分量上是不顯著的。時間趨勢變數估計結果顯示, 勞動生產力分配各分量上皆呈現顯著提升的效果, 此代表台灣的產業存有技術進步的現象。

2001年週休二日政策實施, 對各產業工作時數有立即減短的衝擊, 但之後各產業工作時數有持續下降的趨勢, 因此勞動生產力的變動應更受到研究者的矚目。因此, 未來的研究方向可在非法定工時縮短效果議題項下, 作企業廠商資料的調查和分析。以模型和實證資料探究實際工作時間減少後, 工作時程的安排調整以及各級教育程度勞工人數在生產過程中調適以附合勞動者的需求, 追求勞工效用和廠商利潤的極大化, 並提升勞動生產力。

本文可能有如下限制。1987年到2006年的時間趨勢變數, 代表沒有政策變動下的勞動生產力增加的趨勢。由於2001年及以後, 台灣全面實施週休二日, 各產業的法定工時被迫改變, 經濟趨勢可能會跟著改變。因此, 我們另以一個週休二日虛擬變數代表此一變化, 以分離出因此而產生的趨勢改變。如果另有一個經濟結構變化, 剛好在2001年生效, 且持續影響未來勞動生產力, 則週休二日虛擬變數也可能會反映此一結構的變化。[10] 就我們所知, 2000年有換黨執政, 但此效果是否會影響經濟結構, 吾人不知。即使是有, 但是否會改變勞動生產力趨勢, 我們也不知道。但我們也不能完全排除這個可能。若此項因素影響勞動生產力趨勢, 將是本文的一個限制。

附錄1

本文 (1) 式所採用的生產函數爲一隱函數型式。爲了說明如何讓不同高技術工 — 低技術工比例的產業也可使用此一生產函數, 我們以下面的顯函數說明。

令某一部門 i, $i = S$ (服務業)、M (製造業)、C (營造業), 生產函數爲

[10] 感謝審查人對於此部分的建議。

臺灣大學學術期刊資料庫

Cobb-Douglas (CD) 兼固定替代彈性 (CES) 型式, 如下:

$$Y_i = AK_i^{\alpha_i}\left[\mu_i L_{si}^{\sigma_i} + (1-\mu_i)\, L_{ui}^{\sigma_i}\right]^{\frac{1-\alpha_i}{\sigma_i}}, \quad i = S, M, C, \tag{A1}$$

其中 K_i, L_{si} 和 L_{ui} 爲第 i 產業的資本、高技術工、和低技術工投入。(A1) 式的生產函數符合固定規模報酬, 邊際生產力爲正且遞減的新古典生產函數特性。在經濟模型中, 如果投入包含資本、技術工和非技術工時, 文獻常使用上述生產函數, 例如 Krusell et al. (2000)。上述生產函數中, $0 < \alpha_i < 1$ 爲資本在生產的份額, 而 $1-\alpha_i$ 爲勞動在生產的份額。$0 < \mu_i < 1$ 爲高技術工佔全部勞動投入的份額, 亦即低技術工佔勞動投入的份額爲 $1-\mu_i$。高技術工和低技術工的替代彈性 (elasticity of substitution) 固定, 爲 $1/(1-\sigma_i)$。高技術工和低技術工勞動進入生產函數的型式爲 CES 式, 是一個很一般化的型式, 包含下面三個特例。1. 當 $\sigma_i = 1$, 上述 CES 型式變成線性, 高技術工和低技術工完全替代。2. 當 $\sigma_i = \infty$, 上述 CES 型式變成李昂鐵夫型式, 高技術工和低技術工完全互補。3. 當 $\sigma_i = 0$, 上述 CES 型式變成 CD 型式, 高技術工和低技術工替代性爲1。

本文使用的資料中, 服務業的高技術工和低技術的平均比例爲 5.73, 表示高技術工佔全部勞動投入的比例爲 $5.73/(1+5.73) = 0.85$, 遠高於製造業的平均比例 $0.56/(1+0.56) = 0.36$ 及營造業的平均比例 $0.36/(1+0.36) = 0.26$。雖然它們的比例差異如此之大, 但如前所述, CES 型式中的 $0 < \mu_i < 1$ 和 $0 < 1-\mu_i < 1$ 可以有彈性的刻畫不同技術勞工佔勞動投入比例的不同程度, 此程度可以介於0和1之間。本文以高技術和低技術勞工的比例爲變數, 而未使用高技術工佔總勞動者的比例爲變數, 乃因文獻上大都以此衡量高技術工所佔的比例。若改以高技術工佔勞動者比例, 估計上會使得估計係數變大, 但經濟含義不變。

參考文獻

林國榮·李秉正·徐世勳 (1998), "縮減工時對台灣經濟衝擊之一般均衡分析", 《台灣經濟學會年會論文集》, 台北, 1–32。

邱淑芬·許宇翔 (2004), "縮減工時對產出、雇用及勞動生產力之影響: 以日本製造業爲例", 《政大勞動學報》, 16, 57–91。

臺灣大學學術期刊資料庫

莊奕琦・李鈞元 (2003), “如何衡量人力資本: 理論與台灣實證”, 《經濟論文叢刊》, 31(1), 51–85。

Aberg, Y. (1985), “Determinants of production and employment in the Swedish economy”, DELFA, Departmeut of Labor, Stockholm.

Anxo, D. and Bigsten, A. (1989), “Working hours and productivity in Swedish manufacturing”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 91(3), 613–619.

Bosch, G. and Lehndorff, S. (2001), “Working-time reduction and employment: Experiences in Europe and economic policy recommendations”, *Cambridge Journal of Economics*, 25, 209–243.

Buchinsky, M. (1994a), “Changes in the U.S. wage structure 1963–1987: Application of quantile regression”, *Econometrica*, 62(2), 405–458.

——— (1994b), “Recent advances in quantile regression models: A practical guideline for empirical research”, *Journal of Human Resources*, 33(1), 88–126.

Cette, G. and Taddei, D. (1993), “The economic effects of reducing and reorganizing working time”, *Futures*, 25(5), 561–577.

Chen, B.-L. and Hsu, M. (2001), “Time-series wage differential in Taiwan: The role of international trades”, *Review of Development Economics*, 5(2), 336–345.

Craine, R. (1973), “On the service flow from labour”, *Review of Economic Studies*, 40, 39–46.

Feenstra, R. C. (1998), “Integration of trade and disintegration of production in the global economy”, *Journal of Economic Perspectives*, 12(4), 31–49.

Feldstein, M. S. (1967), “Specification of the labour input in the aggregate production function”, *Review of Economic Studies*, 34, 375–386.

Girma, S. and Görg, H. (2004), “Outsourcing, foreign ownership, and productivity: Evidence from UK establishment-level data”, *Review of International Economics*, 12(5), 817–832.

Hart, R. A. and McGregor, P. G. (1988), “The returns to labour service in West German manufacturing industry”, *European Economic Review*, 32, 947–963.

Krusell, Per, Ohanian, Lee E., Ríos-Rull, José-Víctor, and Violante, Giovanni L. (2000), “Capital-skill complementarity and inequality: A macroeconomic analysis”, *Econometrica*, 68(5), 1029–1053.

Leamer, E. E. (2000), “What’s the use of factor contents?”, *Journal of Inter-*

臺灣大學學術期刊資料庫

national Economics, 50, 17–49.

Leslie, D. (1984), "The productivity of hours in U.S. manufacturing industries", *Review of Economics and Statistics*, 66(3), 486–490.

Leslie, D. and Wise, J. (1980), "The productivity of hours in U.K. manufacturing and production industries", *The Economic Journal*, 90(357), 74–84.

Rubin, M. and Richardson, R. (1997), "Microeconomics of the shorter working week", London: Ashgate.

Tallman, E. W. and Wang, P. (1994), "Human capital and endogenous growth evidence from Taiwan", *Journal of Monetary Economics*, 34(1), 101–124.

Tatom, J. (1980), "The problem of procyclical real wages and productivity", *Journal of Political Economy*, 88, 385–394.

White, M. (1987), "Working hours: Assessing the potential for reduction", working paper, Geneva: International Labor office.

Wood, A. (1995), "How trade hurt unskilled workers", *Journal of Economic Perspectives*, 9(3), 57–80.

投稿日期: 2010年2月15日, 接受日期: 2010年9月29日

臺灣大學學術期刊資料庫

Effects of Work-Hour Reduction on Industrial Labor Productivity — Application of Quantile Regression Models

Mei Hsu

Department of Economics, National Taipei University

Been-Lon Chen

Institute of Economics, Academia Sinica

The introduction of the two-day weekend reduceds working hours in Taiwan. This paper studies the effect of such a work-hour reduction on labor productivity. We employ quantile regression models and estimate the effects for industries at a one-digit level and a two-digit level. The main findings are as follows. First, the effects are different from those found using OLS regression models, with different effects in different industries and in different quantiles. Second, using the service industry as a reference industry, the manufacturing industry had lower labor productivity when the two-day weekend was put in effect, labor productivity in the manufacturing industry was increased but this was not statistically significant. Third, the effects are different among manufacturing industries at the two-digit level. Using the service industry as a reference industry, the labor productivity in the information and electronics industry was not significantly affected. The metal and machinery industry and the civil engineering industry were affected detrimentally with a larger reduction in the labor productivity in the civil industry and a diminishing negative effect for larger quantiles. The chemical industry was partially and negatively affected.

Keywords: work-hour reduction, labor productivity, quantile regression models

JEL classification: J00, C50, J24

臺灣大學學術期刊資料庫