

勞動市場與勞資關係



施俊吉 主編

中央研究院

中山人文社會科學研究所

中華民國八十一年八月 台北 南港

中央研究院中山人文社會科學研究所專書(29)

勞動市場與勞資關係

施俊吉 主編

中華民國八十一年八月

臺北 南港

序 言

一九九一年的六月，中研院社科所與行政院勞工委員會在南港聯合舉辦了一項「勞動市場與勞資關係研討會」。在兩天五個場次的討論會中，主辦單位邀集了國內經濟及社會學者共同探索臺灣勞動市場的特性、勞資關係、勞動法規與勞工運動等課題作充分與深入之討論。本次會議共宣讀十一篇論文，會後各論文作者根據評述人與自由發言之建議作適當的修改與補充，再依本院出版規定匿名送給專家審查，通過審查才予刊登。最後結果便是本書所收集的七篇論文。

張慶輝的「臺灣勞動供給之研究」旨在探索勞動供給的決定因素，以及各種因素對勞動供給量的影響究竟有多大。林向愷與官德星的「勞動供給的跨期分析：臺灣的實證研究」係從一個代表性家計單位的跨期決策之角度，去解釋製造業實質工資率和每人平均工時過去四十年（1953—1989）來的變動。而張清溪與駱明慶的「臺灣勞動力失業期間的研究」目的在精算臺灣勞動力的平均失業期間，此文發現勞動力調查統計所得到的失業期間高估了完整的失業期間。以上這三篇論文的內容除富於學術意義外，更有助於瞭解臺灣勞動供給之特質以及勞動者的就業與失業之行為模式。

李誠與吳惠林的「勞基法、延長工時與臺灣的勞動市場」目的在對勞基法中加班工時規範的部份作一經濟評估，以便進一步瞭解勞基法對經濟的影響。張玉山與張元晨的「勞基法對我國公民營製造業員工報償及議價能力之影響」則發現勞基法的實施對民營事業員工報償的衝擊遠大於公營事業。這兩篇論文研究所得之成果，對於臺灣現行勞動法規之制定與修正，具有參考價值。

劉鶯釗的「家庭所得分配的勞動經濟分析：臺灣雙薪家庭實證」一文，主旨在探討有偶婦女的勞動報酬對家庭所得分配的均平化效果。此文先依因素分解法，將衡量家庭所得分配不均度的變異係數平方項分解成若干因子，再就各因子的內涵，進一步分解成勞動經濟變

數，以便利利用勞動經濟理論之架構分析所得分配；在此文中並且援用1988年「臺灣地區婦女生活狀況調查」資料，驗證其理論模型。最後，在謝啓瑞與劉錦添的「臺灣勞工職業災害的實證分析」一文中，作者詳細分析了臺灣地區勞工安全法規對勞工職業災害頻率與嚴重程度的影響，並且釐清了行業別工資報酬與職業風險的關係。

從籌辦「勞動市場與勞資關係研討會」到論文之集結出版，其間曾經獲得許多的助力，首先應該感謝論文的撰寫者，論文的評論人、論文審查人、各場討論會的主持人以及全體與會的學者；其次應該感謝中研院社科所的全體行政人員，沒有他們的支援與全心之投入，研討會將無法順利召開、圓滿閉幕；最後應該感謝社科所的副所長彭文賢教授以及經濟組之同仁張慶輝、施俊吉及林忠正三位教授，彭教授在本人出國期間承擔研討會之全部責任，張教授曾經鼎力支助與協調行政事宜，而施、林兩位教授則是這項研討會的真正籌劃人和催生者。本書之付梓，疏漏之處，恐在所難免，尙祈 各界不吝指正。

麥朝成

中研院社科所所長

民國八十一年八月

目 錄

臺灣勞動供給之研究	張慶輝	1
勞動供給的跨期分析：臺灣的實證研究	林向愷、官德星	35
臺灣勞動力失業期間的研究	張清溪、駱明慶	75
勞基法、延長工時與臺灣的勞動市場	李 誠、吳惠林	111
勞基法對我國公民營製造業員工報償及議價能力之影響	張玉山、張元晨	147
家庭所得分配的勞動經濟分析：臺灣雙薪家庭實證 . . .	劉鶯釧	163
臺灣勞工職業災害的實證分析	謝啓瑞、劉錦添	189

台灣勞動供給之研究*

張慶輝**

壹、前言

質量俱佳之人力資源，是造成台灣經濟快速成長的一重要因素。然而近年以來，社會上卻普遍發生勞力不足與工資上揚的現象。尤以最近政府鑒於國際景氣低迷，造成我國輸出銳減，與國內投資意願低落。為刺激有效需要，乃斥集鉅資從事公共投資，北二高與北市捷運系統等重大公共工程相繼開工，而「國家六年建設計劃」亦可望於最近實施。這些公共投資計劃對勞動的需要量甚巨，料必加劇國內原本已感短缺的勞力問題。部份人士主張：為緩和勞力不足之壓力，重大公共工程需求之勞力可考慮引進外籍勞工。此一政策是否可行及其利弊如何，非在本文討論範圍之內。然值得注意者，即它究竟是一權宜措施，絕非長久之計。欲求經濟的持續成長，應謀求產業之迅速升級，正確地規劃人口與勞動政策，制訂彈性與適應需求的教育方針，使勞動供給能夠與需求密切的配合。

本文之主要目的，在於將適當的計量方法應用於主計處於民國七十八年人力運用調查問卷原始登錄資料，以獲取一套能夠解釋台灣近年來勞動供給情況的迴歸方程式，進而瞭解勞動供給量的決定要素為

* 本文曾發表於中研院社科所在民國八十年六月二十一至二十二日所舉辦之「勞動市場與勞資關係研討會」，作者感謝林全和曾巨威兩位教授極富建設性之批評與建議，及兩位評審人的寶貴意見。

** 中央研究院中山人文社會科學研究所研究員

何，以及各種要素對這些勞動供給量的影響究竟多大。再者，正如一般文獻所指出，個人所得稅的變動，會透過稅後工資的改變，影響個人對勞動與休閒的抉擇，形成租稅的超額負擔(excess burden)。本文第二個主要目的，在於分析目前個人所得稅制影響資源配置的情況。顯然地，本文研究的內容除富於學術意義外，應對未來勞動政策與租稅制度的制定，具有參考的價值。

在次節內，我們首先介紹幾個勞動供給模式，並回顧一下國內外有關的學術研究，這可供後面設立實證模型的參考。為能夠充分地瞭解台灣勞動供給的情況，我們在第三節內除簡單地介紹傳統勞動供給之實證模式外，並探討累進所得稅制與經濟決策單位之異同等所引起之統計問題，以修正此一正統的實證模式。第四節簡單地介紹統計資料的來源、問題及解決方法，第五節列示本文之實證結果，並分析其所含的意義，最後一節為結論。

貳、文獻回顧

一、傳統方法

傳統的勞動供給模式，假定個人（而非家庭）是經濟決策之最基本單位。個人會在預算限制範圍內，選擇消費、勞動與休閒等，使得效用水準達到最大化。若以 C 代表席克斯組合消費(Hick's composite goods)之數量， L_0 固定時數， L 勞動供給量，那麼，某「代表」個人(a "representative" individual)的效用函數為 $U(C, L_0 - L)$ ，且 U 為一準外凸(quasi-concave)和連續可微分之函數， $U_C > 0, U_L < 0$ 。在純粹競爭之假設下，且個人所得稅為比例稅（稅率既定為 t ），個人稅後預算限制式可以寫成：

$$C = (WL + Y)(1 - t) = wL + M, \quad (1)$$

式內 W 和 w 分別為稅前與稅後工資， Y 和 M 稅前與稅後其它（非勞動）所得，且 C 的價格假設恆等於一元。

在式(1)限制下，求取效用函數之最大化。由初階條件可得：

$$\frac{U_C}{U_H} = -\frac{1}{w} \quad (2)$$

式內 $H \equiv L_0 - L$ 。上式即為眾所熟悉之邊際條件，在均衡時，消費與休閒的邊際代替率應等於工資的倒數。解聯立方程式(2)與(1)，可得勞動供給函數如下：

$$L = L(w, M) \quad (3)$$

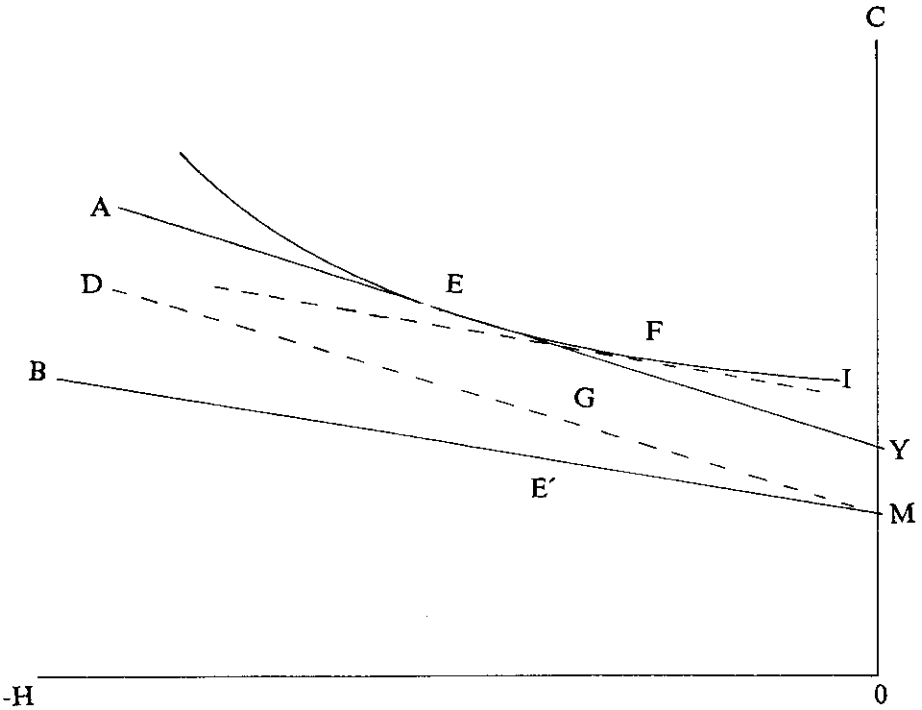
上式意味著個人之勞動供給量，決定於稅後薪資和稅後其它所得水準。

欲知式(3)內 L 函數之特性，可以從事比較靜態分析。由於 t 不變而 Y 或 W 增加對 L 之影響，跟 Y 與 W 不變而 t 降低之作用相同，在此只討論 t 的變動。將式(3)內之 L 對 t 偏微分，經過一繁瑣的數學演算，可得¹：

$$\frac{\partial L}{\partial t} = -WS - (WL + Y) \frac{\partial L}{\partial M} \quad (4)$$

式內 S 即為補償性代替項目 (compensatory substitution term)。上式右邊第一項一般稱為代替效果，意指隨著稅後薪資之降低，個人以組合消費財代替勞動（即圖一內由點 E 至 F 之移動），其符號恆為負（因 $S > 0$ ）。第二項 $(-W \partial L / \partial M)$ 代表稅後薪資變動所引起之所得效果（由 F 至 G 之移動），第三項則為其它所得變動所產生之所得效果（由 G 至 E' 之移動）。由於一般文獻皆假設休閒財為正常財，因此這兩項的符號為正。綜合而言，在理論上，課徵所得稅是否增減個人勞動供給量，實難確定，端視上述相互衝突效果之相對力量而定。

圖一：古典模式內勞動供給之決定



許多經濟學者曾以式(3)為基礎，利用時間序列與橫斷面資料估計勞動供給函數。例如Abbot and Ashenfelter(1976)使用美國一九二九至六七年平均每人資料，估計消費者勞動供給與七種財貨之需要函數。其結果指出：由於工資上漲的所得效果大於代替效果，致使勞動供給呈現後彎情形，供給彈性界於-0.07與-0.14間。Ashenfelter and Heckman(1974)使用一九六七年經濟機會調查(Survey of Economic Opportunity)中3203男性家長的資料，估計工時差異跟工資和所得

差額及一些個人屬性的關係，也獲得後彎勞動供給線的結果，彈性約為-0.15。對已婚婦女的研究結果則跟上述者大有出入，例如 Heckman(1974)曾利用一九六七年 2100 個橫斷面資料，估計已婚婦女之勞動供給函數，結果發現工資的變動具有正面且顯著的作用。Boskin(1977)、Boskin and Hurd(1978)等人亦獲得相同的結果。

二、修正與擴展

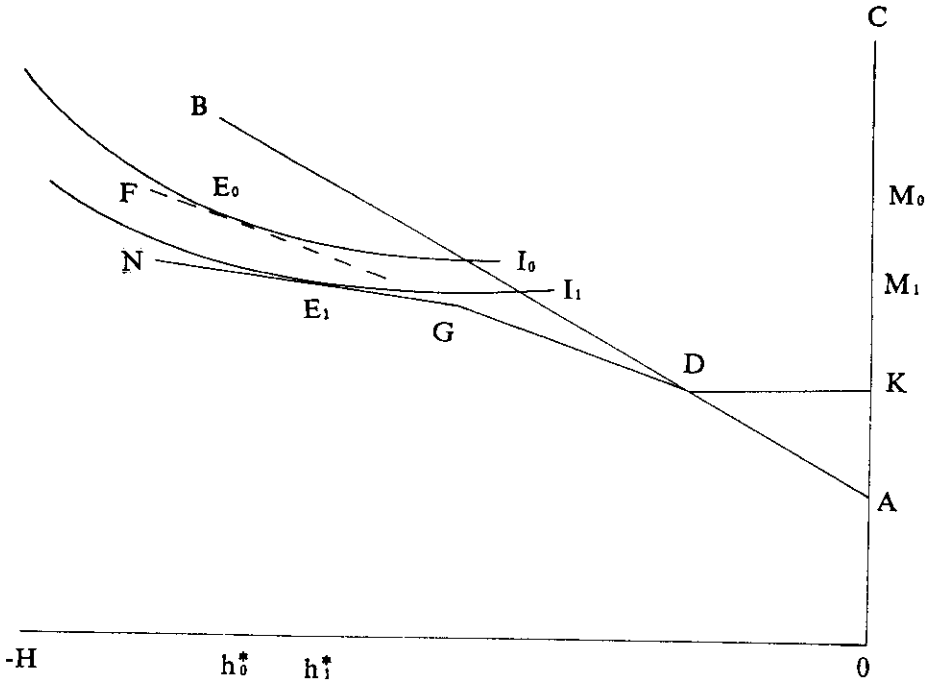
上述為標準的個人勞動供給模式，雖被廣泛使用，卻亦遭受嚴重的批評，其中最重要者有二：（一）經濟分析的基本單位應是家庭，而非個人。在家庭之中，所有成員（夫婦與子女）共同決定每人勞動供給、消費與家庭工作等。（二）各國的所得稅制大多採用累進稅率（而非比例稅），隨著個人或家庭所得之增加，邊際稅率遞增，稅後工資因而遞減，而非如上述固定不變²。分別敘述如下：

1. 累進所得稅制

為說明累進所得稅對勞動供給之影響，還是假設個人是經濟活動的單位。在圖二中橫軸與縱軸分別衡量勞動供給量和組合消費財或所得，並設 OA 為其他（非工資）所得。 AB 線代表某個人之稅前所得線，其斜率當然等於每小時之工資。現考慮個人所得稅的影響，假設 K 點代表所得稅的起徵點，即 OK 代表免稅、寬減額和扣除額之和。如果所得稅之邊際稅率如古典模式的假設為一常數（等於 DB 與 DF 兩斜率之差），那麼稅後所得（或預算）線即為 KDF ，跟無異曲線 I_0 的切點 E_0 即為均衡點，其勞動供給量為 h_0^* ，稅後所得等於 M_0 。上述古典模式的理論與實證分析，即以此為基礎。

實際上，由於階段性累進所得稅的關係，在個人稅前所得超過免稅水準以上者，即按所得之高低分為幾個級距，邊際稅率隨著級數之上升而提高。例如在圖二中，當應稅所得位於點 D 和 G 所代表之所得水準時，邊際稅率為 t_1 ，稅後工資 $(1-t_1)W (= w_1)$ 即等於 DG 線的

圖二：累進所得稅對勞動供給之影響



斜率。當應稅所得超過 G 點之水準而少於 N 點之所得額時，邊際稅率為 $t_2 (> t_1)$ ，稅後工資 $(1 - t_2)W (= w_2)$ 少於第一級距時之工資 (w_1) ，因此 GN 線的斜率較小。同樣，點 N 以上線段之斜率更小，蓋其所得適用較 t_2 為高的邊際稅率之故。將這些線段連接在一起，我們即可獲得階段累進所得稅制下稅後所得或預算線 $KDGN$ 。它跟古典模式的預算線不同，不是一條直線，而是好幾個線段連接而成的。此線跟無差異曲線相切於 E_1 ，工作時數和稅後所得分別等於 h_1^* 和 M_1^* 。

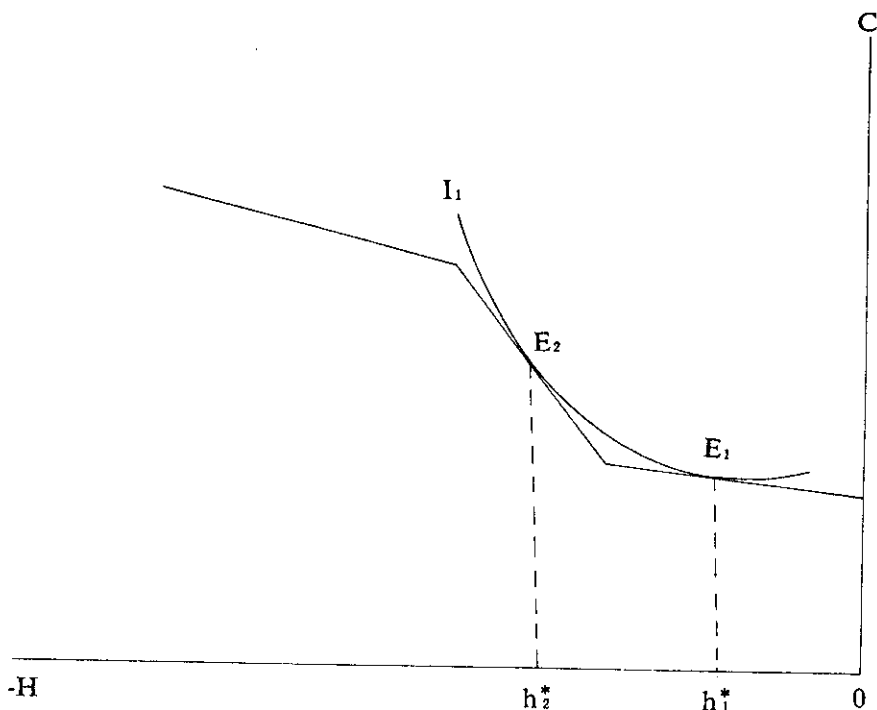
此非線型的預算線對實證估計會產生幾個困難：第一、内生工資的問題：在古典模式的勞動估計函數式內，稅後工資 w 和稅後其它所

得 M 皆為外生變數，因此我們可以利用普通最小平方法 (ordinary least square, OLS)，將 L 對 w 、 M 和其它經濟社會變數等迴歸。然而，在此累進所得稅制下，如圖二所示，均衡點 E_1 左右的稅後工資和稅後所得皆決定於此人工作時數 L 。換言之， w 和 L 同為內生變數，以 OLS 方法估計可能會產生偏差。第二、角隅均衡點 (corner solution) 問題：如果圖內之無差異曲線 I_1 剛好跟稅後預算線交於 (例如) 點 G (而非 E_1)，即產生角隅均衡的情形。在點 G 時之稅後工資，只要介於 (包含) w_1 與 w_2 兩者之間，即能產生跟 G 點相對應橫軸距離之工作時數。換言之，我們就不能獲得一對一的函數關係 (one-to-one correspondence)。

第三、多數均衡問題：負所得稅、成年人的社會安全給付、食物券補貼等可能造成預算線呈現如圖三內之非凸性 (nonconvexity)³。無差異曲線 I_1 分別跟稅後預算相切於 E_1 或 E_2 點，此人之勞動供給量可能等於 h_1^* 或 h_2^* 。在此情況下，我們實在無法判斷工資對其勞動供給量的影響，因可能由 h_1^* 跳升 (jump) 為 h_2^* 或做反方向的跳動。第四與最後、級數跳升問題：假定所得稅的結構 (即級距和邊距稅率等) 不變，其他所得不變，而稅前工資因經濟發展的結果提高，在圖四中，稅後預算線由 $KDGN$ 向上旋轉而成為 $KD'G'N'$ ，每一線段的斜率皆較 $KDGN$ 相對線段的斜率高。此人之均衡點由 E_0 變為 E_1 ，新均衡點 E_1 是在較高級距 ($G'N'$) 之間。如果我們利用古典模式的方法，誤以為均衡處於 E_2 ，並據此去衡量工資變動的代替效果和所得效果，顯然地犯了嚴重的估計偏差問題。

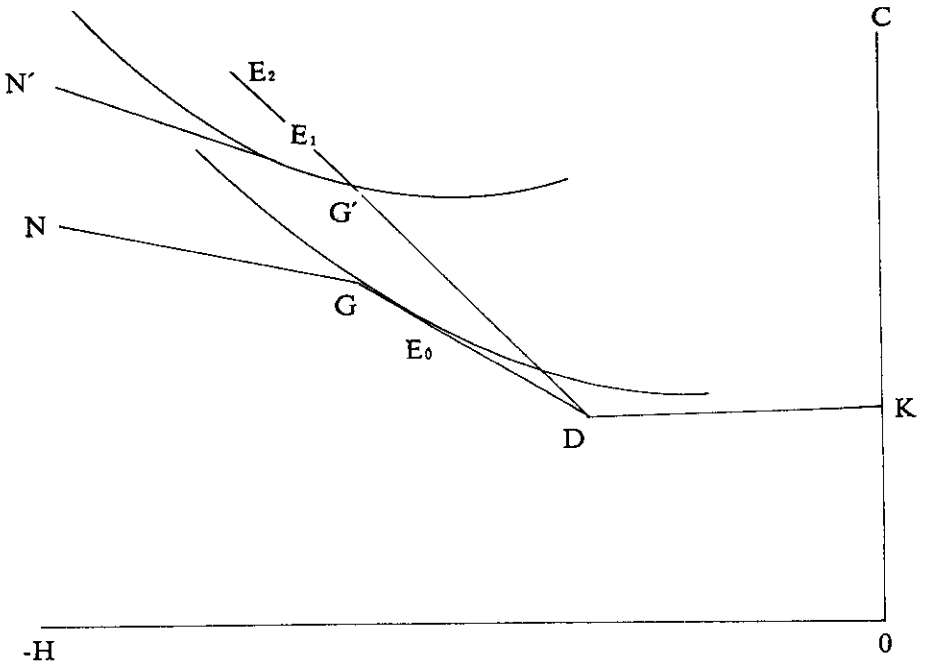
針對上述非線形預算限制式問題，Wales and Woodland (1976) 認為將租稅函數設定為 $T = T_0 + t(Y^t - Y_0^t)$ ，式內 T_0 為最低保證所得 (graranteed income，其符號可能為負)， Y^t 和 Y_0^t 代表實際所得與某一課稅級距之下限所得，並將此式導入限制式內。然而，Burtless and

圖三：多數均衡現象



Hausman (1978)認為預算線盡量簡化為一方程式，並無法解決聯立方程式偏差問題，蓋此時稅後工資與所得皆是工作時數的函數，同樣地跟誤差項有關。他們認為只要知道個人效用函數的型態，即可透過間接效用函數與羅伊均等 (Roy's identity) 原則，求出個人希望工作時數。再利用非線形最小平方或Tobit方法，即可估計勞動供給函數。根據此法，Hausman (1981)利用密西根大學於一九七五年收集之所得動態整套研究(The Panel Study on Income Dynamics)資料，估計勞動供給

圖四：課稅級距爬升問題



情況，結果發現工資變動對已婚男性工作時數之影響甚微，對女性則甚為顯著（未補償工資彈性等於一）。而無論男性或女性，所得效果皆很大且顯著，意味著所得稅對工作意願的不良作用極大。

2. 家庭決策的影響

上述的分析以個人為對象，但最近有關勞動供給的研究，如 Ashenfelter and Heckman (1974)，Hausman and Rudd (1984)，Kooreman and Keapteyn (1986)，梁正德 (1986)，單驥 (1988) 等，皆以家計為對象。其中最簡單者厥為男性為主模式 (male chauvinist model)，太太在作勞動供給決定時，將先生的薪資所得看成是種財產所得；而先生的勞動

供給，只決定於本人的薪資與家庭實際財產所得，不受太太勞動供給決策的影響(Tella, Tella, and Green, 1971)。

在理論與實證研究上，應用最廣的家庭行為，首推家庭效用—家庭預算限制模式(family utility-family budget constraint model)。例如假設某一家計只包含一夫一妻，其聯合效用可以寫成： $U(C, L_0 - L_1, L_0 - L_2)$ ，式內 C 為聯合消費量， L_1 與 L_2 分別代表先生與太太之勞動供給量。其預算限制式則為 $C = w_1 L_1 + w_2 L_2 + M$ ， w_1 和 w_2 分別為先生與太太之稅後工資（假設所得稅為比例稅）， M 為兩人稅後財產所得之總和。在預算式限制下，求取效用函數之最大化，可得

$$L_i = L_i(w_1, w_2, M) \quad i = 1, 2 \quad (5)$$

換言之，先生（太太）的勞動供給量，除決定於本身之薪資外，尚受太太（先生）薪資與總財產所得之影響。

此一模式認為家庭是一全然和諧的單位，所有成員相互倚賴，彼此之間沒有任何衝突或不同意見，此種觀點是否正確，頗有商榷之地。晚近興起之第三類模式，個人效用—家庭預算限制式(individual utility-family budget constraint model)，假設個人效用是家庭聯合消費量與個人休閒之函數，每個家庭成員在家庭預算限制下，追求本人效用函數最大化，由此可獲得丈夫（太太）的勞動供給量是太太（先生）勞動供給量的函數。如同雙頭寡占(duopoly)分析，我們可以使用反應曲線(reaction curves)來說明丈夫（太太）如何根據另一方的決策來調整其本身的勞動供給行為。但就像簡單的賽局可能出現無解的情況，若先生（太太）對另一方勞動供給的評估發生錯誤，並據此做成本身的勞動供給與消費決策，那麼，雙方行為調整的結果，可能形成不穩定的局面(Manser and Brown, 1980, McElroy and Horney, 1981)。

最後，尚有一種交易模式(exchange model)，將家庭視為一小型的交易場所。先生或太太根據個人效用與個人預算式，決定本人對市

場商品、家庭勞務與市場勞動等之需要或供給函數，再根據個人生產或提供家庭勞務的相對成本或比較利益，從事商品與勞動的交換（參閱 Atkinson and Stiglitz, 1980, 47-48；張慶輝, 1982）。只要交易條件界於兩人生產家庭勞務的邊際成本之間，交易對雙方皆有益，因此不會產生上述無解的結果。再者，此模式推論「丈夫在市場行為方面具有比較利益，而太太在家庭活動則有比較利益，因此後者會從事較多的家事」，似乎跟一般男主外女主內的情況十分吻合。可惜此類模式由於資料與估計之困難，到目前為止僅限於理論的分析，缺乏實證結果的支持。

參、實證模式

為正確地瞭解台灣勞動供給情形，本文擬設立幾種不同的實證研究模式，茲分述於下：

一、傳統模式

將式(3)之勞動供給函數線性化，並加上干擾項 (disturbance term)，個人勞動供給迴歸方程式可以寫成：

$$L = \beta_0 + \beta_1 w + \beta_2 M + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_j + u, \quad (6)$$

式內 L 代表勞動供給量， $X_j (j = 1, \dots, m)$ 代表個人之屬性或社會經濟變數（如教育，性別，年齡或職業等）。在此式內，如果休閒是正常（劣等）財，迴歸係數 β_2 應小於（大於）零。至於 β_1 的係數為正或負，則決定於工資變動所引起之代替效果是否大於所得效果。 $\beta_1 > (<) 0$ ，如代替效果大（小）於所得效果。

假設干擾項的分配函數符合齊一性，獨立與常態，且其平均數與變異數分別為零與 σ_u^2 （即 $u \sim N(0, \sigma_u^2)$ ），那麼，用普通最小平方法估計式(6)所獲得 β 和 σ 等估計值，應該是這些迴歸係數最佳線性和

無偏差的估計值(best linear unbiased estimate, BLUE)。然而，在此有兩個問題，值得進一步探討。第一，式內幾個屬性變數大多是非連續性的數值變數，如男性或女性，健康狀況良好或不良，須以虛擬變數(dummy variable)來處理。再者，由於估計所用的資料取自於橫斷面研究(參閱下節)，不致發生自我相關問題(autocorrelation)，卻可能發生線性重合(multicollinearity)現象。例如，如果由於原始資料搜集或統計的偏差，其他(非薪資)所得(M)包含部份或全部的薪資所得(wL)，那麼，式(6)內之 w 和 M 的相關程度就會非常之高。OLS估計的結果，常使得 β_1 或 β_2 的估計值不顯著。

第二，由於樣本中某些勞工(特別是已婚婦女)的工作時數等於零，其工資因而等於零。如果將這些人的資料排除於外，顯然地會使估計的結果發生嚴重的偏差。Tobit方法似乎無法解決這個問題，因式(6)內 w 項出現值等於零的情況過多。一個可行的統計方法，即為Heckman(1980)兩階段處理方法，首先利用Probit方法估計婦女勞動參與率的值，再用它來推估已婚婦女的薪資率，最後再利用其它有關資料來估計式(6)內之勞動供給量。本文所用之實證分析，即為如此。

首先，估計婦女勞動參與率之Probit模式設定如下：

$$P(I = 0 \text{ or } 1) = b_0 + \sum_{i=1}^m b_i X_i \quad (7)$$

式內 $I = 0$ 沒工作； $I = 1$ ，工作，而 X_i 為有關之解釋變數。

利用實際資料估計上式內勞動參與率(P)之估計 \hat{P} 後，進一步可以求出Mill比率的倒數 λ 。

第二，利用 λ 與其它有關變數的資料，數據下列估計模式，推估已婚婦女的稅後薪資：

$$W2 = a_0 + a_1 \lambda + \sum_{j=2}^m a_j Z_j \quad (8)$$

式內 Z_j 為有關之解釋變數。根據此式，即可估計每位婦女每小時工作

的薪資率。最後，將上式所獲得之稅後薪資估計值及其它相關資料，代入式(6)內，並利用 OLS 法，即可求出迴歸係數 β 等的估計值。

二、家計實證模式

另一組的實證模式，以家計為研究對象。但因資料的限制，只能分析男性為主模式與家庭效用—家庭預算模式。至於談判模式(bargaining model)與交易模式，則有待未來再加以研究。前一模型的實證估計式十分簡單，只須在已婚婦女的迴歸方程式內，增加其丈夫每年稅後薪資所得即可，而丈夫的估計式跟式(6)完全相同。換言之，已婚婦女的迴歸方程式如下：

$$L2 = \delta_0 + \delta_1 W2 + \delta_2 M1 + \sum_{j=3}^m \delta_j X_j + u, \quad (9)$$

式內 $M1$ 代表其先生每年稅後薪資所得， u 則為干擾項。由上式很容易看出：先生的稅後薪資所得對太太的勞動供給量的影響，應該是種所得效果。如果假設休閒是正常財，那麼， δ_2 的估計值應該小於零。

家庭效用—家庭預算模式內，已婚夫婦的個別勞動供給函數，來自式(5)。將該式線形化，再加上跟個人有關的經濟社會變數與干擾項，可得

$$\begin{aligned} Li = & \xi_0^i + \xi_1^i w^1 + \xi_2^i w^j \\ & + \xi_3^i M_p + \sum_{k=4}^m \xi_k^i X_h^i + u^i \\ & i, j = 1, 2 \quad i \neq j, \end{aligned} \quad (10)$$

式中 M_p 為家庭財產所得之和。如前所述，個人的稅後薪資對本人勞動供給量之影響，包含代替效果與所得效果。一般而言，兩者符號相反，因此上式內 ξ_1^i 的可能大於、等於或小於零。再者，先生（太太）的稅後薪資對太太（先生）的勞動供給量之影響，應該是所得效果與交叉代替效果(cross substitution effect)之和。後者意味著先生的稅後薪資提高，太太的薪資不變，先生除以勞動代替休閒（此即自我

代替效果 own substitution effect) 外，尚可能對太太的勞動與休閒之抉擇發生進一步的影響。例如，如果太太的休閒跟先生的休閒是代替財（補助財），那麼，太太的休閒就會隨著先生休閒之增加而減少（增加）。因此，式(10)內 ξ_2 的符號可能是正或負，除決定於所得效果外，尚受兩人休閒（或勞動）是何種關係的影響。

如上所述，由於樣本中包含一些沒有工作的已婚婦女，為估計他們若工作時可能獲得的薪資，我們依然沿用前一小節所用的方法。首先估計其勞動參與率，進而推估每小時薪資，再代入式(9)或(10)內迴歸估計已婚婦女的勞動供給函數。在估計式(10)時，則稍微不同。由於該式內男性勞工與其太太的勞動供給構成一聯立方程式，因此在推估已婚婦女的薪資後，我們利用三階段最小平方法(three stage least squares 3SLS)聯合估計式(10)，而非僅用OLS分別估計先生或太太的勞動供給量。

三、階段性預算線

我國的綜合（即個人）所得稅，採用累進稅制，名目稅率自百分之六（適用於所得淨額 N.T.\$ 80,000 以下）至百分之五十（適用於所得淨額超過 \$ 3,500,000 以上者），其內容參見表一。表內第(3)與(4)欄的數字，分別代表各課稅級距中每個納稅義務人（屬於小家庭或單身）在該年度平均繳納的稅額。例如，在級距 \$ 380,000 到 \$ 550,000 間，屬於小家庭的納稅人每人平均稅額 \$ 46,216，屬於單身者稅負為 \$ 45,060。

如將第(3)與(4)兩欄內的數字，除以各課稅級距的中位所得，即得該級距的平均稅率，其結果分別列於表內第(5)與(6)兩欄。由於第(2)欄內的名目稅率是累進的，因此平均稅率亦隨著課稅級距之上升而提高。最後，第(7)與(8)欄內的數字，分別代表小家庭與單身納稅人在各課稅級距的邊際稅率，等於每一課稅級距平均稅額與前一級距平

表一：民國七十七年小家庭與單身納稅人之實際平均與邊際所得稅率

所得淨額 (元) (1)	名目稅率 (%) (2)	平均稅額 (元)		平均稅率 (%)		邊際稅額 (%)	
		單身 (3)	小家庭 (4)	單身 (5)	小家庭 (6)	單身 (7)	小家庭 (8)
0-80,000	6	2,366	2,670	5.9	6.7	5.9	6.7
80,000-160,000	8	7,968	8,252	6.6	6.9	7.0	7.0
160,000-260,000	10	15,709	15,019	7.5	7.2	8.6	7.5
260,000-380,000	12	27,717	26,386	8.7	8.3	10.9	10.3
380,000-550,000	15	46,216	45,060	9.9	9.7	12.8	12.9
550,000-730,000	18	74,969	80,180	11.7	12.5	16.4	20.1
730,000-1,000,000	22	124,977	127,380	14.5	14.7	22.2	21.0
1,000,000-1,400,000	26	205,112	204,097	17.1	17.0	23.9	22.9

資料來源：根據財政部財稅統計年報資料計算

註：(1)平均稅率等於平均稅額除以課稅級距之中位數所得

(2)邊際稅率 = $(\bar{T}_i - \bar{T}_{i-1}) / (\bar{Y}_i - \bar{Y}_{i-1})$ ， \bar{T}_i 與 \bar{Y}_i 分別代表各課稅級距之平均稅額與中位數所得

均稅額之差（即 $\bar{T}_i - \bar{T}_{i-1}$ ， i 代表課稅級數），除以本級距與前級距中位數所得之差（即 $\bar{Y}_i - \bar{Y}_{i-1}$ ）。由兩欄的內容可以看出，無論就小家庭或單身納稅人而言，除第一個課稅級距外，邊際稅率累進的程度遠超過名目稅率。例如，在所得淨額屬於 \$ 1,400,000 ~ \$ 1,800,000 此一級距者，名目稅率為 26%，而小家庭與單身的邊際稅率分別為 23.9% 和 22.9%。再者，一般而言，小家庭每人之平均或邊際稅率，跟單身納稅人並無顯著的差異。

既然邊際稅率呈現遞增情況，古典模式中比例所得稅的假設，顯然不符實際。再者，由於邊際稅率隨著課稅級數之上升而逐漸增加，因此前述非凸性預算線（如圖三所示者）也不存在。事實上，由於我國並未實施負所得稅與食物券補貼等措施，非凸性預算線及其所產生的問題，實不可能發生。因此，在下面的分析中，我們僅考慮凸性預算線情況。

縱使預算線有如圖五內之階段上升形狀，欲正確地估計個人勞動供給量，並非十分困難。我們知道個人無差異曲線跟此預算線之切點或角隅均衡點之處，即決定最適的工作時數。因此，我們只需尋找此切點或角隅點的位置即可 (Hausman, 1981)。假設個人之稅後預算線包含 m 個線段 ($i = 1, \dots, m$)，我們的問題就在求最適的工作時數 h^* 。在任一線段上，最適工作時數可以界定為

$$h_i^* = g(w_i, M_i, X)$$

式內 w_i 為該線段內之稅後薪資， M_i 代表此一線段之延長線跟縱軸相交之截距（一般稱為虛擬所得 virtual income）， X 是有關之社會經濟變數。假設 $0 \leq h_i^* \leq H_1$ （ H_1 代表圖四內第一個扭折點下之工作的時數），那麼， h_i^* 即是無差異曲線和預算線的唯一切點，因此 h_i^* 即為吾人所追求之最適工作時數 (h^*)。如果 $h_i^* \leq 0$ ，那麼最適工作時數就等於零。但如 $H_1 \leq h_i^*$ ，那麼 h_i^* 就非最適工作時數，我們再移到上面

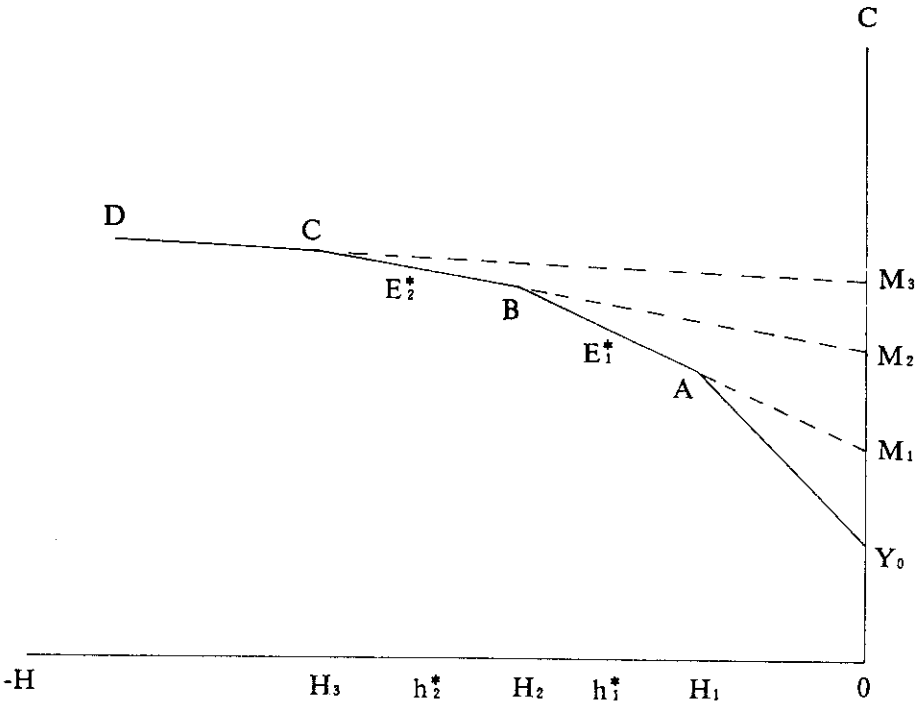
的線段。

如果 $H_1 \leq h_2^* \leq H_2$ ， h_2^* 就等於 h^* 。如果 $h_1^* > H_1$ 且 $h_2^* < H_1$ ，那麼 $h^* = H_1$ ，最適工作時數處於這個扭折點上。否則，繼續到另一個線段，計算 h_3^* 。如此逐段估計，我們可以找出 (1) 一個唯一的切點，(2) $h_1^* = 0$ ，意味著工作時數等於零（即不工作），或 (3) $h_1^* > H_1^*$ ($i = 1, \dots, m$)，代表此人的工作時數等於其身心所能負荷的最大工作數。最後，由於樣本中某些人的工作時數可能等於零，我們可以考慮利用非線型最小平方法或 Tobit 方法來估計勞動供給函數。

本文採用另一種較為簡單的方法，觀察圖五，當此人所面對之預算線為 Y_0ABCD ，假設其選擇點為 E_2^* ，因此勞動供給量為 h_2^* ，稅後所得等於 $E_2^*h_2^*$ 。我們知道預算線之所以成為 Y_0ABCD ，實因階段性累進稅率所致。稅前薪資固定為 W ，若此人之勞動供給量界於 OH_1 之間，其稅前總所得（其他所得 OY_0 加薪資所得）低於最低起徵點（免稅額、寬減額和扣除額之和），因此所得稅負等於零，稅後薪資依然等於 W 。當勞動供給量界於 H_1H_2 間，所得淨額假設落在表一內之第一課稅級距 ($0 \sim 80,000$)，名目稅率為 6%，稅後薪資率等於 $w_1 = (1 - t_1)W$ 。同理，其它各階段之預算亦可以如此推算出來。

當此人的預算線為 Y_0ABCD 時，其選擇點為 E_2^* 。同樣地，此人所面對的預算線若為 M_2BC 時，其選擇點亦為 E_2^* 。注意預算線 M_2BC 的斜率等於 BC 線段的斜率 w_2 ，而其截距等於虛擬所得 M_2 。因此，一個較簡單的方法，即在將累進稅制改為線形稅制 ($T = -G + tY$ ， $T =$ 稅負， $t =$ 邊際稅率， $G =$ 保證最低所得， $Y =$ 稅前總所得)，使得在此線形稅制下，稅後薪資 (w) 剛好等於圖五內均衡點 (E_2^*) 所在處線段 (BC) 的斜率 w_2 ，而虛擬所得等於 BC 線段延長線與縱軸的交點 (M_2)。由於稅前毛所得為 $Y = Y_0 + wL$ ，稅後淨所得因而等於 $M = Y - T = Y_0 + wL + G - t(Y_0 + wL) = (1 - t)(Y_0 + wL) + G = W_2L + M_2$ ，因此， $M_2 = (1 - t)Y_0 + G_0$ 。

圖五：累進所得稅制下勞動供給量之估計方法



由於樣本中每個人皆有稅前薪資所得和工作時數等資料，我們只需根據表一之邊際稅率計算出來每人所面對的實際階段性預算線，然後再根據其工作時數推出其選擇點附近的稅後工資率，就可以按照上述辦法將累進稅改為線形稅制，進而推算出來跟均衡稅後工資相對應的虛擬所得。例如，假設另一個人的稅前其它所得和工資皆跟前例中的個人相同，因此其面對之實際預算線應如圖四內之 Y_0ABCD ，再說其選擇點為 AB 線段內之 E_1^* ，工作時數為 h_1^* 。由於 AB 線段的稅後工資率為 $w_1 (= (1 - t_1)W)$ ，我們即可按照前述方法配一線形所得稅，邊際稅率為 t_1 ，使得稅後薪資剛好等於 w_1 ，進而求得虛擬所得等於

M_1 。

在求出每個人的均衡稅後工資率(w)和虛擬所得(M)後，即可設立一實證估計方程式如下：

$$L = \beta_0 + \beta_1 w + \beta_2 M + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_j + u \quad (11)$$

進而利用 OLS 或 Tobit 方法來估計上式內的迴歸係數。

肆、資料來源與問題

本文實證研究所應用的統計資料，主要取自行政院主計處於民國七十八年所舉辦的（人力運用調查）問卷原始登錄之結果。該調查以台灣地區（包含台灣省與北高兩市）之住戶，自由從事經濟活動之本國籍人民（不包括軍人與受監管人口）為對象。調查的內容，主要在瞭解受訪人就業狀況（如每週工作時數、工作場所、待遇、職務等），過去工作經驗（上次工作場所、職務、離開工作的原因等），及未來的工作計劃（如希望何種工作和待遇及是否正在尋找工作等）。樣本中有 18,411 戶家庭，共計 58,033 個觀察值。其中大家庭有 4,265 戶，而小家庭有 14,146 戶⁴。每戶平均人數有 3.15 人，標準差 1.72 人，戶內人口數最多為 15 人，最少者為 1 人。

本文的研究對象，限制為小家庭。其主要理由有二：一、在前面文獻回顧時，我們曾指出：夫婦任一方的勞動供給量，會受他方薪資所得或工資的影響。何況我國所得稅法於民國七十八年還規定夫婦所得必須聯合申報。因此，小家庭（包含夫婦與未成年子女）是最好的研究對象。第二，以往多數之實證研究，如 Ashenfelter and Heckman (1974), Burtless and Heckman (1978), Hausman and Rudd (1984), 單驥 (1989)，皆以小家庭為對象。為便於比較分析我們獲得的結果跟前述研究有何異同，應將研究對象限於小家庭。

參照上述的定義，我們將小家庭界定為家中成員僅有戶長、配偶與子女，且夫婦年齡皆界於20至65歲⁵。根據此一標準，我們將人力運用調查資料作下列的整理：（一）剔除大家庭（一戶中包含一對以上夫婦）的資料，（二）剔除夫婦年齡在20歲以下或65歲以上者，（三）將所餘之小家庭樣本剔除夫婦以外（如子女）的資料，僅包含夫婦兩人的資料。經過此調整程序後，我們的樣本還剩9648個⁶。

在此值得注意者，即（人力運用調查）資料本身的一些問題，可能影響到我們估計的結果。第一，它僅調查受訪人的薪資收入，卻沒有其它（非薪資）所得的資料。並且，由於此調查表內沒有受訪者的身分證字號，無法跟財政部國稅局綜合所得稅申報書或其它檔案配合，查出個人或家庭的非薪資所得資料。前面文獻回顧內，曾指出個人或家庭之其它所得，係影響勞動供給量的一個重要變數，國外實證結果亦支持此一結論。本文後面的一些迴歸方程式內，既然缺乏此一重要變數，可能會產生「變數失蹤」(missing value)的問題，而使得估計結果發生偏差。第二，此次調查缺乏受訪家庭綜合所得稅負的資料，為估計其平均邊際稅率，我們採取一權宜的辦法，即將每個家庭內丈夫和太太的薪資所得相加，減去該年適用的夫婦免稅額，撫養親屬寬減額，標準扣除額和薪資所得特別扣除額之和，求出所得淨額。然後根據該年度的課稅級距及邊際稅率，求出家庭應納的稅負和平均稅率（表二內平均邊際稅率即如此獲得）。再者，在估計累進稅制下的勞動供給函數時，我們改採另一種方法，首先利用財政部出版之財政統計年報的資料，計算每個所得級距的平均邊際稅率（如表一），再以此數據為基礎，計算樣本中每個家庭的稅後薪資。在此值得一提者，即利用平均的邊際稅率，而非實際負擔的比率，可能縮小稅後薪資在整個樣本中的變動範圍，因而影響此一變數的解釋能力。至於此一調查資料的其它問題，參考單驥(1988)第三節的討論。

表二列舉樣本中主要變數統計值，觀其內容可得幾點概念。第

一、丈夫每年工作時數(2,298小時)約為妻子年工時(832小時)的三倍,但後一變數的標準差(1183小時)卻大於前者(931小時),由此可知已婚婦女的勞動供給量較少且較不穩定。第二、丈夫每小時工資(\$100)約為太太工資(\$24)的4.2倍,雖然前者標準差(\$69)大於後者,但前者之相對標準差(=標準差/平均數)卻明顯地小於後者。因此,妻子工資差異的程度顯然較大。第三、丈夫稅後年薪平均值為23萬元,標準差則為14萬元,可見樣本中高低所得的差異十分顯著。樣本中夫婦之平均邊際稅率約為6%,而標準差為5%,整體而言,薪資所得的稅負不致過重,且高低所得間稅負的差異亦不太大。然而,這並不代表著所得稅的扭曲作用很小,而可能代表著某些應該課稅的所得項目(諸如國中小學教員和軍人的薪資所得,政府官員特支費,民意代表的公費等)未課到稅而已。第四、丈夫的平均年齡,擔任現職的期間及平均教育年限,皆大於太太的平均值。然而,就這些變數的相對標準差而言,丈夫的數值顯然地較太太為小,這或許可以部份解釋為什麼丈夫的平均工資高於太太。

伍、實證結果與分析

利用上述整理後的資料,迴歸估計第三節內幾個勞動供給方程式,其結果分別列述於下:

首先,利用Probit模式估計婦女勞動參與率,結果如下式所示:

$$\begin{aligned}
 P(I = 0 \text{ or } 1) = & -2.739 + 0.131AGE2 - 0.002(AGE2)^2 + 0.053ED^2 \\
 & \quad (10.07) \quad (11.37) \quad (13.85) \\
 & - 0.003WI - 0.131D6 - 5.510H^2 \\
 & \quad (-12.95) \quad (-5.73) \quad (-0.02) \\
 \ln L = & -5944.6
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

表二：重要變數之統計值 (N=9468)

變數名稱	平均數	標準差
丈夫年工時 (L1)	2293.20	931.15
妻子年工時 (L2)	831.76	1183.10
丈夫每小時工資 (W1)	99.95	68.71
妻子每小時工資 (W2)	23.78	41.57
丈夫稅後年薪 (HWT1)	232370.00	139870.00
丈夫稅後每小時工資 (WT1)	91.47	57.89
妻子稅後每小時工資 (WT2)	21.41	36.17
平均邊際稅率 (MT)	5.96%	4.99%
丈夫平均年齡 (AGE1)	43.92	10.26
妻子平均年齡 (AGE2)	39.80	9.54
丈夫任現職時間 (DU1)	118.19	112.35
妻子任現職時間 (DU2)	48.77	84.66
丈夫教育年限 (ED1)	8.96	4.05
妻子教育年限 (ED2)	7.31	4.14
丈夫工作地點失業率 (U1)	1.62	0.46
妻子工作地點失業率 (U2)	1.63	0.62
丈夫健康不良者 (H1)	1.60%	12.57%
妻子健康不良者 (H2)	0.35%	5.93%
有六歲以下子女者 (D6)*	0.38	0.72
有六至十七歲子女者 (D17)*	1.27	1.30
有十八歲以上子女者 (D18)*	1.29	1.82

*註：表中 D6，D17和 D18並非虛擬變數，而是子女的數目。
資料來源：行政院主計處「人力運用調查」資料，七十八年五月。

式內

$I = 0$ ，沒工作； $I = 1$ ，工作，

$AGE2$ = 妻子的平均年齡，

$ED2$ = 妻子教育年限，

$H_2 = \begin{cases} 1, & \text{妻子健康情形不良者,} \\ 0, & \text{妻子健康情形良好者,} \end{cases}$

WI = 丈夫每小時工資，

$D6$ = 未滿六歲小孩人數，

上式迴歸係數括弧的數字，代表近似常態統計值 (asymptotic normal statistics)。

正如我們所預期者，在此 9648 個小家庭樣本中，隨著年齡之增加，婦女勞動參與率亦增加，卻呈逐漸遞減的情形。婦女教育水準愈高者，其勞動參與意願亦較高。而丈夫工資較高者，或家庭中未滿六歲小孩人數愈多者，婦女勞動參與率則愈低。婦女健康狀況優良與否，對其勞動參與率的影響則不很顯著。這些結果與 Heckman (1980) 與單驥 (1988) 的結論完全相同。

婦女稅後薪資的估計式為

$$\begin{aligned}
 WT2 = & -19.615 + 0.095AGE2 - 0.011(AGE2)^2 + 1.663ED2 \\
 & \quad (0.28) \quad (0.26) \quad (14.50) \\
 & - 1.244U2 + 0.140DU2 + 6.004SMSA + 34.890\lambda \\
 & \quad (1.94) \quad (34.95) \quad (7.02) \quad (7.02) \\
 \ln L = & -47200.4
 \end{aligned}$$

式內 $WT2$ = 妻子每小時稅後薪資

$U2$ = 妻子工作地點失業率

$DU2$ = 妻子任現職時間

$SMSA$ = 標準大都會統計區域 (Standard Metropolitan Statistical Area)

由於 Mill 比率的係數估計值及其近似常態統計值皆顯著地異於零，因此，妻子薪資率的設定，應有必要調整樣本選擇偏誤 (sample

selection bias)，並採此調整後之稅後薪資為估計勞動供給函數的依據。

正如預期，婦女稅後薪資水準，隨著其年齡的成長而增加，卻呈遞減現象。婦女的教育程度與工作經驗越高者，其稅後工資亦越高。妻子工作地點失業率越高者，稅後薪資越低。婦女在城市區域就業所獲之平均稅後薪資，顯然較非城市區域高。在此值得一提者，即在單驟的估算式內，妻子工作地點失業率越高者，稅後薪資反而越高，而本文的結果剛好相反，除此之外，其他結果完全相同。

將上述調整後的妻子稅後薪資估計值與丈夫實際稅後薪資，以及其它有關的社會經濟變數，分別代入式(6)內，利用OLS方法，可得古典模式下夫婦勞動供給迴歸式，其結果列於表三內。首先值得注意者，在迴歸方程式中，許多解釋變數（如H1和H2）為虛擬變數，其值不是零便是一。再者，如前所述，樣本中的資料，屬於以個人為單位的橫斷面資料。因此，如Cramer (1964)的研究結果指出，決定係數(R^2)的值偏低，應該是一種正常的現象⁷。

在已婚男性的勞動供給方程式內，稅後薪資對勞動供給量有正面與顯著的影響。這意味著丈夫稅後薪資越高，其勞動供給量越多。正如我們所預期的，已婚男性的勞動供給量，隨著其年齡的增加而增加，卻呈遞減的現象。再者，擔任現職的期間越長，或其工作場所所在地失業率越低者，其勞動供給量越大。最後，健康情況不佳者之工作時數顯著地少於健康情況良好者。

同樣地，已婚婦女的稅後薪資對其工作時數，亦有正面與顯著的影響。已婚婦女年齡之高低，對其勞動供給量的作用較不確定。教育年限對已婚婦女工作時數的影響為負，且顯著地異於零，這跟單驟(1988)的結果完全相同。已婚婦女家庭中有六歲以下的孩童者之勞動供給量，顯著地少於家中沒有此稚齡孩童者。除這些外，其它個人屬

表三：小家庭夫婦勞動供給之估計結果 (N=9648)

	古典模式			男人為主模式			聯合效用模式			階段性累進稅		
	丈夫 (1)	妻子 (2)	丈夫 (3)	丈夫 (4)	妻子 (5)	丈夫 (6)	妻子 (7)	丈夫 (8)	妻子 (9)	丈夫 (10)	妻子 (11)	
Constant	1599.60	370.60	1984.3	-453.54	1661.7	176.56	1694.4	338.89				
WT1	3.86 (26.10)**		4.38 (28.64)**		3.91 (26.49)**	-2.41 (-11.68)**	3.31 (18.03)**					
HWT1				-0.0011 (-7.53)**							-0.0054 (-52.97)**	
WT2		23.17 (7.29)**		717.55 (3.89)**		18.47 (5.78)**					10.11 (3.68)**	
AGE1	39.37 (5.45)**		29.08 (4.03)**		3.28 (5.33)**		38.72 (5.46)**					
(AGE1)2	-0.75 (-9.50)**		-0.65 (-8.25)**		-0.67 (-8.35)**		-0.71 (-9.25)**					
ED1	-1.70 (-0.78)		-23.60 (-10.96)**		-3.06 (-1.39)		-3.76 (-1.75)**					
DUI	1.97 (25.42)**		1.83 (23.69)**		1.80 (22.93)**		1.93 (25.26)**					
UI	-30.18 (-1.77)**		-16.05 (-0.94)		-37.35 (-2.18)**		-41.86 (-2.49)**					
H1	-1137.2 (-16.97)**		-1136.6 (-17.07)**		-1135.5 (-17.03)**		-1066.5 (-16.19)**					
AGE2		16.45 (1.39)		48.07 (3.03)**		39.39 (3.30)**		52.23 (5.09)**				
(AGE2)2		-0.34 (-2.30)**		-0.75 (-3.83)**		-0.67 (-4.43)**		-0.78 (-6.01)**				
ED2		-8.74 (-2.58)**		22.72 (3.77)**		-1.70 (-0.49)		-2.39 (-0.81)				
DUI2		1.21 (2.51)**		4.57 (34.0)**		1.19 (3.93)**		1.82 (4.36)**				
U2		-9.54 (-0.49)		50.67 (2.81)**		13.01 (0.67)		7.00 (0.42)				
H2		5.22 (0.037)		-60.88 (-0.30)		-168.02 (-0.88)		-238.16 (-1.72)**				
D6		-93.84 (-4.46)**		10.80 (1.04)		-93.40 (-4.49)**		28.35 (1.57)				
D17		-16.59 (-1.54)				-15.81 (-1.49)						
VI								0.0087 (13.39)**			0.049 (54.63)**	
SVI								0.014 (19.24)**			0.02 (20.09)**	
R2	0.309	0.135		0.430		0.415					0.579	

資料來源：估計的結果

註：(1)括弧內的數字代表T值

(2)*與***表示兩端檢定 $\alpha = 10\%$ 與 5% 水準下，具統計上的顯著性

性變數，如已婚婦女就業場所所在地之失業率和家中有六至十七歲兒女等，對其勞動供給量的影響並不顯著。

利用此實證結果，可以進一步估計丈夫與妻子的自我薪資勞動供給彈性(own-wage elasticity)。根據定義，此彈性(η_i)等於

$$\eta_i = \frac{\partial L_i}{\partial w_i} \frac{w_i}{L_i} \quad i = 1, 2$$

式內 w_i 與 L_i 分別代表樣本內丈夫與妻子之平均稅後薪資與工作時數。利用此式，可得丈夫與妻子的自我薪資彈性分別為 0.17 與 0.66。已婚婦女的薪資彈性，顯著地大於已婚男性，這跟理論的推測和其它所有實證研究的結果完全一致。

表三內第(3)與(4)欄，分別列舉男性為主模式中已婚夫婦勞動供給迴歸結果。如前所述，此模式跟古典模式主要不同之處，在於已婚婦女的勞動供給量除決定於本身稅後薪資外，尚受其丈夫稅後薪資所得之影響。因此，表三第(3)欄內各解釋變數的迴歸係數與其 t 值，跟第(1)欄內的數值幾乎完全相同⁸。已婚婦女的勞動供給迴歸結果，則稍微不同。第一、丈夫稅後年薪對已婚婦女的勞動供給量，有顯著與負面的作用，意味著已婚婦女之丈夫稅後年薪越高者，其勞動供給量越少。此一結果當然跟一般常理的判斷非常吻合，蓋丈夫年薪越低者，越需要太太出外工作，以貼補家計。

第二、已婚婦女稅後時薪迴歸係數的符號依然為正，且以 t 值之大小來判斷，此係數還是非常顯著。但此迴歸係數之估計值甚大，使得勞動供給的自我工資彈性亦變得很大，例如，以平均稅後工資與平均年工時為衡量基礎，已婚婦女勞動供給的工資彈性之估計值約為 20.5。這意味著在其他條件既定下，已婚婦女的稅後薪資者增加百分之一，平均而言，其勞動供給量今增加百分之二十。在所有勞動供給的實證研究中，以此數值最大（且大得可能有些離譜），因此，我們對其正確性，須抱著存疑的態度。

第三、已婚婦女的年齡及年齡的平方 (AG_2 和 $(AG_2)^2$) 皆非常顯著，且如所預期的，其符號分別為正與負，因此，在此樣本內，已婚婦女的年齡增加，其勞動供給量會增加，但卻呈現遞減的現象。這不但跟其他模式（古典及聯合效用函數等）所獲得的結果相同，其他多數的實證研究亦支持此一結果（參閱單驥，1988, Hanoch, 1980）。

表三第(5)與(6)兩欄下的數值，代表家庭效用—家庭預算模式的估計結果。如前所述，此模式跟古典模式之最主要差異，在於丈夫（妻子）的稅後薪資進入其妻子（丈夫）的勞動供給方程式，跟其他相關的主要變數共同決定後者的工作或消費行為。觀察這兩欄的內容，可以發現 R^2 的估計值跟前一模式的數值相差甚微，以迴歸係數的符號與其顯著的情況而言，此一模型估計的結果顯然較佳。第一、無論是丈夫或妻子的勞動供給量，跟本身的稅後薪資有密切與正面的相關。換言之，已婚男性與女性的勞動供給曲線，皆具有正的斜率；而已婚男性之薪資對太太的工作時數，則具有負面卻重要的作用。後一結果似乎並不令人感到意外，蓋先生的稅後薪資—因而稅後年新資所得—越高，越需要其太太在家照顧孩子與從事其他家計活動。但前一結果則需稍作解釋，在理論上，雖然沒有理由支持妻子的薪資會對丈夫的勞動供給量發生正面的作用。但在以男性為主的台灣社會裡，一般而言，妻子的薪資與所得越高，會激勵其先生追求高薪和努力工作，以獲得高於太太的薪資所得。

第二、以薪資與工作時數的平均值為基礎，我們可以獲得已婚男性勞動供給之自我工資彈性為0.16，對太太稅後薪資的交叉彈性為0.03。已婚婦女勞動供給的自我薪資彈性為0.52，對先生稅後薪資的交叉彈性為-0.26。跟理論的預期相近，已婚婦女的自我或交叉彈性的絕對值，皆高於其先生的彈性。但先生的自我與交叉彈性皆具正號，倒是跟單驥(1988)的結果不同。

除上述者外，無論在丈夫或妻子的勞動供給估計式內，個人屬性

變數（如年齡、任職期間和健康情形等）的迴歸結果，跟前兩個模式的結論幾乎完全相同，並且也跟一般的預期互相吻合，在此不再贅述。

表三第(7)與(8)兩欄分別列舉階段性累進所得預算式下已婚夫婦之勞動供給函數。如前所述，我們對此非線型預算線的處理方法，係透過虛擬所得的導入將其轉換成爲線型預算式，丈夫或妻子的稅後薪資則等於稅前工資乘以一減其最後一元所適用之邊際稅率。同時爲瞭解個人的勞動與消費等嗜好是否相同，我們也仿照 Hausman(1981)的作法，在迴歸方程式內，引入虛擬所得迴歸係數之標準差此一變數。其他個人屬性變數，大致跟前述三個模式相同。迴歸的結果，列示於(7)與(8)兩欄內。

首先值得注意者，即虛擬所得對丈夫或妻子的勞動供給量，均發生顯著的作用。跟 Hausman 的作法相同，我們也將虛擬所得的迴歸係數之估計值限定小於零，因此，丈夫或妻子的勞動供給之所得效果皆爲負，意味著財產所得越高，休閒需要量越多，勞動供給量因此越少。再者，無論在丈夫或妻子的勞動供給估計式內，以 t 值而言，虛擬所得迴歸係數之標準差皆顯著，代表個人對休閒與消費的顯著存在著重大的差異，這跟 Hausman(1981)的結果相同。

除上述者外，在已婚男性或女性的勞動供給式內，其他解釋變數的迴歸係數的符號與顯著情況，大多跟前面幾個模式所獲得的結果相同。例如丈夫稅後年薪對妻子的勞動供給量具負面且顯著的作用，這跟上述勞動供給的所得效果爲負完全一致。再者，丈夫或妻子的勞動供給曲線皆有正的斜率，自我薪資彈性分別約等於 0.14 和 0.29。前者約等於古典模式中估計的結果，而後者顯然小於前面幾個估計值，但已婚女性的勞動供給較已婚男性富於彈性的結論，在此又得到另一個有力的證明。

綜合上述，我們可以確信無論是已婚男性或女性勞工，其勞動供

給曲線的斜率應皆為正，前者之自我工資彈性介於0.14—0.17之間，而後者則在0.29—0.66間。這些結果跟單驥(1988)的估計數值大有出入，也跟國外一些實證研究的結果稍微不同（參閱表四）。單驥使用之理論架構，即為本研究表三中(5)與(6)兩欄內之家計效用—家計預算模式，利用的統計資料取自民國七十五年的「人力運用調查」結果。照理而言，其實證結果（特別是對丈夫勞動供給彈性之估計值），不應該跟本研究有如此重大的差異。但是，兩個研究對資料的取樣方法稍有不同，單驥除本文第四節內所述剔除大家庭和年齡在24歲以下，或54歲以上的觀察值外，更剔除丈夫為雇主或自營作業者，而本研究則加以保留。一般而言，雇主或自營作業者所申報的工資或工作時數可能較不準確或不客觀，但它們卻較能自由地選擇工作時數的多寡，也較不受固定工作場所和時間（從9至5點）的限制，應是作為估計勞動供給函數較佳的個體資料。事實上，本研究亦曾仿效單驥的作法，剔除此兩類個體的資料，估計結果令人非常不滿意， R^2 的值偏低，丈夫稅後薪資迴歸係數雖具正值卻不顯著。

在經濟發展文獻內，普遍認為當一國發展到某個程度，工資變動的所得效果可能大於其所引起的代替效果，導致勞動供給量隨著工

表四：家庭勞動供給實證結果之比較

	丈夫自我薪資彈性	妻子自我薪資彈性
Ashenfelter and Heckman (1974)	0.06	1.15
Wales and Woodland (1976)	-0.12	-0.02
Bundell and walker (1982)	-0.286	0.107
Hausman and Rudd (1984)	0.038	0.703
單驥(1988)	-0.069	0.296
本研究	0.14-0.17	0.29-0.66

資料來源：除本研究外，其它資料取自單驥(1988)，表4

資上升而減少，經濟先進國家（如美、英和瑞士等）發現後彎勞動供給曲線的現象，主要理由即在於此。台灣最近十年來雖因高度經濟發展，勞動的薪資快速增加，但相對於各先進國家的水準，我們的個人所得和工資依然偏低，是否會產生後彎的勞動供給情形，實在令人懷疑。本研究所做的幾個實證結果，證明已婚男女的勞動供給還是停留在正斜率的階段。

陸、結 論

本文利用民國七十八年「人力運用調查」資料，分別估計古典模式、男人為主模式、家庭效用—家庭預算模式及階段性線型模式內之已婚夫婦的勞動供給函數。雖然，理論架構不同，實證估計的結果卻非常相近，其中重要者如下：

- (1) 無論已婚男性或女性勞工，每小時稅後薪資若增加，其勞動供給量則增加。以平均值而言，丈夫勞動供給量對本身稅後薪資的彈性介於0.14到0.17間，而妻子自我薪資的彈性較高，約介於0.29到0.66之間。
- (2) 由於樣本中沒有其他（財產）所得的資料，因此不能直接估計已婚夫婦勞動供給的所得彈性，但從有關估計式內得知丈夫稅後年薪的迴歸係數加以判斷，已婚夫婦勞動供給的所得效果應呈負號，意味著其他所得越高，休閒的需要量越多，而勞動供給量因此越少。
- (3) 在所有個人屬性變數中，年齡之多寡是影響已婚夫婦勞動供給的一重要因素。本研究所有實證結果，均指出夫婦的勞動供給量隨著年齡之增加而增加，卻呈遞減的趨勢。再者，已婚夫婦擔任現職的期間越長，其工作時數也越多。

- (4) 除上述外，健康情況不佳之已婚男性勞工的工作時數，顯著地少於健康情形良好者。而家庭中有六歲以下孩童之女性勞工的勞動供給量，則顯著地少於家庭中沒有此稚齡孩童者。

以上這些實證結果，應該具有幾個重要的政策含義。第一、既然勞動供給的工資彈性大於零，調高工資應可刺激個人的勞動參與率和工作意願。鑒於台灣婦女的勞動參與率依然偏低（民國七十八年資料顯示，已婚者為42.94%，未婚者56.88%），以及已婚婦女勞動供給量對稅後工資的彈性較已婚男性高出甚多，提高婦女勞動的工資應會增加其勞動供給量，這或許能夠稍微緩和台灣目前勞力不足的壓力。第二、已婚婦女勞動供給的工資彈性既然是已婚男性勞工的兩倍或三倍，根據 Ramsey 倒彈性 (inverse elasticity) 定理，前者薪資所得的邊際稅率應僅為後者的三分之一或二分之一，才符合課稅的效率原則。台灣今年的所得稅改革，准許夫婦薪資所得分開申報，已婚婦女薪資所得邊際稅率大幅度的降低，這當然是意味著賦稅改革的方向正確無訛。第三與最後，健康情況是影響已婚男性勞工勞動供給的一個重要因素，而家中有否稚齡兒童對已婚婦女的勞動參與與勞動供給的影響甚鉅，因此，確保已婚男性之身心健康（諸如加強工作安全措施、預防職業疾病等），和減輕婦女照顧幼兒的負擔（如廣設幼稚園、給予照顧幼兒費用租稅減免等），應該有助於增加已婚夫婦的勞動供給量。

註 釋

- 1 此演算過程，參閱 Atkinson and Stiglitz(1980), p.36.
- 2 目前各國實施之個人所得稅，大多採行階段性累進制 (piecewise progressive system)，即將超過起徵點以上之應稅所得淨額分成幾個課稅級距，在任一級距內之所得適用相同且固定的稅率，對較高（低）級距之所得則課以較高（低）的稅率。

- 3 圖三內之第一段預算線，代表某人的稅前所得低於政府設定的貧窮線水準，政府仍給予津貼（或負所得稅）以補足差額。若此人的稅前所得因工資增加而增加，由於每增加一元所得，政府就減少給予津貼一元，此一元所得的邊際稅率幾乎等於100%，稅後工資（或斜率）約等於零。一旦個人所得超過此一水準，其超過部份的所得按正常稅率（6%或8%）課徵，因此，第二段預算線的斜率較第一段之斜率大為增加，這是圖三預算線會出現非外凸形狀的主要原因。
- 4 小家庭的定義，為家中成員僅包含戶長、配偶及子女者。如除上述成員外，尚包含其他人員者，則屬大家庭。
- 5 由於法定退休年齡為65歲，因此我們的樣本包含54-65歲，這跟單驥的作法稍有差異。
- 6 我們的樣本內，包含一些戶長為雇主或自營作業者，這是跟單驥所用的樣本之另一個差異。
- 7 Cramer(1984)業已證明：利用群體（而非個體）的資料，可以提高 R^2 的值，降低迴歸係數之 t 值，而對干擾項變異數之估計值不發生任何影響。
- 8 在估計傳統模式時，我們分別估計已婚男性勞工勞動供給函數。在估計男人為主模式時，我們則一起估計已婚夫婦的勞動供給函數。這是第(3)欄內的迴歸係數跟第(1)欄稍有不同的主要原因。

參考資料

張慶輝

1982 「所得稅、家計生產與勞動供給」，財稅研究14(5):9-21。

梁正德

1986 「所得稅與勞動供給——家計模式之實證研究」，台北市銀月刊17(8):19-28。

單 驥

- 1988 「我國小家庭夫婦勞動供給的決定—兼論所得稅的影響」，
經濟論文叢刊16(2):251-67。

Abbot, M. & O. Ashenfelter

- 1976 "Labor Supply, Commodity Demand, and the Allocation of
Time," *Review of Economic Studies* 43: 389-412.

Ashenfelter, O. & J. Heckman

- 1974 "The Estimation of Income and Substitution Effects in a
Model of Family Labor Supply," *Econometrica* 42: 73-85.

Atkinson, A. and J. Stiglitz

- 1980 *Lectures on Public Economics*. Maidenhead: McGraw-Hill.

Boskin, M.

- 1977 "Social Security and Retirement Decisions," *Economic In-
quiry* 15: 1-25.

Boskin, M. & M. Hurd

- 1978 "The Effect of Social Security on Early Retirement," *Journal
of Public Economics* 10: 361-377.

Burtless, G. & J. Hausman

- 1978 "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the
Gary Negative Income Tax Experiment," *Journal of Political
Economy* 86: 1103-1130.

Cramer, J.

- 1964 "Efficient Grouping, Regression and Correlation in Engel Curve
Anagnosis," *Journal of the American Statistical Association*
59: 233-250.

Hausman, J.

1980 "Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to Estimation of Labor Supply Function," in J. Smith (ed.) *Female Labor Supply: Theory and Estimation*. N.J.: Princeton University Press.

1981 "Labor Supply," in H. Aaron and J. Pechman (eds.) *How Taxes Affect Economic Behavior*. Washington, D.C.: Brookings Institution.

Kooreman, P. & A. Kapteyn

1986 "Estimation of Rationed and Unrationed Household Labor Supply Function Using Flexible Function Forms," *Economic Journal* 96: 398-412.

Manser, M. & M. Brown

1979 "Bargaining Analysis of Household Decisions," in C. Lloyd, E. Andrews, and C. Gilroy (eds.) *Women in the Labor Market*. New York: Columbia University Press.

McElroy, M. & M. Jorney

1981 "Nash-bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand," *International Economic Review* 22: 333-349.

Tella, A., D. Tella, & C. Green

1971 *The Hours of Work and Family Income Response to Negative Income Tax Plans*. Michigan: Upjohn Institute.

勞動供給的跨期分析：臺灣的實證研究*

林向愷** 官德星***

壹、序 論

這篇文章想從一個代表性家計單位跨期決策的角度，探討臺灣製造業實質工資率和每人平均工時在過去四十年(1953-1989)的變動。過去四十年來台灣的勞動市場由於經濟快速發展而有顯著變化。從1950年到1970年這二十年間，出口導向的發展策略將農業部門中過剩人口導入勞動密集的工業生產部門，不僅舒緩了當時相當嚴重的人口壓力，亦使勞動市場呈現繁榮景象。從1970年開始，國際市場由於兩次的石油危機而陷於不景氣，加上其他開發中國家勞動密集產品的國際競爭力日益提高，以及已開發國家對我出口商品的設限，使得台灣原先享有優勢的勞動密集產品受到相當不利的影響。近年來，整個工業發展方向已漸由勞務密集產品的生產轉為技術密集產品的生產。勞動經濟學者亦相當關注這項變化可能給勞動市場帶來的結構性變動，並已有許多相關研究。但這些研究所採用資料多為橫剖面的個體資料，然後利用計量經濟方法將個人的社會經濟特徵加以適當控制，以探討勞動市場中工資結構、勞動供給以及人力資源供需諸問題。但以勞動市場中相關的時間序列資料為對象的研究，則較為少見。

* 作者感謝吳聰敏、黃朝熙兩位教授以及兩位匿名評審人的批評和建議，以及李秀雲小姐仔細的校讀。最後，感謝林淳暉和楊麗弘兩位小姐的文書處理。

** 臺大經濟系教授

*** 國立中興大學經濟系副教授

從圖二和圖三來看，無可否認臺灣地區製造業的實質工資率和平每人工時在過去四十年間都展現繁複的動態現象。1984年以前實質工資率成長率除了在第一次石油危機(1974-75)期間呈現短暫性減緩外，其餘時間均以相當穩定速率成長，但自1984年後，實質工資率成長速度則明顯變緩。另一方面，製造業每人平均工時由1956年以來逐年呈下降趨勢。實質工資率的成長基本上反映勞動邊際生產力的成長，姑且不論決定勞動邊際生產力成長背後因素。試想一個代表性家計單位若預期到實質工資率將有持續性成長，其勞動供給行為應會有什麼樣的改變？在一個跨期分析的架構（即容許家計單位有儲蓄行為）下，實質工資率持續上升通常會引發兩個效果：一是各期薪資所得增加所引發的財富效果，另一是勞務的當期相對價格（跨期相對價格）變動所引發的當期以及跨期替代效果。若休閒為正常財，則實質工資率恆常變動所引發的財富效果和跨期替代效果，對每人平均工時的影響應是一致的，造成每人平均工時逐期下降。另一方面，台灣資料也顯示實質工資率的短期波動幅度遠大於工時的短期波動幅度，這個現象反映了實質工資率短暫性變動所引發的財富效果和替代效果應甚為相當。以上只是以跨期決策的角度，對台灣製造業在過去四十年來工資和工時的變動做一個粗略的解釋。本文主要目的就是想利用計量方法更精確地了解代表性家計單位面對實質工資率短暫性或恆常性變動的情況下，其勞動供給的跨期決策是否和台灣製造業每人平均工時和實質工資率變動相一致。

以跨期分析的架構探討勞動供給行為的文獻，國外已有不少。以個體資料（主要是利用Panel Study of Income Dynamics的資料）為對象的研究，有Heckman and MaCurdy(1980), MaCurdy(1981), Altonji(1982, 1986)，和Hotz, Kydland and Sedlacek(1988)。他們均採用生命週期的消費和勞動供給模型討論個人消費、休閒以及實質工資率間的動態關係。這些研究或多或少強調家計單位（或勞動供給者）之間社會

經濟特徵的異質性。實證結果發現勞動跨期供給的分析架構，仍無法充份解釋每人平均工時的變動。無法解釋的主要關鍵在於：爲了要合理解釋每人平均工時的變動所需要的勞動供給彈性遠大於實際的估計值，而可能的原因是個體資料中家計單位（或個人）間社會、經濟上異質程度過小，致使異質性無法解釋實質工資率與工時的變動。另一個研究方向，是排除經濟個體之間的異質性，而專注於代表性家計單位勞動供給的跨期行爲。這方面的研究有 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)以及 Mankiw, Rotemberg and Summers(1985)。實證結果發現，勞動供給的跨期行爲無法解釋每人平均工時和實質工資率之間相對波動的幅度，即每人平均工時變動的波動幅度爲實質工資率的三倍。這些研究亦發現，前後期勞動供給具有互補關係。跨期互補關係，一方面表示每人平均工時的變動持續性(persistence)是一個重要的統計特質；另一方面亦反映美國勞動市場，由於勞動契約和受薪階級(salary works)等制度因素，使得家計單位（或經濟個體）無法對實質工資率的變動依其最適勞動供給選擇做調整。但是這些制度上的限制只能說明經濟個體各期勞動供給不會有替代關係，但卻無法據以否定勞動供給的跨期分析是一個解釋工時和實質工資率跨期變動的可行架構。依據第貳節資料分析以及張清溪和吳崇慶(1983)的實證結果，臺灣勞動市場的完全競爭程度很高，家計單位（或經濟個體）應有較大的空間依其最適選擇做調整。本文打算利用臺灣地區製造業中每人平均工時和實質工資率的時間序列資料，就同樣的問題做一個計量分析。在效用函數的設定上，將採時間不可分性(non-time-separable)的效用函數型式，以便包容更多消費和休閒的跨期傳遞機能。

本文研究重點是在跨期分析的架構下，探討一個代表性家計單位，在相對價格變動情形下（包括實質工資率和實質利率），如何調整它各期的勞動供給以及消費水準。我們先設定代表性家計單位的最適化問題，但並不打算解出價格和數量的均衡解，只利用一階條件中

的 Euler 方程式，以 GMM(Generalized Method of Moments) 方法進行參數估計和理論模型限制條件的統計檢定。模型中代表性家計單位為價格接受者，而現有的總體時間序列資料均為均衡價格與數量的觀察值，這些都是決定於市場總合供需的內生變數。若將這些均衡觀察值代入 Euler 方程式中，事實上表示整個模型設定、參數估計都忽略了均衡實質工資率為一內生變數的事實。為了避免忽略均衡實質工資率內生性所引起的設定誤差，我們假設均衡實質工資率為外生的隨機過程。這個假設事實上也排除家計單位所面對的實質工資率，不受其過去勞動供給影響這個可能性。近來，有些學者如 Shaw(1989)，強調過去各期的勞動供給會透過人力資本的累積過程，影響到它本期所面對的實質工資率。若果如此，實質工資率在家計單位決策階段已不再是一個外生的隨機過程，而且過去的勞動供給也不一定要透過前述的跨期傳導機能，才會影響本期勞動供給。但這樣做會使模型設定和計量分析變得更複雜，不是一個起步性研究應採行的策略；再者，依臺灣地區製造業每人平均工時、實質工資率間的因果關係檢定結果來看，工時變動不是實質工資率變動的因變數；所以本文仍將採用實質工資率為外生變數的假設。囿於資料的限制，我們所選取的樣本，不一定和模型所隱含的變數完全一致。譬如，實質工資率和每人平均工時是以製造業相關資料來代替，而非全體受雇員工的實質工資率和每人平均工時。即使如此，實證結果仍然可以提供我們一些相當重要的訊息，而這些訊息也是靜態模型無法得到的。

本文章節大致為：第貳節將探討每人平均工時、實質工資率以及消費的時間序列性質，以了解一個動態總體勞動模型所必須解釋的現象。我們在第參節中提出跨期架構下代表性家計單位所面對的最適動態問題，並討論它的經濟涵義。這個模型基本上是依循 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988) 和 Kydland and Prescott(1982) 的模型設定。由於實證分析時，GMM 計量方法要求模型中相關諸變數皆為定態序列，

接著我們探討模型中非定態序列轉換為定態序列時，所衍生出來有關變數間理論長期關係的限制條件。這些限制式將有助於了解各種轉換方式的合宜性。第肆節主要是說明 GMM 方法，使讀者對這個方法有一個基本概念。第伍節將報告模型估計以及統計檢定結果。最後一節則是結論以及未來研究的方向。

貳、臺灣地區製造業實質工資率與每人平均工時的時間序列特徵

總體勞動分析和傳統個體勞動分析一個基本歧異在於總體勞動分析較著重於實質工資率、消費以及每人平均工時諸時間序列資料的動態性質，以及其間回授關係 (feedback relationship) 的探討。在模型設定以及參數估計前，有必要對台灣地區每人平均消費 (c_t)，每人平均工時 (l_t) 以及實質工資率 (w_t) 諸時間序列的統計性質，做一個簡要的描述，以了解一個總體勞動模型所必須解釋的現象。

由圖一和圖二，我們可清楚看出四十年來臺灣地區每人平均實質消費水準和製造業的實質工資率都呈明顯的上昇趨勢¹。其間由於第一次石油危機 (1974-1975) 導致勞動邊際生產力下降以及物價水準大幅上揚，使得實質工資率不昇反降，直到 1977 年實質工資率才回到原有的成長趨勢上。從 1984 年以後，實質工資率成長率又有顯著下降。至於實質消費水準各期波動幅度相對於上昇趨勢卻顯得更小。也就是說，每人平均消費水準走勢呈相當平滑的上昇型態。由表一中兩個時間序列水準值的交叉相關係數 (cross correlation coefficient) 來看， w_t 和 c_t 有極高的當期相關 (0.98)。從表一第二部份的結果來看， $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 當期相關係數則又更高 (0.99)。由於兩序列的走勢幾乎決定於其成長部份，較高的當期相關係數值，意謂 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 可能有相同的成長趨勢 (或是 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 有共同的趨勢)。這兩變數間落後和領先的

表一：台灣地區製造業每人平均工時、每人
平均消費與實質工資率交叉相關表

1. 和 w_t 交叉相關係數

變數 x	x_{t-4}	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}	x_{t+4}
c_t	0.61	0.69	0.77	0.87	0.98	0.91	0.84	0.78	0.70
l_t	-0.66	-0.76	-0.83	-0.86	-0.91	-0.87	-0.83	-0.77	-0.71
w_t	0.69	0.77	0.85	0.92	1	0.92	0.85	0.77	0.69

2. 和 $\log w_t$ 交叉相關係數

變數 x	x_{t-4}	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}	x_{t+4}
$\log c_t$	0.71	0.78	0.85	0.92	0.99	0.93	0.86	0.80	0.72
$\log l_t$	-0.77	-0.85	-0.90	-0.90	-0.93	-0.87	-0.81	-0.74	-0.66
$\log w_t$	0.73	0.80	0.87	0.94	1	0.94	0.87	0.80	0.73

附註：資料來源請見附錄說明。

交叉相關係數值幾呈對稱型式逐期下降，所以 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 之間動態回授關係，應無不對稱情形存在。

從圖三可看出台灣地區製造業每人平均工時在 1956 年後逐年下降。當實質工資率逐年上昇而工時逐年下降，表示實質工資率持續上昇所誘發的財富效果以及跨期替代效果必然大於當期消費與休閒的替代效果。在經濟發展早期階段，家計單位爲了維持生活必需的水準，在邊際勞動生產力偏低情形下，必須投入相當長的時間於工作上；當實質工資率（或勞動邊際生產力）因經濟發展而上升時，家計單位可不必再投入那麼長的時間以維持基本的消費水準，而將部份時間用於休閒。整個經濟到了成熟階段時，實質工資率上升所誘發的當期替代效果並不必然小於財富效果以及跨期替代效果，所以每人平均工時呈上下起伏的定態走勢。此時工時變動基本上反映經濟的景氣情況。這種定態變動的型態可見諸美、英等國的工時時間序列資料。由於臺灣地區製造業中每人每期休閒時數不可能超過該期總時數，儘管過去四十年來，每人平均工時有逐年下降的趨勢，但這不可能一直持續下去，所以仍假設 l_t 爲定態序列。最後， $\Delta \log w_t (\equiv \log w_t - \log w_{t-1})$ 和 $\Delta \log l_t (\equiv \log l_t - \log l_{t-1})$ 之間有負的當期交叉相關(-0.26)。若以 $\log w_t$ 和 $\log l_t$ 計算當期交叉相關係數，則爲-0.91。由於這個統計值受到非定態時間趨勢影響很大，造成這個結果基本上反映 l_t 和 w_t 有反向的長期趨勢。 $\Delta \log w_t$ 和 $\Delta \log l_t$ 存有當期負相關可能的的原因有二：(i) 勞動供給移動造成實質工資率和每人平均工時沿勞動需求線上移動而呈反向變動，或(ii) 勞動供給呈後彎型式，而勞動需求線的移動造成實質工資率和工時亦呈反向變動。

實質工資率和每人平均工時波動幅度相對大小的衡量和討論，一直是總體勞動分析中一個重要的問題。這裡，我們以變數對數值的變異數來衡量該變數波動幅度的大小。由於 $\log w_t$ 和 $\log l_t$ 均爲非定態時間序列，其變異數不具有太大的意義。爲解決這個問題，我們先利用

線性迴歸方式消除 $\log w_t$ 和 $\log l_t$ 中線性時間趨勢部份，然後以迴歸所得的殘差值，計算各變數的變異數。以1953年到1989年樣本期間而言，我們發現 $\log w_t$ 的變異數(0.093)為 $\log l_t$ 的變異數(0.026)的3.6倍，表示實質工資率波動幅度遠大於每人平均工時的波動幅度²。由於 $\log w_t$ 和 $\log l_t$ 的變異數是依迴歸所得的殘差值計算得到的，所以，這裡變異數大小實際上是衡量變數短暫性偏離長期趨勢值的程度。而所計算出來的變異數可用於衡量景氣循環過程中各變數的短期波動幅度。景氣循環屬短暫現象，所誘發的替代效果和財富效果大致相當，造成每人平均工時變動幅度應小於實質工資率的變動幅度。這個結果和利用英美等國的勞動市場資料所得的結果截然不同，例如 Kydland(1983) 和 Ashenfelter(1984) 曾提及這些國家每人平均工時（或雇用人數）的變動程度幾乎是實質工資率變動幅度的三倍，而這個現象也一直是歐美研究總體勞動學者所無法解釋的。另一方面，在經濟成長過程中，由於實質工資率持續性上昇所引發的財富效果遠大於替代效果，使得 $\log w_t$ 逐年上昇而 $\log l_t$ 卻逐年下降。但這兩個現象之間並無不一致的地方，只是造成每人平均工時變動的原因，有恆常性和短暫性的不同而已。

實質工資率和每人平均工時的自迴歸模型估計結果分別列於表二和表三。就實質工資率估計結果來看，實質工資率有明顯的成長趨勢（一階自迴歸模型中 w_{t-1} 的係數估計值為1.01），也表示 w_t 有很強的變動持續性，這個結果和同表中以美國資料估計的結果相差不多。由於美國在二次大戰戰後的非農業部門勞動邊際生產力成長速度較臺灣製造業為慢，所以一階自迴歸模型中， w_{t-1} 的估計係數值(0.95)亦較臺灣為低。依 Altonji and Ashenfelter(1980) 以1929-1976這段期間的實質工資率年資料估計所得的結果來看($w_t = 1.002w_{t-1} + u_{1t}$)， w_{t-1} 係數估計值則很接近臺灣的係數估計值。由表二中二階自迴歸模型估

表二：實質工資率自迴歸模型

1. 台灣資料期間：1953 - 1989

1. $w_t = 1.01w_{t-1} + u_{1t}$	$SC = -5.900$
2. $w_t = 1.22w_{t-1} - 0.21w_{t-2} + u_{2t}$	$SC = -5.826$
3. $w_t = 1.34w_{t-1} - 0.55w_{t-2} + 0.22w_{t-3} + u_{3t}$	$SC = -5.863$
4. $w_t = 1.29w_{t-1} - 0.47w_{t-2} + 0.22w_{t-3}$ $-0.03w_{t-4} + u_{4t}$	$SC = -5.708$

2. 美國資料期間：1947 - 1980

1. $w_t = 0.95w_{t-1} + u_{1t}$	
2. $w_t = 1.784w_{t-1} - 0.805w_{t-2} + u_{2t}$	

表三：每人平均工時的自迴歸模型

1. 台灣資料期間：1953 - 1989	
1. $l_t = 1.00l_{t-1} + v_{1t}$	$SC = -7.685$
2. $l_t = 0.98l_{t-1} - 0.02l_{t-2} + v_{2t}$	$SC = -7.565$
3. $l_t = 1.10l_{t-1} - 0.27l_{t-2} + 0.17l_{t-3} + v_{3t}$	$SC = -7.858$
4. $l_t = 0.79l_{t-1} + 0.14l_{t-2} + 0.03l_{t-3}$ $+ 0.04l_{t-4} + v_{4t}$	$SC = -8.000$
5. $l_t = 0.65l_{t-1} + 0.15l_{t-2} + 0.19l_{t-3}$ $+ 0.09l_{t-4} - 0.08l_{t-5} + v_{5t}$	$SC = -7.914$
2. 美國資料期間：1947 - 1980	
1. $l_t = 0.658l_{t-1} + v_{1t}$	
2. $l_t = 0.784l_{t-1} - 0.085l_{t-2} + v_{2t}$	

計結果可知， w_{t-2} 的係數估計值為負(-0.21)，這表示二階自迴歸模型的兩個特性根都是正的。這個結果顯示台灣地區實質工資率跨期變動的一個顯著特質是它有很顯著的變動持續性。這些結果和以美國資料所得結果頗為類似，但臺灣製造業實質工資率的變動持續程度要較美國為強。

以美國和臺灣地區製造業的每人平均工時資料分別估計 l_t 的自迴歸模型，所得的結果就有較大的差異。如前所述，臺灣製造業每人平均工時在1956年後逐年下降，表示工時變動的持續性相當強。這個現象和工時的一階自迴歸模型估計式中 l_{t-1} 的係數所得估計值(1.00)相當一致。而 l_t 的二階自迴歸估計式中 l_{t-2} 的係數為-0.02，結果顯示工時變動波動性不顯著。至於以美國資料估計所得的結果，發現美國每人平均工時的變動持續程度，遠低於臺灣製造業的每人平均工時。這個結果亦印證美國已在經濟發展成熟階段，故每人平均工時呈現上下起伏的定態走勢。

表二和表三同時列有不同階次的自我迴歸模型 Schwarz Criterion 的統計量(SC)。利用SC值可判定 l_t 和 w_t 自迴歸模型的最適落後階次(lag order)，而自迴歸模型的落後階次所展現的也是一個理論模型所必須解釋的。依SC值來看， w_t 最適落後階次為1期，表示實質工資率以長期成長現象最為顯著。反觀 l_t ，其最適落後階次為4期，表現 l_t 有較繁複的動態關係。

最後，我們打算利用因果關係檢定以了解實質工資率和工時之間的動態關係。我們先估計雙變量的一階自迴歸模型。為簡化說明，選用的變數為 $\Delta \log w_t$ 和 $\Delta \log l_t$ 。依 χ^2 統計值結果來看，我們發現“實質工資率變動不是工時變動的因變數”這個虛無假設不為現有資料所接受，但“工時變動不是實質工資率變動的因變數”的虛無假設卻無法被棄卻。這些結果和Sargent(1978)以美國實際資料所得到的結果一致。另一方面，實證結果顯示前期實質工資率變動對當期實質工資率

有負的影響。依勞動供給跨期分析架構，若家計單位預期未來實質利率上昇，造成未來商品相對於本期商品變得較便宜，此時家計單位會以未來休閒替代本期休閒，造成本期勞動供給增加。所以本期或未來預期的事前實質利率變動，都會引發跨期替代效果。在雙變量自迴歸模型中，休閒的機會成本(w_t)並未能完全反映這個跨期替代效果。爲了更進一步了解前述因果關係檢定結果的穩當性。接下來，我們在雙變量自迴歸模型加上實質利率，最理想的實質利率變數應是事前實質利率（即名目利率減掉預期物價膨脹率）。由於我們手邊沒有這個利率的觀察值，只有以事後實質利率代替。爲了避免實証結果受到這個作法的影響，我們也將以名目利率替代事前實質利率。三變量自迴歸模型估計的結果發現“製造業每人平均工時變動不是實質工資率變動的因變數”這個虛無假設，仍無法被棄卻。

由以上的討論，我們可歸納出台灣地區製造業每人平均工時和實質工資率三個特質：(i) 依雙變量（或三變量）自迴歸模型的估計結果知道，每人平均工時和實質工資率間有繁複的動態關係。 w_t 有較短的落後階次而 l_t 則有四期的落後階次。(ii) 由於每人平均工時的變動不是實質工資率變動的因變數，使得兩變數之間的回授關係單純了許多。若勞動供給曲線存在後彎情形，則實質工資率和每人平均工時之間的反向變動關係並不足以辨別造成這些反向變動的真正原因：需求面的外在衝擊或供給面的外在衝擊。這個問題必須在理論模型設定時予以解決。(iii) 實質工資率短期波動的幅度（以對數的變異數衡量）爲工時的三倍，此爲臺灣勞動市場所特有的。

參、模型設定

假設一個非常簡單的經濟體系，體系中的代表性家計單位對商品消費和休閒有它的偏好。這個經濟個體的時間不是用於休閒就是用

於勞動投入。以勞動投入取得薪資報酬，透過資產累積（儲蓄）而用於未來某期的消費。由於每期消費財購置和休閒時數都具有耐久財性質（即跨期傳遞機能），因此過去的商品購買水準以及休閒時數會影響本期效用，導致效用具有跨期不可分性。由於這個代表性家計單位在選擇消費和休閒（或勞動供給）時，會考慮到本期的決策對未來的效用所產生的影響。所以，家計單位勞動供給與消費的選擇會因(i)資產累積（儲蓄），以及(ii)偏好具有跨期不可分性，而成為一個具有跨期性質的最適問題。這裡我們不打算解出整個價格和數量均衡解，只打算導出這個代表性家計單位跨期問題的一階必要條件，並以此探討實質工資率、實質利率、消費和休閒諸變數間的均衡關係。

為簡化分析，假設本期家計單位所能享用休閒和消費財所帶來的服務，為現在和過去消費財購買水準以及休閒時數的線性函數：

$$c_t^* = a(L)c_t,$$

$$x_t^* = b(L)x_t,$$

式中 c_t 為 t 期消費財購買數量， x_t 為 t 期休閒時間，而 c_t^* 為 t 期所享用的消費服務，而 x_t^* 為 t 期所享用的休閒服務。 $a(L)$ 和 $b(L)$ 為遞延算子（lag operator，以 L 表示）的多項式。 $a(L) \equiv 1 + aL$ ， a 的符號決定於消費財的跨期性質，若 $a \neq 0$ ，則表示消費財的購置不僅在本期會給家計單位帶來效用，而且也會影響到下一期家計單位的效用。

一般常見的 $b(L)$ 設定有二：(i) $b(L) \equiv 1 + bL$ ，以及(ii) $b(L) \equiv 1 + \frac{\delta L}{1 - \eta L}$ 。第一種設定曾為Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)使用過，它表示本期的休閒不只會決定本期所能享用的休閒性服務，而且也會影響到下期可享用的休閒性服務。若 $b < 0$ 表示本期休閒時數的增加會給下期帶來負效用。由於家計單位所享用的休閒性服務必須為正值($x_t^* > 0$)，所以當 b 為負值時，家計單位必須在本期選擇足夠的效用，以抵消上期休閒選擇所帶來的負效用。換句話說，若上一期

的休閒時數增加時，會透過 $x_t^* = x_t + bx_{t-1}$ 的關係式，使 x_t^* 下降，因而提高 x_t^* 所帶來之邊際效用。此時由於本期休閒邊際效用提高，家計單位會增加本期休閒時數。於是我們會觀察到當上期休閒增加時，本期的休閒也會增加，此即其跨期互補關係。反之， $b > 0$ 表示前後期休閒時數呈替代關係。第二種設定曾為 Kydland and Prescott(1982) 以及 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988) 使用過。若 x_t^* 為定態時間序列的話，則 η 的絕對值必須限定為絕對值小於一的係數。這種情形下， $b(z)$ 可展開成：

$$b(z) = 1 + \delta \sum_{j=1}^{\infty} \eta^{j-1} z^j,$$

這個式子表示本期休閒性服務不只受當期休閒時數所影響，同時也受以前各期休閒時數所影響。若 $0 < \eta < 1$ ，則 t 期休閒時數增加一個單位會給 $t + \tau$ 期帶來 $\delta \eta^{\tau-1}$ 額外休閒性服務。由此亦知， δ 的符號亦決定本期休閒時數到底給未來休閒服務帶來正效果或負效果。舉例說， $\delta > 0$ 時，本期休閒時數增加對未來各期休閒性服務皆有正效果，但效果逐期遞減，而遞減速度則決定於 η 。我們可以再從實質工資率的變動所產生之跨期替代效果和財富效果，來探討休閒的跨期互補關係。我們如果從資料上觀察到休閒和實質工資率都呈現持續上升，那麼很顯然它反映的是跨期互補的關係。然而這個關係卻是因為當實質工資率因經濟成長不斷上升時，一方面，其所產生的財富效果使休閒持續上升（假設休閒為正常財）；另一方面，跨期替代效果也因家計單位預期未來的實質工資率仍會持續上升，造成本期休閒的上升。亦即，實質工資率持續上升所帶來的財富效果和跨期替代效果共同作用的結果，造成休閒時間隨著工資率持續上升亦呈持續上升之勢。

代表性家計單位的各期效用決定於各期享用的 c_t^* 和 x_t^* 的水準；其預期效用現值可用下列型式表示：

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(c_t^* \gamma x_t^{*(1-\gamma)})^\theta - 1}{\theta} \right], \quad (1)$$

式中 β 為折現率， $0 < \beta < 1$ ， θ 為效用函數參數，其值限定小於 1，且 $0 < \gamma < 1$ 。 $E_0[X] \equiv E[X | \Omega_0]$ ， X 為一隨機變數， E 為數學預期算子 (mathematical expectations operator)， Ω_0 為 0 期代表性家計單位所擁有的訊息集合。當 θ 趨近於零時，式 (1) 可寫成

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\gamma \log c_t^* + (1-\gamma) \log x_t^*] \right]。$$

由上式亦知，當 θ 趨近於 0 時，各期消費服務和休閒服務間具有可加性。代表性家計單位 t 期預算限制式為：

$$A_{t+1} = r_t [A_t + w_t (X - x_t) - c_t], \quad (2)$$

式中 A_t 為 t 期家計單位所擁有的實質資產總值， w_t 為 t 期實質工資率， r_t 為事前實質毛利率 (real gross interest rate)，亦即名目毛利率減掉預期物價膨脹率。 X 為每一期固定的時間秉賦， x_t 為每一期休閒時數，故 $l_t \equiv X - x_t$ 即為經濟個體每一期的工作時間。若代表性家計單位為一價格接受者，則它的最適問題是在現有市場價格水準下滿足各期預算限制式 (2)，選擇 $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 和 $\{x_t\}_{t=0}^{\infty}$ 使得預期效用現值 (1) 極大。

這個問題的一階條件除了各期最適決策必須滿足該期預算限制式 (2) 外，也須滿足 Euler 方程式：

$$E_t [\gamma w_t a (\beta L^{-1}) [a(L) c_t]^{\gamma\theta - 1} [b(L) x_t]^{(1-\gamma)\theta} - (1-\gamma) b (\beta L^{-1}) [a(L) c_t]^{\gamma\theta} [b(L) x_t]^{(1-\gamma)\theta - 1}] = 0, \quad (3)$$

以及

$$E_t [\beta r_t a (\beta L^{-1}) [a(L)c_{t+1}]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_{t+1}]^{(1-\gamma)\theta} - a(\beta L^{-1}) [a(L)c_t]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta}] = 0 \quad (4)$$

由效用函數的設定來看，代表性家計單位在決定各期消費財購買量以及休閒時數時，必須面臨兩種取捨關係：(i) 當期消費和當期休閒時數之間的取捨關係。舉例說，若代表性家計單位欲增加微量的休閒時間，它的薪資所得(= w_t)勢必減少。在最適情形下因薪資所得減少所損失的邊際效用，必須正好為休閒時間增加所帶來的邊際效用所補償。式(3)中等式左邊第一項，為薪資所得變動所帶來的邊際效用，而第二項為休閒所帶來的邊際效用。(ii) 前後期消費水準之間的取捨關係。由於代表性家計單位可以透過儲蓄來改變各期消費型態，而且消費具有耐久財性質，造成家計單位本期效用不僅受過去選擇的影響，也會影響到未來效用，所以它們選擇消費時，必須考慮到這個跨期取捨關係。舉例說，若家計單位微量減少本期消費水準，然後透過資產持有量的增加(儲蓄增加)以增加下期的消費水準(r_t)。在最適情況下，本期消費減少所損失的邊際效用，必須正好為下一期消費增加所帶來的邊際效用所補償。式(4)中，等式左邊第一項為下期消費的邊際效用現值，第二項則為本期消費的邊際效用。

由式(3)和式(4)可知：即使 $a = 0$ 和 $b = 0$ 時，家計單位的儲蓄行為(資產累積)仍會使本期消費和休閒的邊際效用，受到下一期消費和休閒的影響。 $b = 0$ 表示休閒性服務的邊際效用等於本期休閒所產生的邊際效用，而 $a = 0$ 則表示消費服務的邊際效用等於本期消費購買所產生的邊際效用。但 $a \neq 0$ 或 $b \neq 0$ 時，由於消費或休閒具有跨期特質使得過去的消費和休閒的決策亦會影響到本期效用。所以，這個代表性家計單位的決策，不只會受到過去決策的影響，也會因它了解到這層關係，而使本期的決策也必須考量到對未來效用的影響。也就

是說，當 $a \neq 0$ 或 $b \neq 0$ ($\delta \neq 0$) 時，效用函數(1)具有時間不可分性的特質。

為說明效用不可分性對分析以及結果的影響。再假設 $a = b = 0$ ，這表示上期的消費和休閒將不會影響本期的效用。此時，(3)和(4)兩式可簡化成：

$$E_t [\gamma w_t c_t^{\gamma\theta-1} x_t^{(1-\gamma)\theta} - (1-\gamma)c_t^{\gamma\theta} x_t^{(1-\gamma)\theta-1}] = 0$$

$$E_t [\beta \gamma c_{t+1}^{\gamma\theta-1} x_{t+1}^{(1-\gamma)\theta} - c_t^{\gamma\theta-1} x_t^{(1-\gamma)\theta}] = 0$$

前式左邊第一項表示每增加一單位時間於工作上，所能換來的薪資所得所帶給家計單位的效用。而第二項則表示增加一單位休閒所增加的效用。兩者之條件期望值相等，表示家計單位的最適決策是，使其每一單位時間無論是去工作或休閒，其效用增加的期望值必須要相等。同理第二式代表家計單位在做跨期選擇時，必使其減少一單位本期消費所減少之效用，恰等於下一期此單位儲蓄所增加之效用。從這個簡化式中，可清楚地看出(3)和(4)兩式分別表示期間內消費和休閒的最適選擇，以及跨期的消費（或休閒）的最適選擇，只不過我們考慮了消費和時間可能的跨期影響後，公式變得比較複雜而已，但基本的道理是完全一樣的。

接下來，我們將由式(3)以及式(4)導出 c_t, x_t, w_t 和 r_t 之間可能的長期關係，這種長期關係以共積(co-integration)的概念定義最清楚。變數定態轉換方式很多，雖然這些方法都能使非定態的經濟變數，轉換為定態的變數，但這些轉換過程卻導出不同的長期關係。

為了方便討論，假設 $\frac{c_t}{c_{t-1}}, \frac{w_t}{w_{t-1}}, \frac{x_t}{x_{t-1}}$ ，為定態時間序列。對一個任意給定 τ 值， $\frac{c_{t+\tau}}{c_t}, \frac{w_{t+\tau}}{w_t}, \frac{x_{t+\tau}}{x_t}$ 仍為定態序列。以 $\frac{c_{t+\tau}}{c_t}$ 為例， $\frac{c_{t+\tau}}{c_t}$ 可拆成：

$$\frac{c_{t+\tau}}{c_t} \equiv \frac{c_{t+\tau}}{c_{t+\tau-1}} \cdot \frac{c_{t+\tau-1}}{c_{t+\tau-2}} \cdots \frac{c_{t+1}}{c_t},$$

而連乘積中各項依前面假設皆為定態序列。 $\frac{c_t}{c_{t-1}}$ ， $\frac{w_t}{w_{t-1}}$ 和 $\frac{x_t}{x_{t-1}}$ 為定態序列的假設，事實上，已容許下列三種可能性：(i)變數皆呈固定成長率成長，(ii)變數皆為含有單根的非定態時間序列，(iii)變數皆為定態序列。

第一種定態轉換方式是在式(3)等號兩邊分別除上 $c_t^{\gamma\theta}$ ，經過一些運算可得下式：

$$\begin{aligned} & \frac{w_t}{c_t} E_t \left[\gamma \left[1 + a \frac{c_{t-1}}{c_t} \right]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta} \right. \\ & \quad \left. + a\beta\gamma \left[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a \right]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta} \right] \\ & = E_t \left[(1-\gamma) \left[1 + a \frac{c_{t-1}}{c_t} \right]^{\gamma\theta} [b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta-1} \right. \\ & \quad \left. - b\beta(1-\gamma) \left[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a \right]^{\gamma\theta} [b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta-1} \right]. \quad (5) \end{aligned}$$

經過這個轉換，等號兩邊 $E_t[\cdot]$ 為現在和未來 $\frac{c_t}{c_{t-1}}$ 觀察值的函數。若式(5)中條件預期值 $\log E_t[\cdot]$ 仍為定態序列，則(5)式意含 $\log w_t - \log c_t$ 為定態序列。若 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 為含有單根的非定態時間序列，則依Engle and Granger(1987)的定義，這表示 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 為雙變量共積時間序列，其共積向量(co-integration vector)為 $[1, -1]$ 。但是這種轉換方式只能適用於 x_t 為定態序列的情形下。

第二種定態轉換方法是將式(3)等號兩邊各除以 $c_t^{\gamma\theta} x_t^{(1-\gamma)\theta-1}$ ：

$$\begin{aligned} & \frac{w_t x_t}{c_t} E_t \left[\gamma \left[1 + a \frac{c_{t-1}}{c_t} \right]^{\gamma\theta-1} \left[1 + b \frac{x_{t-1}}{x_t} \right]^{(1-\gamma)\theta} \right. \\ & \quad \left. + \gamma a \beta \left[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a \right]^{\gamma\theta-1} \left[\frac{x_{t+1}}{x_t} + b \right]^{(1-\gamma)\theta} \right] \\ & = E_t \left[(1-\gamma) \left[1 + a \frac{c_{t-1}}{c_t} \right]^{\gamma\theta} \left[1 + b \frac{x_{t-1}}{x_t} \right]^{(1-\gamma)\theta-1} \right. \\ & \quad \left. - b\beta(1-\gamma) \left[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a \right]^{\gamma\theta} \left[\frac{x_{t+1}}{x_t} + b \right]^{(1-\gamma)\theta-1} \right]. \quad (6) \end{aligned}$$

若式(6)等號兩邊的 $\log E_t[\cdot]$ 為定態序列，則 $\log w_t + \log x_t - \log c_t$ 為定態序列。而 $\log w_t$ 、 $\log x_t$ 和 $\log c_t$ 之間長期關係，需視這三個變數是否為非定態序列而定。舉例來說，若 $\log x_t$ 為定態序列，而 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 為非定態序列，則 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 之間有共積關係，其共積向量為 $[1, -1]$ ，但 $\log x_t$ 和這兩個變數間則不存在長期關係。

其它可能的轉換方式，包括：在式(3)等號兩邊各除以 $c_t^{*\gamma\theta-1}$ ，或在等號兩邊各除以 $c_t^{*\gamma\theta} x_t^{*(1-\gamma)\theta-1}$ ，這種方法曾為 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988) 所用。以前一種方式轉換，若 c_t^* 和 w_t 為非定態時間序列，則可導出 $\log c_t^*$ 和 $\log w_t$ 之間有共積關係；以後一種方式轉換，則可導出 $\log w_t + \log x_t^* - \log c_t^*$ 為定態過程。顯而易見的是，在不同的定態轉換方式下，各變數間可能會有不同的長期關係。我們可利用這些長期關係做一些統計檢定，來判定何種轉換較為合宜。要將式(4)中 c_t 予以轉換，我們可對式(4)等號兩邊除以 $c_t^{\gamma\theta-1}$ 可得

$$\begin{aligned} & E_t \left[r_t \left\{ \beta \left[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a \right]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_{t+1}]^{(1-\gamma)\theta} \right. \right. \\ & \quad \left. \left. + a\beta\gamma \left[\frac{c_{t+2}}{c_{t+1}} \cdot \frac{c_{t+1}}{c_t} + a \frac{c_{t+1}}{c_t} \right]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_{t+2}]^{(1-\gamma)\theta} \right\} \right] \\ & = E_t \left[\gamma \left[1 + a \frac{c_{t-1}}{c_t} \right]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta} \right. \\ & \quad \left. + a\beta\gamma \left[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a \right]^{\gamma\theta-1} [b(L)x_{t+1}]^{(1-\gamma)\theta} \right] \circ \end{aligned}$$

由於上式各項中消費 (c_t) 和休閒 (x_t) 各項的階次都相同，所以同除以 $c_t^{\gamma\theta-1}$ ，並不會如式(5)中多出一項 c_{t-1} (或 x_t/c_t)。這表示定態轉換過程並不會如式(5)一樣對各變數間長期關係加諸一些限制條件。若這個經濟體系中信用市場中買賣的私人債券均為完全指數化 (即本金、利息以實物方式支付) 且 x_t 為定態時間序列，則依上式來看， r_t 必須為定態序列。至於其它轉換方式也只會使上式中變數表現方式有所不同，都不會對相關經濟變數加諸如式(5)和式(6)的長期關係限制式。

肆、計量方法

本節簡述 GMM 的基本概念。最適化問題的一階條件經過移項的處理後可以用下面的向量函數 (vector-valued function) 表示：

$$E_t h(z_{t+n}, b) = 0, \quad t \geq 0, \quad n > 0, \quad (7)$$

式中 b 為待估的參數向量， z_{t+n} 為定態且平均漸近獨立 (ergodic) 的時間序列，同時 z_{t+n} 必須是計量學者可觀察的變數。如果 z_{t+n} 包含如技術進步一類的外生隨機變數，儘管它們是家計單位資訊集中一個可觀察的變數，只要計量學者無法觀察到這些變數，我們就無法利用 GMM 方法³。 $h(\cdot, \cdot)$ 可視為一個隨機變數，且通常 $h(\cdot)$ 為 b 的非線性函數。其條件期望值為 0，所以資訊集合 (Ω_t) 中的任何變數，都和 $h(\cdot, \cdot)$ 有正交（或互不相關）的性質。而 GMM 方法便是利用這個正交性質導出樣本正交條件 (orthogonality conditions)，然後再利用這些條件做參數估計。

令 $f(\cdot) = h(\cdot, \cdot) \otimes I_t$ ，式中 $I_t \subseteq \Omega_t$ ， \otimes 為 Kronecker 乘積算子。一般將 I_t 稱為工具變數 (instrument variables)。此時母體正交條件為：

$$E[f(z_{t+n}, I_t, b)] \equiv E[h(z_{t+n}, b) \otimes I_t] = 0, \quad t \geq 0, \quad n > 0 \quad (8)$$

在有限樣本條件下，對應於式 (8) 的母體正交條件是：

$$g_T(b) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(z_{t+n}, I_t, b) \circ \quad (9)$$

而 GMM 的方法就是在找出 b 的估計值（以 \hat{b} 表示），使得 $g_T(b)$ 愈接近於 0 愈好。這個估計問題亦可想成求解下列的二次式最適問題：

$$J_T(b) = g_T(b)' W_T g_T(b), \quad (10)$$

其中 W_T 加權矩陣為對稱且為正定的，正定矩陣確保 $J_T(b)$ 二次式最適問題存有最小值。顯而易見， $g_T(b) = 0$ 的解亦為式(10)的極小解。由於 W_T 為未知的加權正定矩陣，理想的 W_T 估計值（以 \hat{W}_T 表示）應是讓 \hat{b} 的漸近變異數矩陣 (asymptotic covariance matrix) 達到最小。根據 Hansen(1982)，最小的漸近共變異數矩陣為：

$$(D_0' S_0^{-1} D_0)^{-1} \quad (11)$$

式中 D_0 和 S_0 分別為：

$$D_0 = E\left[\frac{\partial h}{\partial b}(z_{t+n}, b) \otimes I_t\right],$$

$$S_0 = \sum_{j=-n+1}^{n-1} E[f(z_{t+n}, I_t, b)f(z_{t+n-j}, I_{t-j}, b)']。$$

Hansen(1982) 同時證明 W_T^{-1} 為 S_0 的一致性估計式 (consistent estimator)。實際估計過程並無法保證 W_T 一定是正定矩陣，因此需要一些統計的方法，使得 \hat{W}_T 在計算的過程中維持正定條件成立。目前文獻上有不同的幾個 W_T 的計算方法⁴。這裡我們將採行 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988) 文中使用的 Durbin(1960) 估計方法。由於 $f(z_{t+n}, I_t, b)$ 是一個定態序列，依 Wold 分解定理 (Wold's decomposition theorem)，它必然存在一個唯一的無窮階次移動平均表現式 (moving average representation)。在有限樣本的情形下，我們只能以一個有限階次的移動平均表現式做為 $f(z_{t+n}, I_t, b)$ 的近似表現式。Durbin(1960) 曾提出利用 Yule-Walker 方程式估計出這個有限次移動平均表現式。有了這個移動平均表現式後，可求算出 W_T^{-1} 的估計值，最後就可估計參數。

除參數估計之外，GMM 還可用於檢定母體正交條件是否成立。若母體正交條件的數目大於待估參數的個數， b 就不可能同時滿足 $g_T(b) = 0$ 中每一條方程式，此時就會有過度認定 (over-identifying restrictions)

的情形出現。若 $J_T(b)$ 愈趨近於 0，則正交條件成立的虛無假說被資料棄卻的機率就愈小。根據 Hansen(1982, Lemma 4.2)，我們可利用這些過度認定限制式，來檢定母體正交條件是否成立。Hansen 並證明 $T \cdot J_T(b)$ 呈卡方分配 (χ^2 .distribution)，其自由度為 $f(\cdot)$ 和 b 維數的差。因此當某些正交條件不成立時， $J_T(b)$ 會大於 0，這時我們就可以用樣本計算出的 $T \cdot J_T(b)$ ，和相對應的母體卡方分配值比較，以判斷是否應接受或拒絕虛無假說。

伍、實證結果

由於 Euler 方程式 (式(3)及式(4)) 中的總體經濟變數不是定態的時間序列，所以必須先經過定態轉換才能用於計算正交條件的有限樣本算術平均值(9)。依據第三節的討論，在估計參數時，我們考慮下列四種定態轉換方式：式(3)和式(4)分別除以：(i) $c_t^{*\gamma\theta} x_t^{*(1-\gamma)\theta-1}$ 以及 $c_t^{*\gamma\theta-1} x_t^{*(1-\gamma)\theta}$ ；(ii) $c_t^{\gamma\theta} x_t^{(1-\gamma)\theta-1}$ 以及 $c_t^{\gamma\theta-1} x_t^{(1-\gamma)\theta}$ ；(iii) $c_t^{\gamma\theta} x_t^{*(1-\gamma)\theta-1}$ 以及 $c_t^{\gamma\theta-1} x_t^{*(1-\gamma)\theta}$ ；(iv) $c_t^{*\gamma\theta} x_t^{(1-\gamma)\theta-1}$ 和 $c_t^{*\gamma\theta-1} x_t^{(1-\gamma)\theta}$ 。四種定態轉換方式對 c_t 和 x_t 的長期性質都有不同的假設，估計四種不同計量模型，主要目的也是想了解各種定態轉換過程對估計結果影響程度。為了簡化符號使用，這四種定態轉換方式分別以 $H(c_t^*, x_t^*)$ ； $H(c_t, x_t)$ ； $H(c_t, x_t^*)$ 和 $H(c_t^*, x_t)$ 表示。

如前所述，GMM 方法所使用的工具變數必須選自代表性家計單位的訊息集合 (Ω_t)⁵。這裡我們選用下列三組工具變數：

$$A = \left\{ 1, \frac{c_t - c_{t-1}}{c_{t-1}}, \frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}, r_t - 1 \right\},$$

$$B = \left\{ 1, \frac{c_t - c_{t-1}}{c_{t-1}}, l_t, \frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}, r_t - 1 \right\},$$

$$C = \left\{ 1, \frac{c_t - c_{t-1}}{c_{t-1}}, \frac{l_t - l_{t-1}}{l_{t-1}}, \frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}, r_t - 1 \right\}。$$

由於每人平均消費(c_t)和實質工資率(w_t)均呈顯著的上升趨勢，所以取這些變數的毛成長率為工具變數以消除非定態成份。基本上，我們認為事後實質利率應無時間趨勢，故不做任何定態轉換的處理。而B組和C組又增加了工時這個變數⁶。B組是以每人平均工時水準值為工具變數，表示每人平均工時理論上因受每期時間秉賦限制而為定態時間序列，但C組中則以每人平均工時的毛成長率為工具變數，主要顧及過去四十年來台灣製造業每人平均工時確呈下降趨勢。雖然，依據GMM方法，只要在代表性家計單位訊息集中的變數皆可選為工具變數，但各變數的統計性質差異和訊息集合設定誤差，都可能造成估計結果穩當性降低，所以，選用三組工具變數的目的在於了解估計結果對工具變數選取的敏感程度。實際上，我們估計了四種定態轉換方法和三組工具變數組合所得的12種情形，結果列於表四和表五。

參數估計過程中，無論何種情況，待估的參數均為 θ ， γ ， a 和 b 。為了避免實證分析上可能遇見的困難，令 $\beta = 0.99$ 而不予估計⁷。而每年總時數則設定為8760小時。以下首先報告並討論參數估計結果，最後再利用 J_T 統計量檢定各種計量模型限制條件的合宜性。

為了和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)的結果相比較，實證結果討論重點放在表四中第一部分。以A和C兩組工具變數所得到的 θ 估計值和模型的限制條件不符，而B組所得的 θ 和 γ 估計值顯示代表性家計單位的效用函數型式為凹性(concave function)。但由於 θ 估計值的 t 統計值都不是非常顯著，所以這個結果並不能完全排除“效用函數為對數型式”的可能性。這些結果和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)的結果相當一致，而 θ 和 γ 的估計值要較他們所得到的為高。較高的理由是：當臺灣地區製造業實質工資率 w_t 持續上升時，代表性家計單位的財富（即各期所得的預期現值）會隨之增加。其結果，一方面若休閒為正常財，財富增加則會造成本期工時減少。另一方面也會因本期休閒相對於下期休閒的機會成本下降，而使家計單位

表四：模型結構參數估計

1. 定態轉換方式: $H(c_t^*, x_t^*)$			
參數估計值/工具變數	A	B	C
θ	2.5835 (4.0167)	0.1339 (1.3037)	2.2436 (1.3920)
γ	0.1418 (0.0152)	0.1604 (0.0551)	0.1531 (0.0026)
a	-0.5247 (0.2034)	-0.7503 (0.1426)	-0.4640 (0.1060)
b	-0.8777 (0.1731)	-0.9126 (0.1042)	-0.6544 (0.1226)
$J(T)$	1.2145	0.4557	10.8325*
自由度	4	6	6
2. 定態轉換方式: $H(c_t, x_t)$			
參數估計值/工具變數	A	B	C
θ	0.2056 (0.3053)	0.2857 (0.3625)	0.3641 (0.1649)
γ	0.0043 (0.0100)	-0.0218 (0.0122)	-0.0033 (0.0083)
a	-1.2066 (0.1321)	-1.0084 (0.0899)	-1.2095 (0.1277)
b	-1.0139 (0.0089)	-1.0186 (0.0117)	-1.0085 (0.0053)
$J(T)$	3.6945	8.2747	10.2624
自由度	4	6	6

附註：表中A, B, C所指的是分別以A, B, C三組工具變數所估出的參數。括號內的值為標準誤。

*意指在10%的顯著水準下理論模型不為資料所接受。

表五：模型結構參數估計

1. 定態轉換方式: $H(c_t, x_t^*)$			
參數估計值/工具變數	A	B	C
θ	2.4413 (2.0845)	0.2409 (0.8177)	1.5800 (0.6705)
γ	0.5495 (0.2787)	-0.0566 (0.0242)	0.4406 (0.0740)
a	-0.8790 (0.1423)	-1.0351 (0.0176)	-0.8170 (0.0687)
b	-0.7514 (0.1197)	-1.0216 (1.25×10^{-10})	-0.6957 0.1161
$J(T)$	0.2610	6.8994	5.5057
自由度	4	6	6
2. 定態轉換方式: $H(c_t^*, x_t)$			
參數估計值/工具變數	A	B	C
θ	0.9812 (0.2039)	0.9902 (0.1589)	1.0631 0.2301
γ	-0.000066 (0.0007)	0.000049 (0.0005)	-0.0004 (0.0018)
a	-0.76636 (0.1060)	-0.7797 (0.0857)	-0.7337 (0.0823)
b	-1.0104 (0.0038)	-1.0099 (0.0028)	-1.0119 (0.0099)
$J(T)$	0.2119	0.2205	0.6663
自由度	4	6	6

附註：說明請見表四。

以本期休閒替代下期休閒。 w_t 上升趨勢越強，財富效果以及跨期替代效果應愈顯著，造成表現跨期替代關係的參數有較高估計值。

接著下來，就 a 和 b 的估計值討論消費和休閒的跨期性質。以 B 組工具變數所得的 a 和 b 估計值均為負值，而且估計值的 t 統計量均甚為顯著。負的 a 估計值表示本期消費商品購買量，除了給本期帶來正的消費服務，會給下期帶來負的消費服務。也就是說，若上期較家計單位有較高的消費商品購買量，由於增加的購買量會給本期帶來較多負的消費服務，所以家計單位為了維持各期正的消費服務水準($c_t^* > 0$)，勢必提高本期消費商品購買數量，以抵消上期消費購買量的增加所帶來負的服務水準。這表示實質消費水準在成長過程中，消費購買水準呈現跨期互補關係。但這種互補關係在消費水準未逐年上升的情形下並不一定成立。由臺灣資料可明顯看出每人平均消費水準明顯地逐年增加，故消費財購買量應有跨期互補關係。由於民間消費包括耐久財（但不包括新建民宅）和非耐久財的支出，上述跨期互補關係產生可能的原因：(i)消費支出變動所必須支付的調整成本；舉例說，搜尋成本(search cost)的考慮會讓消費者較不願意嘗試和以往不同的消費財選擇。一般而言，耐久財的調整成本較高，但即使我們將耐久財支出剔除於消費支出外，只要耐久財和非耐久財之間有互補關係（例如耗油的汽車使用較多的汽油），非耐久財的消費支出仍可顯現一些互補關係；(ii)消費習慣；家計單位的消費習慣一經養成，往往需要一段時日才會逐漸改變原有習慣。由於這兩種說法所顯現的跨期互補關係往往不易區分，要想進一步了解互補關係的真正成因，需要在消費跨期性質的設定上予以進一步區分，此已超出本文研究範圍故不再討論。但這個結果($|a| > 1$)和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)所得的結果正好相反。不過 $a < 0$ 的結果也不一定都被一般的實證結果所拒絕。譬如Ferson and Constantinides(1991)的實證結果顯示，無論是用月資料、季資料或年資料來估計美國的總體消費行為，都發現習慣持

續(habit persistence)的效果超過持久性(durability)的效果，而前者會使模型中的 a 為負值，後者則使 a 為正值。因此當我們估計出 a 值為負值時，表示消費的習慣持續性效果大於持久性效果。他們的方法或許是解決這個問題一個可行的研究方向。

負的 b 估計值表示家計單位必須在各期維持足夠的休閒時間，以抵消前一期休閒時數可能給本期休閒服務(x_t^*)帶來負的效果。更精確地說，依B組工具變數所得的實證結果，若 $b = -0.91$ ，則本期的休閒時數(x_t)必須維持在上期休閒時數(x_{t-1})的90%以上，以維持正的休閒服務水準($x_t^* > 0$)。這表示本期工時的減少，會使往後數期的工時亦呈減少的狀態，且減幅變小的速度很緩慢。由於臺灣製造業每人平均工時的資料呈逐年下降之勢（即每人平均休閒時數逐年增加），所以我們可以說各期休閒有互補關係。這個結果和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)和Hotz, Kydland and Sedlacek(1988)所得的結果頗為一致。但我們的結果要較他們的好解釋，因為(i)臺灣製造業每人平均工時變動的波動幅度，遠小於實質工資率波動幅度，(ii)過去四十年來，各期每人休閒時數呈上昇趨勢，表示休閒的跨期互補關係，為台灣製造業每人平均工時波動持續性的一個重要來源。休閒的跨期互補關係的產生可能是因為工作上一些制度因素的限制；例如，受雇者在短期內無法自由地改變工作時間，但這種改變的自由度隨資料取樣頻率(sampling frequency)愈短而愈有彈性。也就是說，短期（月或季）資料應顯示工時具有較強的跨期互補關係，而長期（年）工時資料應表現跨期替代關係。但我們以年資料的實證結果仍然發現休閒有很強的跨期互補關係，這裡可能解釋原因是制度的限制在過去四十年有了改變（如國定假日愈來愈多），造成休閒成逐年增加之勢。

最後我們再談談 γ 的估計值所代表的經濟意義。依據Kydland and Prescott(1982)的論點，他們認為以美國資料來看， γ 的值應在 $\frac{1}{3}$ 左右才合理。因為據他們的觀察，家計單位用於非市場性活動的時間，約

為市場性活動時間的兩倍 (Kydland and Prescott 1982, p.1352)。但此處所得的 γ 估計值卻遠低於 $\frac{1}{3}$ 。假若各期每人平均消費成長率和實質工資成長率均為固定常數，即經濟體系處於恆定狀態 (steady state)，則 c_t 和 $w_t x_t$ 之間存有如下關係：

$$\frac{\gamma}{1-\gamma} = \frac{c}{wx}$$

依 B 組工具變數所得的 γ 參數估計值，可估算出在恆定狀態下，每人平均消費 (c) 和每人平均休閒時間的市場價值 (wx) 之比約為 0.19。這個數值和利用 c_t ， w_t 和 x_t 實際資料的平均值（分別以 \bar{c} ， \bar{w} ， \bar{x} 表示）所算出 $\frac{\bar{c}}{\bar{w}\bar{x}}$ 的值 (0.175) 極為接近，表示勞動供給的跨期模型尚能掌握實際資料的長期走勢。但事實上，以臺灣資料估算出的 $\frac{\gamma}{1-\gamma}$ 高於實際平均值 ($\frac{c}{wx}$)，是因為臺灣地區製造業每人平均休閒時數在過去四十年呈上昇趨勢，表示 x_t （或 l_t ）還未達到恆定狀態。這種情況下， $\frac{\bar{c}}{\bar{w}\bar{x}}$ 會有高估現象；所以，在經濟成長更趨成熟時 $\frac{c}{wx}$ 應會下降。而這個結果也和 Eichenbaum, Hansen and Singleton 正好相反。

其他三種定態轉換方式所得的實證結果則列於表四第二部分和表五。以 $H(c_t, x_t)$ 做變數的定態轉換，估計結果除了 A 組工具變數外，其它二組的 γ 估計值均為負值，違反理論模型的限制條件，故不予考慮。現就 A 組工具變數所得的參數估計值，和以 Eichenbaum, Hansen and Singleton (1988) 轉換方式所得的結果相比較。其中最顯著的差異是利用 $H(c_t, x_t)$ 定態轉換方式所得的 γ 值顯著地偏低且統計不顯著 ($\gamma = 0.0043$)。而且以 γ 估計值算出來的 $\frac{c}{wx}$ 值只有 0.043，和實際資料算出的 $\frac{\bar{c}}{\bar{w}\bar{x}}$ 比較起來低得太多，頗不合理。另一方面， a 、 b 估計值均為負值且絕對值均大於一。雖然我們並未對 a 、 b 做任何限制，這個結果表示前一期消費商品購買數量和休閒時數對本期 c_t^* 和 x_t^* 的影響力要大於本期消費財購置和休閒時數的影響力。依台灣實際資料來看，由於 c_t 和 x_t 較 c_t^* 和 x_t^* 有更顯著的成長趨勢，（或可說，在參數估

計過程中， a 和 b 估計值傾向為負值以減緩 c_t 和 x_t 的成長趨勢），所以，估計結果所得的 $|a| > 1$ 和 $|b| > 1$ 事實上反映了由於正交條件的有限樣本算術平均數的統計性質為 c_t 和 x_t 中成長部份所左右，而造成消費和休閒的跨期關係必須掌握 c_t 和 x_t 明顯的上升趨勢。表四甲、乙兩部份中， c_t^* 和 x_t^* 應較為接近定態過程。此時若選擇 $H(c_t^*, x_t^*)$ 為定態轉換方式，而工具變數又以毛成長率型式出現（如C組），將會造成有限樣本正交條件有過度差分現象。過度差分的結果往往會使 θ 值大於一。至於以 $H(c_t, x_t)$ 為定態轉換方式，有限樣本正交條件中的 $\frac{c_t}{c_{t-1}}$ 和 $\frac{x_t}{x_{t-1}}$ 應無過度差分的可能，所以沒有 θ 估計值大於一的情形。

由以上討論可知，工具變數的選擇對實證結果有相當影響，其中尤以工時的影響最為明顯。從理論上來說，工時受到時間秉賦的限制，是不可能持續性地下降，因此在第二組工具變數中，我們都用工時的水準值來當作工具變數。然而我們從資料來看，臺灣地區製造業每人平均工時的確是逐年下降的，造成工時存在長期趨勢的虛無假設無法被棄卻。於是我們在C組的工具變數中，加入了工時的成長率，以資比較。在不使用 l_t 當作工具變數，或是使用 $\frac{l_t - l_{t-1}}{l_{t-1}}$ 為工具變數的估計結果中， θ 的值都大於一，表示代表性個人是風險愛好者，這個結果當然是和一般的實證結果相抵觸的。因此儘管資料有下降的趨勢，但是一方面在理論上有時間秉賦的限制，另一方面，如果樣本時間夠長的話，工時終將為定態的序列（這點可以用已開發國家的資料來證明）。因此，在實證研究時，還是將工時當作一個定態的序列較好。

為了更進一步討論定態轉換方式對估計結果的影響，表五也列出了另外兩種轉換方式的估計結果。下面就分別對這兩種方式的實證結果加以說明。若以 $H(c_t, x_t^*)$ 的定態轉換方式來說，以A和C這兩組工具變數所得的 θ 估計值都大於一，違反效用函數的設定，故不予討論。然而在B組工具變數所得的結果中， γ 的估計值又小於0，也是一個不合理的結果。因此我們無法從 $H(c_t, x_t^*)$ 這種定態轉換方式中，得到比

較有意義的估計結果。

若以 $H(c_t^*, x_t)$ 的定態轉換方式來看，就 θ 值而言，則除了 C 組工具變數的估計值不合理外，其它兩組的結果都是可以接受的。而就 γ 的估計值來看，A、C 兩組的值都是負的，顯然違反了模型中 γ 必須是正值的設定。B 組的 γ 雖然是正的，但是它的值太小，以致於我們求算出的 $\frac{\gamma}{1-\gamma}$ 的值和實際資料所算出的 $\frac{\bar{c}}{\bar{w} \bar{x}}$ 值相去太遠，因此也不是一個合理的結果。

綜上所述，由於 θ 和 γ 這兩個參數不能同時滿足理論上的限制，因此無論用 $H(c_t, x_t^*)$ 還是 $H(c_t^*, x_t)$ 的定態轉換方式，都不能得到合理的估計結果。這表示這兩種定態轉換方式都不是一個較好的平減方式，因為其估計結果無法用一般的經濟理論來解釋。最後要附帶一提的是，在使用本文所建議的各種定態轉換方式時，無論其結果是否完全合於常理， a 、 b 的估計值都是負的。這表示消費和休閒的跨期互補關係十分明顯，而且這個結果不因我們所使用的定態轉換方式，或是工具變數的選擇而有所不同。此外，在各種估計結果中， γ 會有出現負值的情形；即使估計值是正的，其值也偏低。這個結果與第三節經濟理論不太一致。不過這並不表示我們的模型出了問題，而是因為在估計過程中，當 a （和 b ）負值過大時， $c_t + ac_{t-1}$ （和 $x_t + bx_{t-1}$ ）就有可能出現負值，於是在使用我們的定態轉移方式時， $\frac{c_t + ac_{t-1}}{c_{t-1}}$ 的正負號就有可能改變。為了維持 $\frac{c_t + ac_{t-1}}{c_{t-1}}$ 正的邊際效用，如此就會影響到 γ 的大小和符號。而使用 Eichenbaum, Hansen and Singleton (1988) 的定態轉換方式，則較不易有這種情形發生。

各種不同的定態轉換方法，所得的估計結果，除了消費財和休閒具有跨期互補關係相同外，其它參數估計結果則有若干差異。最後，我們可以利用第三節中有關變數間共積關係，來判定何種定態轉換方式較為合宜。現以第二種轉換方式 $H(c_t, x_t)$ 為例簡述判定的方法。以 $H(c_t, x_t)$ 轉換，若式(6)中等號兩邊的 $\log E_t[\cdot]$ 均為定態序列，則

$\log(w_t x_t) - \log c_t$ 應為定態序列。由於 $\log(w_t x_t)$ 和 $\log c_t$ 依資料來看，均為非定態序列，接下來，我們可利用 ADF 檢定方法 (Augmented Dickey-Fuller test)，檢定 $\log(w_t x_t)$ 和 $\log c_t$ 是否為共積序列。ADF 檢定方法是先將 $\log(w_t x_t)$ 對 $\log c_t$ 做迴歸：

$$\log(w_t x_t) = \alpha \log c_t + u_t$$

取其迴歸殘差值 u_t ，再將 Δu_t 對 u_t 和 Δu_t 過去的觀察值 ($\Delta u_{t-1}, \dots, \Delta u_{t-q}$) 做迴歸：

$$\Delta u_t = g_0 u_{t-1} + \sum_{j=1}^q g_j \Delta u_{t-j} + \epsilon_t$$

算出 u_{t-1} 係數估計值 (\hat{g}_0) 的 t 統計量，就可利用 Phillips and Ouliaris (1990) 表 II_a 的顯著水準臨界值，檢定 $\log(w_t x_t)$ 和 $\log c_t$ 之間無共積關係的虛無假設是否被拒絕。若 \hat{g}_0 的估計值顯著地小於 0，表示“ $\log(w_t x_t)$ 和 $\log c_t$ 之間無共積關係”的虛無假設無法成立。

ADF 檢定結果列於表六。依 Phillips and Ouliaris (1990) 表 II_a，ADF 統計量在 5% 和 10% 顯著水準下的臨界值分別為 -2.76 和 -2.45。上述四組檢定中，只有 $\log(w_t x_t^*)$ 和 $\log c_t$ 間有共積關係，表示 $H(c_t, x_t^*)$ 的定態轉換方式可能較為理想，但觀諸表五中參數估計結果，則又顯示這種轉換方式所得的參數估計值多違反理論模型的限制條件。由於式 (6) 以及類似式子中 $\log E_t[\cdot]$ 必須為定態序列的假設無法驗證，所以僅憑這個結果尚難論斷其它轉換方法所得結果的可信程度。以上的討論只是凸顯定態轉換方式對參數估計結果有相當的影響，至於確切影響途徑以及應如何選取最適的定態轉換方式，都值得吾人繼續思考。

表六：ADF 統計檢定

1. 對 $\log(w_t x_t)$ 和 $\log c_t$ 的共積關係檢定

$$\text{落後期數}(q) = 1 : t(g_0) = -0.931$$

$$2 : t(g_0) = -0.917$$

2. 對 $\log(w_t x_t)$ 和 $\log c_t^*$ 的共積關係檢定

$$\text{落後期數}(q) = 1 : t(g_0) = -0.555$$

$$2 : t(g_0) = -0.794$$

3. 對 $\log(w_t x_t^*)$ 和 $\log c_t$ 的共積關係檢定

$$\text{落後期數}(q) = 1 : t(g_0) = -3.295$$

$$2 : t(g_0) = -2.750$$

4. 對 $\log(w_t x_t^*)$ 和 $\log c_t^*$ 的共積關係檢定

$$\text{落後期數}(q) = 1 : t(g_0) = -2.158$$

$$2 : t(g_0) = -1.533$$

註：表中 $t(g_0)$ 表示 g_0 估計值的 t 統計量。

陸、結 論

這篇以一個非線性理性預期動態模型，探討臺灣地區製造業每人平均工時和實質工資率的變動。實證結果顯示每人平均工時和每人平均消費皆有相當顯著的跨期互補現象。這個結果並不隨定態轉換方式或工具變數的不同而有差異。但風險趨避係數和其它參數估計值往往會因定態轉換方式和工具變數的不同而有相當差異，對這個問題我們只有粗略的說明，有待以後繼續研究定態轉換方式和工具變數的使用對參數估計值穩當性的影響。爲了了解理論模型所衍生出來跨式限制式的合宜性，文中又利用 χ^2 統計量對母體正交條件做統計檢定，發現資料並無法棄卻母體正交條件，這個結果和以歐美資料所得的結果不同。

由於理論模型中有關消費和休閒的跨期傳導機能過於簡略，所以無法更進一步了解這些變數跨期互補關係的成因。未來研究應朝跨期傳導機能適度複雜化的方向努力。

附錄：資料來源以及處理

本文實證部份是以臺灣製造業每人平均工時和實質工資率的年資料來分析。樣本的觀察期間爲 1953 年到 1989 年。各變數的定義及來源簡述如下： c_t 爲每人每年的實質消費（以 1986 年爲基期），它是利用民間名目消費除以消費者物價指數以及全國總人口得到的。其中民間消費刊行於中華民國國民所得中，此處係取自「教育部電算中心」EPS 的國民所得年資料庫(NIAA)，消費者物價指數和總人口多年資料取自經建會出版的 Taiwan Statistical Data Book, 1990。 l_t 爲製造業受雇員工每人每年的平均工時（以小時計）， w_t 爲製造業受雇員工每人每小時的實質薪資（以 1986 年爲基期）。 r_t 爲一般商業銀行一年期存款的實質毛利率，亦即毛利率減掉 CPI 所設算出的年物價膨脹率。一

般商業銀行一年期存款利率取自中央銀行金融統計月報。名目工資和工時受到資料的限制，只有以製造業名目工資和工作時數替代，這些資料取自主計處出版的薪資與生產力統計年報。在收集工時資料時，發現1966年到1972年的工時資料和其他期間的資料有顯著不一致（請見圖三），經向主計處查詢，不一致現象係由於主計處使用的統計方法前後有所不同。本文實證研究所使用這段期間的工時資料為修正後的資料，而非原來主計處薪資與生產力統計年報所刊行的資料。

註 釋

- 1 w_t , l_t , c_t 以及 r_t 的資料來源以及相關定義，請見附錄的說明。
- 2 張清溪與吳崇慶(1983)曾計算台灣地區製造業的工資與就業的變異係數，以探討勞動市場的競爭程度。他們發現以1952-1981年資料所計算出來的製造業名目工資變異係數，為製造業受雇人數變異係數的兩倍。另一方面，同時間實質工資的變異係數則比受雇人數的低。他們認為這個結果和競爭性勞動市場頗為一致，但他們的結果可用性很可惜因未對變數非定態性質先做處理而降低。
- 3 不過也有些學者利用模擬的方法，來求算那些看不到的變數，並建立一套統計的方法，如Lee and Ingram(1991)一文即是個例子，不過這些將不在本文中討論。
- 4 在Hansen(1982, Theorem 3.1)中，他建議利用光譜分析(spectral analysis)的方法來估計 W_T 。而Newey and West(1987)則將 W_T 放寬到半正定(positive semi-definite)的矩陣，並提出了一個估計方法。
- 5 但究竟什麼是最適的工具變數，則到目前為止，還沒有一個一致且確定的方法可循。

- 6 爲了檢驗我們的結果會不會受到工時這個變數選擇的影響，我們也將工時以休閒時間取代，再做同樣的參數估計。結果發現兩種情形下各參數估計值的差異很小，因此在正文中我們就僅以工時做爲代表。
- 7 若將 β 視爲待估參數，則 β 的估計值會大於一，和理論模型的限制條件不合。而且這種現象亦發生在Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)的研究中。

參考資料

張清溪、吳崇慶

- 1983 「由製造業工資變動看臺灣勞動的競爭性」，臺灣工業發展會議論文集，臺北：中研院經濟所，頁427-444。

Altonji, T.

- 1982 "The Intertemporal Substitution Model of Labor Market Fluctuations: An Empirical Analysis," *Review of Economic Studies* 49:783-824.
- 1986 "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy* 94: S176-S215.

Altonji, T. and O. Ashenfelter

- 1980 "Wage Movements and the Labor Market Equilibrium Hypothesis," *Economica* 47:217-45.

Ashenfelter, O.

- 1984 "Macroeconomic Analysis and Microeconomic Analysis of Labor Supply," mimeo.

Ashenfelter, O. and D. Card

- 1982 "Time Series Representations of Economic Variables and Alternative Models of the Labor Market," *Review of Economic Studies* 49:761–782.

Durbin, J.

- 1960 "The Fitting of Time Series Models," *Review of the International Statistical Institute* XXVIII, 233–44.

Engle, R. and C. Granger

- 1987 "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55: 251–276.

Eichenbaum, M. and L. P. Hansen

- 1990 "Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data," *Journal of Business and Economic Statistics* 8:53–69.

Eichenbaum, M. and L. P. Hansen and K. Singleton

- 1988 "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics* CII: 51–78.

Ferson, W.E. and G.M. Constantinides

- 1991 "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption," *Journal of Financial Economics* 29:199–240.

Hansen, L. P.

- 1982 "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50:1029–1054.

Hansen, L. P. and K. Singleton

- 1982 "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50:1269-1286.

Heckman, J. and T. MaCurdy

- 1980 "A Life Cycle Model of Female Labor Supply," *Review of Economic Studies* 47:47-74.

Hotz, V. and F. E. Kydland and G. Sedlacek

- 1988 "Intertemporal Preference and Labor Supply," *Econometrica* 56:335-360.

Kydland, F. E.

- 1983 "Non-Separable Utility and Labor Supply" Hoover Institution working paper E-83-16.

Kydland, F. E. and E. Prescott

- 1982 "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica* 50:1245-1269.

Lee, B. S. and B. Ingram

- 1991 "Simulation Estimation of Time-Series Models," *Journal of Econometrics* 47:197-205.

MaCurdy, T.

- 1981 "An Empirical Model of Labor Supply in a Life Cycle Setting," *Journal of Political Economy* 89:1059-1086.

Mankiw, G., J. Rotemberg and L. Summers

- 1985 "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics* C:225-252.

Newey, W. and K. West

- 1987 "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55:703-708.

Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris

- 1990 "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Co-integration," *Econometrica* 58: 165-193.

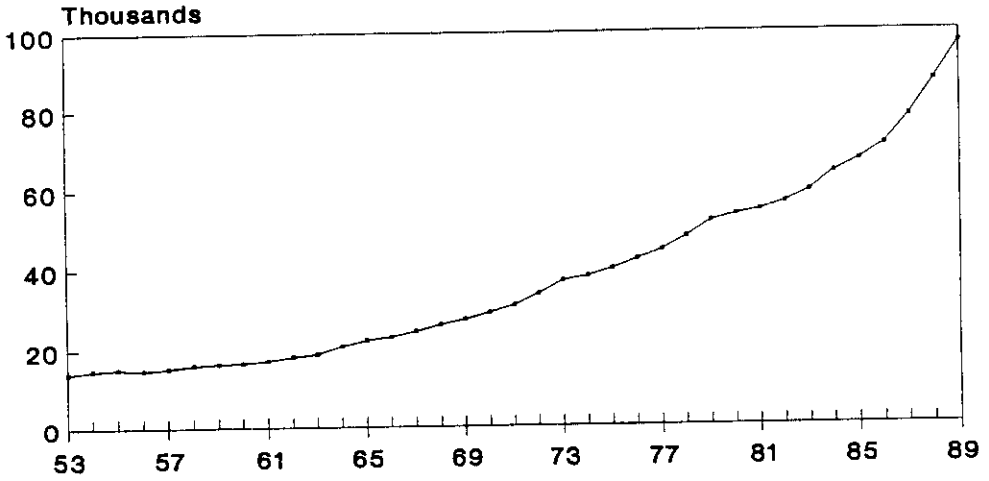
Sargent, T. J.

- 1978 "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations," *Journal of Political Economy* 86: 1009-1044.

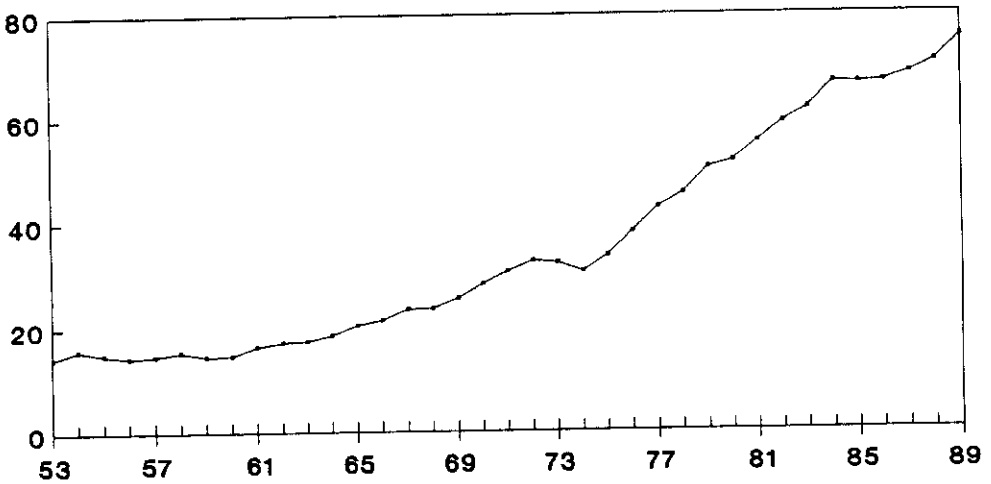
Shaw, K.

- 1989 "Life-Cycle Labor Supply with Human Capital Accumulation," *International Economic Review* 30:431-456.

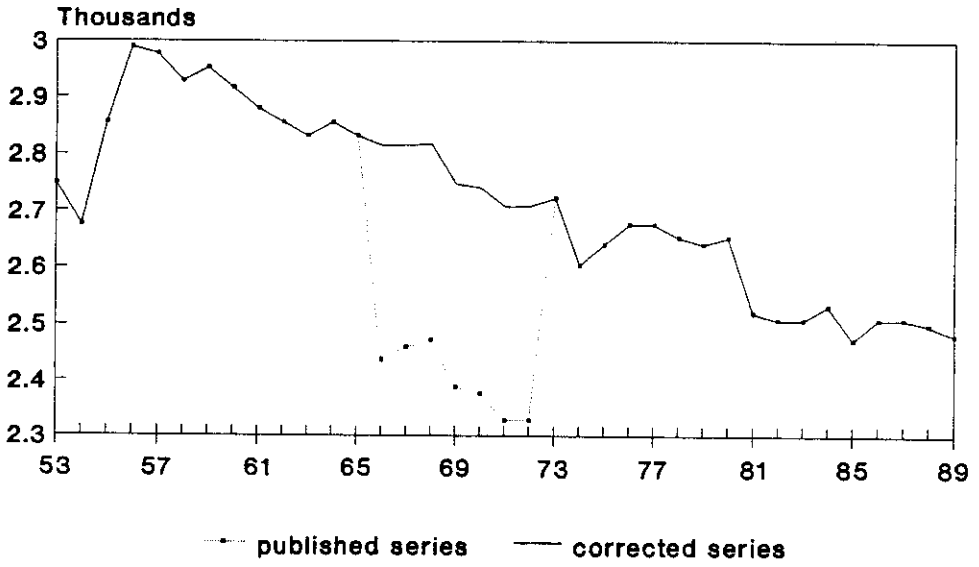
圖一：每人平均實質消費 (1953 - 1989)



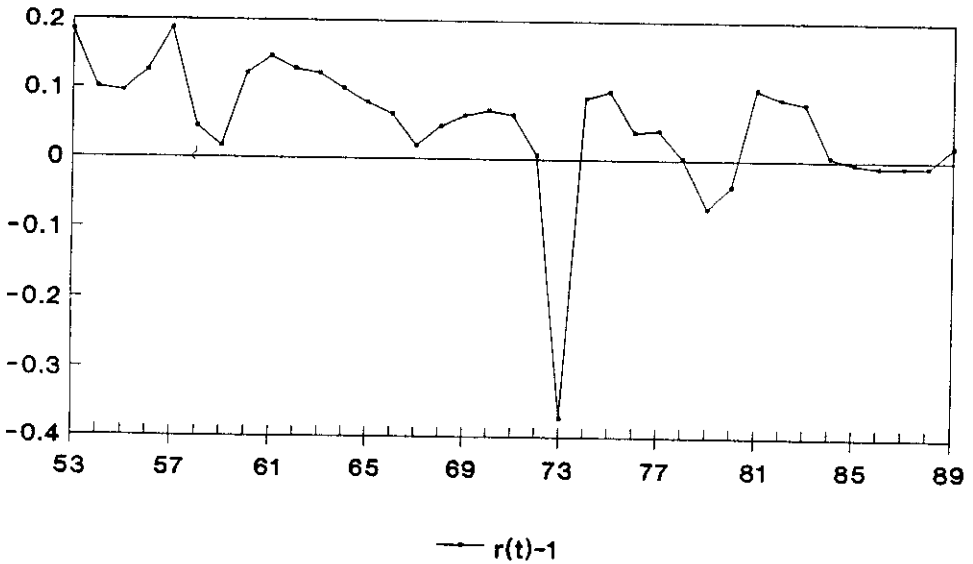
圖二：台灣地區製造業實質工資率 (1953 - 1989)



圖三：台灣地區製造業每人平均工時 (1953 - 1989)



圖四：一年期存款事後實質利率 (1953 - 1989)



台灣勞動力失業期間的研究*

張清溪** 駱明慶***

壹、問題背景與研究目的

由於物質生活水準的改善，近年來各界對社會福利的要求逐漸提高，失業保險就是其中之一。失業保險是保障勞工面對非自願性失業時，生活得以維繫的一項重要措施，經建會原擬定於公元2000年實施失業保險，後又因應政治情勢而宣稱要提前開辦。事實上，不少地方政府為實踐競選諾言而欲個別實施，其中台中市政府甚至在1990年元月就已經通過辦理「失業救助」¹。

主張舉辦失業保險的人士，認為台灣就業者的從業身份已逐漸轉變為「受雇者」為主的型態，更多人可能在將來景氣低迷時遭受失業之苦；而原來扮演緩衝器的農業已逐漸式微，作為庇護所的家庭內保險功能也可能今不如昔，因此失業期間的生活費用由業者共同負擔，應是未來的必然趨向。這種論點是有些根據的。例如（見表一），1990年農業就業佔總就業人口百分比已下降到四十年前的五分之一；同期間就業者「受雇」於人的百分比已提高了一倍；近年之結婚率減少，離婚率上升，總生育率則急速下降。不過，這些說法並非沒有爭論；例如，十五歲以上人口之有偶率至少在近三十年來呈遞增狀況，顯示家庭的功能並不見得沒落。

* 感謝辛炳隆先生的建議，行政院主計處提供資料，以及林惠玲、莊慧玲、林祖嘉等教授與本刊匿名審查者的批評指正。

** 台大經濟系教授。

*** 台大經濟學研究所碩士班研究生。

表一：就業、結婚與生育

年	就業者(%)		結婚與生育			
	農業	受雇者	有偶%	粗結婚%	粗離婚%	總生育率
1952	56.1	34.9		0.864	0.051	
1960	50.2	40.1		0.790	0.044	8.73
1970	36.7	50.9	57.6	0.750	0.037	4.03
1980	19.5	64.4	58.3	0.698	0.077	2.84
1990	12.8	67.6	59.1	0.710	0.136	1.79

資料來源：內政部，台閩地區人口統計，歷年；台灣省政府，台灣省人口統計月報，歷次；行政院主計處，台灣地區勞動力追溯估計與調整結果報告——1951至1983，以及歷次人力資源統計月報。

說明：有偶率是十五歲以上「有配偶人口」之百分比；粗結（離）婚率，為該年結（離）婚人數占年中總人口之百分比；總生育率為以目前生育率加總的婦女平均一生所生育之子女數。

失業保險除了有一般人所強調的「安定」與所得（重）「分配」功能外，也可以透過對失業者生活的保障，讓他們多花時間尋找工作，以更能找到適才適任、充分發揮潛能的職務；這就有益於經濟「效率」了。質言之，失業保險通常會助長失業期間、減損產出；但如多出的失業期間可以找到更高生產力的工作，則其後多年的就業所增加的產出，就很可能超出失業期間的損失，因而提高「經濟效率」²。

政府當局與社會各界對失業保險的規劃議論，到目前為止多集中於「失業」條件的認定、保險費率的草擬、保險費在勞資雙方的分攤比例、失業津貼的發放方式等等。這些問題的討論，若僅從事各國法例的搜集、彙列、比較，保費收入與保險支出之間財政負擔的精算，經濟發展程度與施行失業保險時機的研判，或政府仁政施恩的宣揚等等，則最後可能只是演變成利害關係雙方的喊價而已。

鑑於公、勞、農保開辦迄今的嚴重虧損，失業保險要成爲一個自足的制度，在開辦之前的規劃，實有必要對其財務的收支及其對勞動市場的影響，作一嚴謹的分析。財務收支問題絕不限於根據表面失業期間的精算問題，而是必然涉及失業期間的特性，以及失業保險對失業率可能之影響。例如，失業保險之實施，勢必影響人們的工作意願，因其涉及勞動供給行爲因應實質報酬與時間成本變動後的替代與所得效果。這些均有賴我們對台灣勞動者就業失業行爲模式的探討。

失業保險的財務支出，除了制度運作的行政費用外，最重要的就是失業津貼的支出。不論失業條件如何認定、失業津貼採定額或與採工資比例、請領期間是否訂有上限，失業津貼的發放必與失業期間有關。因此失業期間的準確估計，將是根據「量出爲入」原則以精算保險費率的必要條件。而現行勞動力調查之失業期間，並非失業保險施行後適用於保費支付的失業期間，一則它是一個被「設限」(censored)的數列，而且期間較短的失業在目前勞動力調查統計下容易被遺落，二則失業期間很可能因應失業保險制度之施行而改變。本研究之目的，就是要探討前述第一個統計問題。

貳、文獻檢討

台灣經濟學界對失業的研究本來就不多（例如，吳忠吉1983；劉亮吟1984；林荔華1988；施志調1990等），且就我們所知，似乎還沒有針對「失業期間」深入探究的。施志調的論文雖然討論了失業期間長短對保留工資(reservation wage)的影響，但並非直接以失業期間當作分析標的。國外對失業期間的研究，特別是在有失業保險制度的國家，就有相當豐富的文獻；但如果問一個最簡單的問題：「到底失業期間有多長？」答案竟然是「仍難捉摸」(“remained elusive”；見Kiefer and Neumann 1989, p.203)！

都認為，此種以規範加班工時謀求就業機會重分配的效果是非常有限的 (Ehrenberg, 1971; Nussbaum and Wise, 1977; Solnick and Swimmer, 1978)。

台灣的情況又如何？勞基法加班工時的限制與加班費的提高是否有減低台灣失業率的效果？此問題我們可以從表七得到解答。

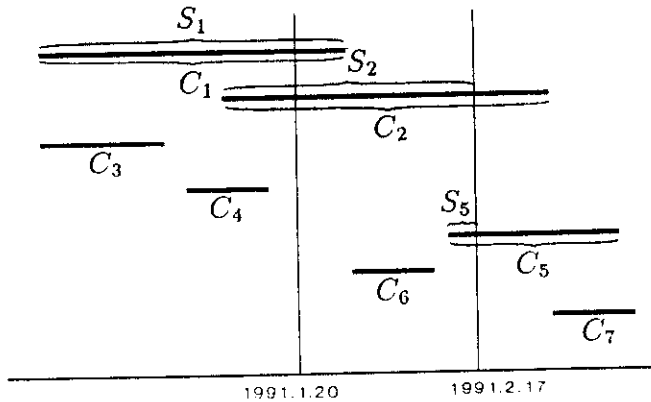
表七是我們根據 1989 年人力運用調查的資料，按各職業就業人口計算得到的中分類的加班總工時（表七第二欄）然後將此加班總工時的 1/5 與 1/6 折算成全時工作的就業機會（第三與第四欄）。此處按加班總工時的 1/5 與 1/6 轉換成全時工，而非將所有加班時數換算成全時工的原因是：一、在技術上這是不可能的。台灣絕大部份是中小企業，我們很難將甲廠的 25 個加班小時與乙廠的 20 個加班小時相加，再到丙廠去取 3 小時，然後合併成一個全工時的工作；原因之二是，在台灣，每週工作 59 小時以上的人口佔加班人口（即每週工作 48 小時以上的人口）的 17%（1/6 強）。因此，此處假設政府只取締違法的加班時數，即每月加班在 46 小時以上的廠商（也就是說每週工作 59 小時以上）；1/5 的假設是除了政府取締不合法的加班工時外，部份合法的加班工時也因為加班費的提高，使雇主願意將部份加班工時轉變成全時工而增聘工人。表七第五欄是相同期間台灣失業人口在各職業間的分佈，比較表七第三與第五欄的數字我們可以得知，就總數字而言，失業人口大於勞基法所創造出的就業機會，因此勞基法中工時的規定，可以嘉惠部份失業人口，有減低失業率的作用。但是，事實卻不是如此，因為新創就業機會與失業人口在各職業間的分配並不相同，比如，就監督領班而言，勞基法創造之就業機會大於失業人口，而礦工、金屬製造工則有剩，但是後者是無法從事前者工作的，再者，表七的數字只是職業的中分類，其實領班也有很多種，如紡織業的領班就不能從事電子業領班的工作。因此，欲知勞基法是否有減低失業人口的效能，我們必須比較每一職業所創就業機會與失業人口的

明顯的，過去一年任何一時點發生的失業者，失業期愈長者愈容易被抽到。一年以前開始失業的人，凡是失業期間少於52週者都是今天的LFS所無法攔到的。不同人之失業期間「不齊頭」又「不齊尾」的特性，使「平均失業期間」成爲一個很弔詭的觀念³。

Clark與Summers (1979)有一個簡單明瞭的例子。假設每一週都有21個人會失業，其中20個人一週後就會找到工作（或離開勞動市場），另一個將會失業20週。這21個人的「完整」「平均失業期間」是1.9週 $((20+20)/21)$ ；設爲 D_C 。但在穩定狀態下(steady state)，任何一期LFS調查到的失業者（40個人），其（設限的）平均失業期間將是5.75週 $((20 + \sum_{t=1}^{20} t)/40)$ ；這就是LFS統計報告資料顯示的，令它爲 D_S ；而這40個人的「平均完整失業期間」則爲10.5週（令爲 D_{SC} ；或稱爲Salant的完整失業期間，見Akerlof and Main 1981, p.1004）。但是，任何一定期間（一週、一個月或一年）內『所有失業者』的「完整失業期間」，卻仍然只有1.9週。這個例子顯示完整失業期間(D_C)小於統計的失業期(D_S)。但如果我們把Clark與Summers的例子顛倒：有20個人失業20週，另一個人失業一週，則 D_C 會大於 D_S 。因此，完整失業期間是否較統計的失業期間爲長，取決於失業者的失業期間分配。

美國首先估計完整失業期間的Hyman Kaitz (1970)，發現1964-1969年間 D_C （完整的失業期間）只有 D_S （統計失業期間）的40%-62%而已。但是，Clark與Summers (1979)不認爲如此，他們發現爲數不少的失業者（1969-75年間，將近一半）是以「離開勞動市場」結束失業的，而其中又有不少（超過三分之一）在一個月內又回來找工作；因此，重覆尋找工作者中斷期間的「非勞動力」實無異於失業，應一併計入失業期間。另外，他們也發現，大部分失業者是集中在少數人。

圖一：失業期間型態



到底那一種失業期間有意義？如何處理「退出勞動市場者」的失業期間？這些問題均應決定於研究目的。失業期間固有其自我功能，但本文主要將從失業保險的觀點，探討台灣完整的失業期間問題。

參、統計方法

在台灣勞動力調查(LFS)中，每個樣本都會在相鄰的兩個月及隔年的同兩個月出現（共四次），因此可以合併所有相鄰兩個月的資料，而得到一擬似「個人時間數列資料」(panel data)。如果失業的分佈狀況如圖一所示，LFS可以調查到1、2、5三個樣本，其中 S_1 為「完整的」失業期間， S_2 、 S_5 為「設限的」失業期間⁴。如此，統計上可以衡量到的「平均失業期間」(D_S)將是：

$$D_S = \frac{S_1 + S_2 + S_5}{3}$$

勞動力調查所計算出來的這個平均失業期間 D_S ，可以從圖一看到的偏誤，首先是 2、5 兩個樣本的失業期間尙未結束。就這三個樣本的真正平均值：

$$D_{SC} = \frac{C_1 + C_2 + C_5}{3}$$

而言， D_S 有低估的情況，此稱為「中斷偏誤」(interruption bias；見 Salant 1977)。

此外，不同長度的失業期間取樣的機率並不相等，長度越長的越容易被抽樣取到，也就是說， D_{SC} 將高估真正的平均失業期間，此稱為「長度偏誤」(length bias；見 Salant 1977)。真正代表一段時間內所有失業者的「完整平均失業期間」(D_C)，應是：

$$D_C = \frac{C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + C_5 + C_6}{6}$$

以下分別說明如何調整這兩種偏誤，從 D_S 估計 D_C 。

一、由 D_S 至 D_{SC}

假設完整失業期間 T 為一隨機變數，其機率分配為 $f(t|X)$ ， X 為個人特徵變數。令其累積機率分配為 $F(t|X)$ ，則失業者在 t 的瞬間離開失業狀態的「轉機函數」(hazard function) 為一條件機率函數（參見數學附錄 A.3）：

$$h(t|X) = \frac{f(t|X)}{1 - F(t|X)} \equiv \frac{f(t|X)}{S(t|X)}$$

其中 $S(t|X) \equiv 1 - F(t|X)$ ，稱為殘存函數(survivor function)。

文獻上為簡化起見，通常採用「比例轉機模型」(Proportional hazard model；參見附錄 A3)，即假設影響轉機函數的 t 與 X 是可分性的(separable)：

$$h(t|X) = h_0(t)g(X)$$

由此可導出（見附錄(A3.2)式）：

$$S(t|X) = [S_0(t)]^{g(X)}$$

其中 $h_0(t)$ 為「基線轉機函數」(baseline hazard function)。設 $g(X) = \exp(Xb)$ ，使得 $g(X) > 0, g(0) = 1$ ；也就是個人的差異（以 X 變數衡量）完全只表現在 $g(X)$ 上。求取最大概似的 \hat{b} 之概似函數可定義為：

$$L(b, h_0(t)) = \prod_{i \in C} f(t|X_i) \prod_{i \in D} S(t|X_i)$$

式中 C 表示「完整的」資料， D 表示「設限的」資料。「設限的」資料提供的訊息是殘存函數，我們只知其完整失業期間不小於 t 。

本文採用 Cox 迴歸法，極大化「局部概似」（partial likelihood；參見附錄(A3.3)式），可以在不先設定 $h_0(t)$ 的函數型式下，以「完整的」資料去推估「設限的」資料，估計 \hat{b} ，再據以估計出 $\hat{S}_0(t)$ 。

最後，我們假設基線殘存函數為 Weibull 分配，則失業期間的期望值為（參見附錄(A3.16)式）：

$$\begin{aligned} E(t|X_i) &= \int_0^{\infty} f(t|X_i)t dt \\ &= \hat{\lambda}^{-1} \exp(X_i \hat{b})^{-\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 + \frac{1}{\beta}) \end{aligned}$$

其中 $\hat{\lambda}$ ， $\hat{\beta}$ 可以由：

$$\ln[-\ln(\hat{S}_0(t))] = \beta \ln \lambda + \beta \ln t$$

的迴歸式中，斜率、截距與 $\hat{\beta}, \hat{\lambda}$ 的關係（參見附錄(A3.13)式）求得。如此，可以修正「中斷偏誤」，從 D_S 估計到 D_{SC} 。

二、由 D_{SC} 至 D_C

假設在穩定狀態 (steady state) 下，失業者被抽樣取到的機率與其失業長度成正比；如此，則失業期間愈短者，其被抽到的機率愈小，故其代表性應被加強。本文假設失業一週的人被抽到的機率是失業十週者的十分之一，因此若以失業一週者為準，則一個失業十週者的代

表性應只有 $\frac{1}{10}$ ；是以 D_C 即可用「完整長度 (D_{SC}) 的倒數」為權數，計算其加權平均值而得。即：

$$D_C = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{D_{SC_i}} D_{SC_i}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{D_{SC_i}}}$$

「長度偏誤」就是根據上式修正。

肆、台灣失業期間的估計

一、資料處理與資料特性

本文用以估計台灣失業期間的資料，是行政院主計處所調查的1983年「勞動力調查」(LFS)資料。為了利用「殘存分析」(survival analysis)，以「統計失業期間」(即個人的 S_i ，或其對應的平均值 D_S) 推估失業樣本的「完整失業期間」(D_{SC})， S_i 中必須部分是完整期間，因此我們合併相鄰兩個月的LFS，利用其中一半的重複樣本做為我們的分析對象，這包括第一個月與第二個月的失業者。其中，第一個月失業而第二個月不失業的人，就有完整的失業期間，其餘是屬於設限的失業期間；但第一個月失業而第二個月退出勞動市場，我們仍視他為失業中，故亦只有設限的失業期間。把退出勞動市場者仍視同失業中的理由，是因為實施失業保險之後，這些人非常可能不會退出勞動市場，而會以找工作來滿足請領保險金的要件。計算出 D_{SC} 之後，再考慮容易被遺漏的短期失業者，估計出一段期間內一個失業者的平均失業期間 (D_C)。

為了在第一階段先推算「樣本的完整失業期間」(D_{SC})，我們先要對個別樣本之失業期間 (S_i) 作清楚的界定；界定的方法列如表二。根據表二的方法，1983年「分類」的失業期間分配，則計算在表三中。由表中可知，第4類(仍失業者)與第11類(找到工作者)人

表二 相鄰兩個月重複樣本之個別樣本 S_i 定義

何時失業	條件	類別	定義方式
設限失業期間			
本月非失業 ($A_i=0$)、翌月失業 ($B_i>0$)	$B_i > 5$	1	樣本刪掉
	$B_i \leq 5$	2	$S_i=B_i$
本月失業 ($A_i>0$)、翌月仍失業 ($B_i>0$)	$A_i > B_i$ 或 $B_i > A_i+5$	3	樣本刪掉
	$B_i=A_i+4$ 或 A_i+5	4	$S_i=B_i$
	$B_i=A_i$	5	$S_i=A_i+5$
	$B_i < A_i+4$	6	$S_i=A_i+4$
本月失業 ($A_i>0$)、翌月非失業 ($B_i=0$)	翌月退出勞動市場	7	$S_i=A_i+5$
完整失業期間			
本月失業 ($A_i>0$)、翌月非失業 ($B_i=0$)	「週工時」因「其他」理由，而低於40小時	8	$S_i=A_i+3$
	有工作尚未開始，無報酬	9	$S_i=A_i+5$
	有工作尚未開始，有報酬	10	$S_i=A_i+4$
	已開始工作，第8類以外	11	$S_i=A_i+2$

說明： A_i 是第一個月LFS所問到之失業週數； B_i 則是第二個月所問到的失業週數。

表三：1983年各類失業期間的分配*

類別**	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	11-12	
翌月才失業	2	180	80	79	117	102	149	113	90	71
兩個月均失業中	4	189	141	216	177	147	209	225	261	202
	5	11	15	9	10	4	13	14	10	15
	6	18	78	15	7	11	12	15	19	10
退出勞動市場	7	12	6	8	8	7	5	13	9	6
翌月已就業	8	1	5	-	4	2	5	-	6	6
	10	-	-	-	-	1	-	-	-	-
	11	120	167	198	155	147	139	162	181	121

說明：* 10月份因主計處將樣本代號刪掉，故無法合併前後兩月之資料；

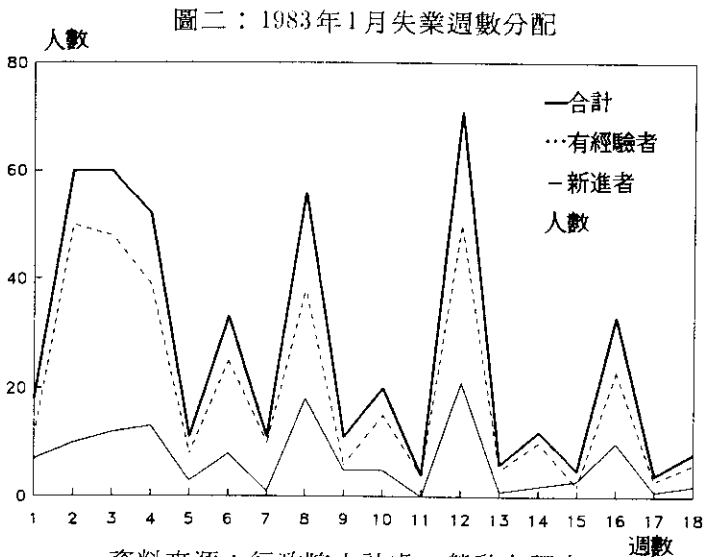
** 類別之定義，詳見表二；-無觀察點；

數最多；但翌月才開始失業（第2類）的人數，也佔總失業人口不小的比例，1983年約佔22%；而翌月「非失業」之中（第7-11類），退出勞動市場者（第7類）的比例，只有約5%。此皆顯示台灣失業情形並不嚴重。但表三中也可看出各月間的差異頗大。

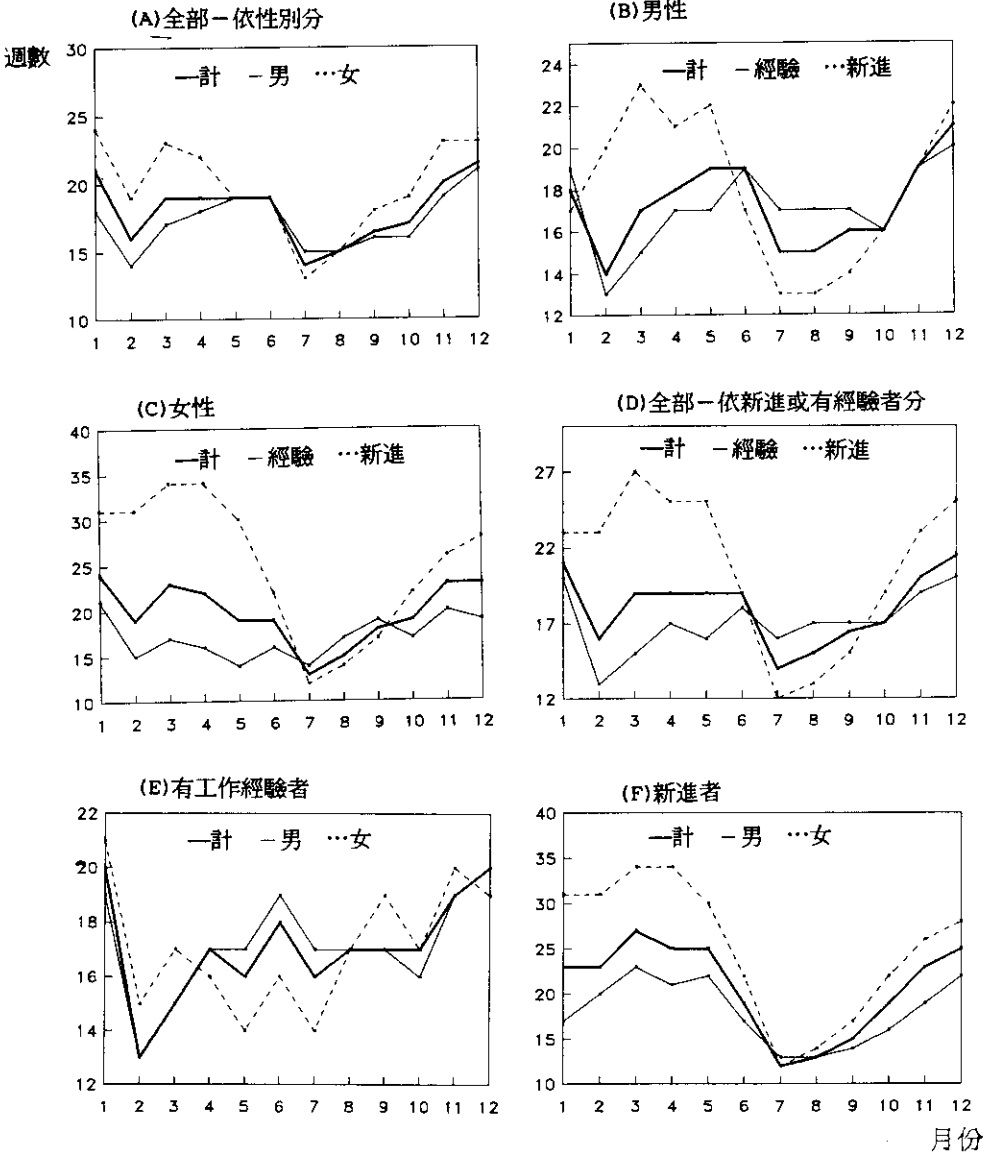
爲了瞭解失業者在各月間的變動，圖二繪出1983年1月份的失業週數(D_5)分佈⁵。從圖中曲線變動狀態可猜到一般人回答「一個月」、「三個半月」、…的習慣，使得雙數週失業人數都高於相鄰的單數週。由於這種誤差應無高報或低報的固定型式，故對平均期間之計算或做迴歸分析可能造成的偏誤應不大。但是，失業一週的人數遠低於失業兩週（其他月份亦同；參見各期人力資源統計月報），則應歸之於調查方法或統計錯誤所致。我們猜測，可能是失業者剛失業時基於各種理由漏報失業（包括回答問卷者還不知道其他家人失業）。

另一個理由是LFS是以「就業」的判定為優先（「非就業」者才可能是「失業者」），而在資料標準週中任何一天做過有酬工作者、或該週內累積十五小時以上無酬家屬工作者，均算就業；這使得那一週中間剛從一個有酬工作失業離職而正在找工作的人，均無法列為失業者⁶。此種誤差將使失業率偏低、平均失業期間偏高，而且很難用統計方法加以平反。

圖二同時也顯示「初次尋找工作者」（『新進』失業者）與「有工作『經驗』的失業者」間存在明顯差異。由於失業保險給付對象都有「先工作一段時間」的必要條件，因此兩者間的差異也是本文所關心的。圖三顯示性別、是否初次尋職與不同月份，均對應不同的失業週數（圖三是根據母體推估數所繪）。例如，初次尋職者的失業週數通常高於有工作經驗者，但七、八、九月例外，此似反應那時剛畢業者加入勞動市場的結果。失業期間在個人屬性與時間趨勢上的模式，似乎是一個有趣而值得研究的課題。



圖三：1983年各月份之失業週數



資料來源：行政院主計處，人力資源統計月報。

二、失業週數推估結果

利用前一節統計方法，先修正「設限」期間問題（中斷偏誤），推估出樣本的完整失業期間(D_{SC})，再修正漏短的「長度偏誤」，得到在一定時間內平均一個失業者的完整失業期間(D_C)，其結果列於表四。另外，表五則只包括有工作經驗之失業者的推估結果。由這兩個表中的數字可知，1983年平均統計失業期間為18週，有工作經驗者則略短，低於17週。觀察到的樣本之完整失業期間為49週(D_{SC})，但因失業期間較短者較多被漏掉，故把這些人考慮進來，會使完整的平均失業期間降為40週(D_C)。若只計算有工作經驗者，則其平均失業期間分別為16.7週，44週與36週，均比全部失業者為少。換言之，初次尋找工作者之失業期間較有工作經驗者為長。

40週與36週是我們回答「一個人若失業，你預期他會失業多久？」的答案：一般情況下是40週；若是曾工作過，則為36週。這個期間似乎都超過一般人的直覺。此處有幾點說明：(1)LFS調查報告書上的失業期間是一個不完整的期間，因此本文推估出不同的平均失業期間，並不足為奇；(2)本文推估可能有偏誤，且有兩個來源：一是調查可能遺漏極短期的失業者（圖二已顯示失業一週者極難調查到），二是統計方法上的問題，其中可能「有樣本選擇性偏誤」問題（見下文說明）；(3)以失業保險的觀點，現行統計方法推估的失業期間亦可能偏高，因為失業保險之給付都會有期間的上限，因此超過上限的週數就不是失業保險（給付）所關心的部份了，換言之，失業期間的「離散度」也應是設計失業保險制度時所應注意的；(4)但無論如何， D_C 才是失業保險所應考慮的失業期間，特別是當失業保險費率是採用「經驗費率」(experience rating)時為然。所謂「經驗費率」是指保險費率取決於廠商過去裁員的紀錄（經驗）。

表四：Cox迴歸估計的失業期間 — 全部樣本，1983年

1983年 月份	樣本數		平均失業期間							
	計	設限數	完整數	$\hat{\beta}$	R^2	$\Gamma(1 + \frac{1}{\hat{\beta}})$	$\hat{\lambda}$	D_s	D_{sc}	D_c
1月 2月	531	410	121	1.341	.9498	0.918	0.446	16.55	55.26	46.05
2月 3月	492	320	172	1.027	.8332	0.989	0.113	18.48	55.56	36.56
3月 4月	525	327	198	1.124	.8639	0.958	0.058	19.37	44.46	36.10
4月 5月	478	319	159	1.327	.8777	0.920	0.103	17.75	37.85	33.26
5月 6月	421	271	150	1.268	.9186	0.928	0.090	18.54	43.20	37.38
6月 7月	532	388	144	1.024	.9589	0.991	0.060	17.13	70.04	53.08
7月 8月	542	380	162	1.242	.8260	0.933	0.127	14.77	38.51	33.45
8月 9月	576	389	187	1.302	.8079	0.923	0.119	16.11	36.97	31.87
11月 12月	431	304	127	1.117	.9282	0.960	0.054	21.64	62.25	55.97
1983年平均失業期間										
								17.82	49.34	40.44

表五：Cox迴歸估計的失業期間 — 有工作經驗者，1983年

1983年 月份	樣本數		平均失業期間							
	計	設限數	完整數	$\hat{\beta}$	R^2	$\Gamma(1+\frac{1}{\hat{\beta}})$	$\hat{\lambda}$	D_s	D_{sc}	D_c
1月2月	390	310	80	1.471	.9182	0.905	0.049	14.35	45.64	39.97
2月3月	374	241	133	1.046	.8209	0.982	0.202	15.30	43.95	32.56
3月4月	391	241	150	1.186	.8358	0.944	0.109	16.07	35.10	29.28
4月5月	358	249	109	1.463	.8870	0.906	0.135	16.00	33.50	29.68
5月6月	293	181	112	1.301	.9153	0.923	0.111	17.49	35.65	31.90
6月7月	297	207	90	1.244	.8964	0.932	0.162	17.86	50.10	36.29
7月8月	304	214	90	1.243	.9097	0.933	0.131	16.31	41.89	36.13
8月9月	326	215	111	1.191	.8625	0.943	0.111	16.94	41.83	32.30
11月12月	283	203	80	1.037	.9380	0.985	0.104	20.35	70.11	57.62
1983年平均失業期間								16.74	44.20	35.98

三、Cox迴歸結果

在估計完整失業期間的第一個步驟中（計算 D_{SC} ），我們先用 Cox 迴歸估計影響失業「轉機函數」（脫離失業苦海的機率）的各解釋變數係數（此亦即數學附錄 A3.5 式之概似函數的估計係數；參見 A.3 之第(1)部分）。底下報告這些係數的估計結果。本文設定影響轉機函數的變數，包括：

性別：以男性為1，女性為0的虛擬變數；

有偶：婚姻狀況虛擬變數，以配偶仍在者為1，餘為0；

教育：教育年數；

親友：第一個求職方法虛擬變數，以托親友師長介紹者為1，餘為0；

廣告：第二個求職方法虛擬變數，以向民間職業介紹所或應徵廣告者為1，餘為0；

政府：第三個求職方法虛擬變數，以尋找政府就業輔導或考試分發者為1，餘為0；

（以上三類求職方法，在 LFS 調查問卷上是複選題。）

經驗：曾有工作經驗者為1，初次尋職者為0；以及

年齡：年齡歲數。

迴歸係數結果分別列在表六（所有失業者）與表七（只包括有工作經驗的失業者）。由表中的估計係數可見：(1) 男性有較高的「轉機機率」一即較易脫離失業，亦即有較短的失業期間，但性別間的差異並不是很顯著；(2) 有偶的失業者失業期間較短；(3) 教育程度愈高者，失業期間愈長，愈會「繼續尋找工作」；(4) 三種求職方式的迴歸係數，如有統計上顯著者，必然是負值，表示多用一種求職方法，其「轉機機率」愈低，愈不容易脫離失業行列，此與一般的了解相

反，這可能就是所謂的「樣本選擇性偏誤」(sample selection bias)；(5)有工作經驗的人，在二至五月間（1983年）離開失業的機率，明顯地較初次尋職者為高，其餘月份差異不大；(6)年齡愈大者愈難從失業苦海中脫身。

以上迴歸估計結果，與理論上可做的預期都無不合，但「求職方法」例外。原來我們也預期多一種找工作的管道，應會減少失業期間。迴歸得到相反的結果，似告訴我們樣本可能存在有選擇性偏誤，因為「找到工作的人，多已不在失業行列了」。雖然本文所包括的樣本，有約四分之一是已結束失業狀態下的完整失業期間，但顯然更快找到工作的人更不容易被包括在樣本內，因此有必要做樣本選擇偏誤的調整（如用Heckman兩階段方法等），即先做「失業與否」的迴歸，找出失業期間遺漏的變數（設定誤差），再對「失業期間」進行迴歸分析。

伍、結語

適用失業保險制度所需的失業期間，若直接以勞動力調查所獲的失業期間平均估算，將產生兩類可能的錯誤：第一類是「統計上的誤差」，第二類是「行為誤差」。後者是肇因於失業保險實施前後人們可能的行為模式改變；這類誤差不是本文討論主題。本文是以估計統計誤差為目的。目前世界最通用的「勞動力調查」所獲資料，其失業期間會有兩種統計失誤：一是觀察不到失業的全程期間，因此使調查的失業期間低估了完整的失業期間；另一種是調查樣本比較不容易抽到失業期間短的失業者，使得調查的失業期間高估了完整的失業期間。本文分兩階段估計這兩個失誤，所得到的平均完整失業期間略高於調查所獲期間的兩倍。

大多數的統計推算都難適用到所有層面，因此須先「預設立場」，

表六：Cox迴歸係數與t值——全部樣本

月份	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	11-12
性別	.29 (1.33)	.51 (2.57)	.26 (1.44)	.28 (1.39)	.21 (1.02)	.17 (0.88)	.26 (1.38)	.06 (0.32)	.14 (0.67)
有偶	.66 (2.27)	.0002 (0.00)	.74 (3.68)	-.03 (0.13)	.02 (0.09)	-.09 (0.30)	.43 (1.49)	.50 (2.12)	.19 (0.73)
教育	-.01 (0.26)	-.10 (3.53)	-.04 (1.47)	-.07 (2.21)	-.09 (2.92)	-.05 (1.63)	-.07 (1.98)	-.07 (2.46)	-.07 (2.06)
親友	.32 (1.49)	-.34 (1.95)	-.19 (1.22)	-.23 (1.23)	-.19 (0.99)	-.1560 (0.81)	.0599 (0.31)	-.25 (1.48)	.12 (0.60)
廣告	-.72 (3.62)	-.79 (4.44)	-.59 (3.84)	-.43 (2.41)	-.54 (3.08)	-.6581 (3.49)	-.3796 (2.20)	-.57 (3.52)	-.32 (1.69)
政府	-.69 (1.99)	-.68 (1.93)	.11 (0.44)	-.62 (2.32)	-.55 (1.83)	-1.115 (3.54)	-.5291 (1.89)	-.65 (2.47)	-.31 (1.14)
經驗	-.0003 (0.00)	.46 (2.27)	.42 (2.19)	.20 (1.02)	.36 (1.64)	-.05 (0.23)	-.28 (1.50)	.12 (0.69)	.10 (0.47)
年齡	-.04 (3.42)	-.03 (2.89)	-.03 (3.82)	-.04 (3.44)	-.03 (2.59)	-.01 (0.78)	-.04 (3.31)	-.03 (3.12)	-.02 (1.89)
失業期間	16.55	18.47	19.37	17.74	18.53	17.13	14.77	16.10	21.63
對數概似	-611	-895	-1049	-814	-735	-720	-847	-1011	-654
$\chi^2(8)$	41.93	62.46	50.58	30.11	34.35	35.06	32.11	35.78	16.72
觀察個數	531	492	525	478	421	532	542	576	431

表七：Cox迴歸係數與t值——有工作經驗者

月份	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	11-12
性別	.03 (0.11)	.46 (2.01)	-.02 (0.08)	.18 (0.76)	.18 (0.76)	.15 (0.54)	.24 (0.87)	-.26 (1.04)	-.17 (0.60)
有偶	.66 (2.14)	-.01 (0.05)	.85 (3.69)	.19 (0.72)	.19 (0.72)	-.24 (0.78)	.33 (1.01)	.44 (1.71)	.24 (0.88)
教育	-.005 (0.11)	-.11 (3.45)	-.04 (1.47)	-.06 (1.83)	-.06 (1.83)	-.11 (2.97)	-.08 (1.86)	-.05 (1.34)	-.10 (2.33)
親友	.18 (0.67)	-.26 (1.31)	-.15 (0.86)	-.24 (1.09)	-.24 (1.09)	-.65 (2.72)	-.22 (0.89)	-.42 (1.91)	.21 (0.78)
廣告	-.80 (3.26)	-.78 (3.83)	-.64 (3.55)	-.55 (2.57)	-.55 (2.57)	-.77 (3.10)	-.39 (1.67)	-.61 (2.88)	-.44 (1.83)
政府	-.35 (0.79)	-.73 (1.38)	-.21 (0.51)	-.45 (1.30)	-.45 (1.30)	-.46 (2.81)	-.43 (0.86)	-.36 (2.99)	-.37 (0.94)
年齡	-.04 (2.85)	-.03 (2.88)	-.04 (3.79)	-.05 (3.69)	-.05 (3.69)	-.02 (1.58)	-.04 (3.03)	-.02 (1.75)	-.03 (1.96)
失業期間	14.34	15.30	16.06	16.00	16.00	17.85	16.30	16.93	20.35
對數概似	-374	-658	-745	-512	-512	-396	-414	-527	-369
χ^2 (7)	22.64	36.26	35.34	24.02	24.02	35.36	17.02	23.95	17.39
觀察個數	390	374	391	358	358	297	304	326	283

以期達成其特定功能。本文是以估計失業保險制度之設計所需的失業期間為目的，因此有些設定可能不適用於其他用途。例如，我們把「離開勞動市場」（成為『非勞動力』）者視成「仍在失業」處理；這是考慮到他們很可能在失業保險實行後會有這種行為的改變。我們認為這種處理方法比較實際，在一定程度內也是同時考慮了前述的「行為誤差」。另外，調查資料對極短期失業者明顯的遺漏，但就失業保險相關的失業期間而言，卻是可以忽略的；因為請領失業補貼，通常有「失業一定期間以上」的必要條件。唯以上兩點都有增長失業期間的作用，這或許是本文估計之完整失業期間比預期為長的部份理由。我們當然也體會到本文估計結果的一些缺點；例如，在Cox迴歸上未處理可能有的「樣本選擇性偏誤」，此一偏誤雖無關推估失業期間之正確性，但仍然是未來有待努力的地方。

數學附錄

A1. 基本定義

令 T 為失業期間， $T \in (0, \infty)$ ， $f(t)$ 表示 T 的機率分配 (p.d.f.)，則：

$$F(t) = \Pr(T \leq t) = \int_0^t f(t)dt \quad (\text{A1.1})$$

為 T 的累積機率分配，表示失業期間不超過 t 期的機率。

此外，吾人將失業期間至少為 t 期的機率，定義為「殘存函數」 (survivor function; S)：

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = \int_t^{\infty} f(t)dt = 1 - F(t) \quad (\text{A1.2})$$

$$S(0) = 1, \quad S(\infty) = \lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0$$

假設某人已經失業 t 期，則他在 t 的瞬間離開失業狀態（包括就業與

退出勞動市場)的條件機率,定義為「轉機函數」(hazard function):

$$\begin{aligned}
 h(t) &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \\
 &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq T \leq t + \Delta t)}{\Delta t \cdot Pr(T \geq t)} \\
 &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \cdot \frac{1}{S(t)} \\
 &= \frac{dF(t)/dt}{S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \tag{A1.3}
 \end{aligned}$$

因為 $f(t) = F'(t) = -S'(t)$, 由(A1.3)式可得:

$$h(t) = \frac{-S'(t)}{S(t)} = -\frac{d}{dt} \ln S(t), \quad \text{故}$$

$$\ln S(t)|_0^t = -\int_0^t h(t)dt, \quad \text{所以}$$

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(t)dt\right) \tag{A1.4}$$

$$f(t) = h(t)S(t) = h(t)\exp\left(-\int_0^t h(t)dt\right) \tag{A1.5}$$

以上討論,都在連續的時間上,若時間為間斷(discrete),可以類推。

令 T 表示失業期間,是一個間斷的隨機變數,其機率函數(p.f.):

$$P(t_j) = Pr(T = t_j) \quad j = 1, 2, \dots$$

則殘存函數為:

$$S(t) = Pr(T \geq t) = \sum_{j:t_j \geq t} P(t_j), \quad S(0) = 1, S(\infty) = 0$$

轉機函數為:

$$h(t_j) = Pr(T = t_j | T \geq t_j) = \frac{P(t_j)}{S(t_j)} \quad j = 1, 2, \dots$$

$$P(t_j) = S(t_j) - S(t_{j+1})$$

$$\begin{aligned} h(t_j) &= \frac{S(t_j) - S(t_{j+1})}{S(t_j)} \\ &= 1 - \frac{S(t_{j+1})}{S(t_j)}, \quad \text{所以} \end{aligned}$$

$$S(t) = \prod_{j:t_j < t} [1 - h(t_j)]$$

A2. 特定的機率分配—以Weibull分配為例

處理「設限資料」(censored data)時，需要假設殘存函數的特定機率分配，再以資料去估計最大概似法(M.L.E.)下的參數值。這些分配，包括「指數」(exponential)、Weibull、gamma、logistic、與「對數常態」(log-normal)等；不同的分配可以表示不同型式的殘存函數；以下以Weibull分配為例。Weibull分配假設殘存函數如下：

$$S(t) = \exp(-(\lambda t)^\beta) \quad (\text{A2.1})$$

其中，參數 β 值影響分配的形狀，稱為「輪廓參數」(shape parameter)； λ 值改變時間的單位，稱為「尺度參數」(scale parameter)。如此，失業期間的機率分配則為：

$$f(t) = \frac{-dS(t)}{dt} = \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1} \exp(-(\lambda t)^\beta) \quad (\text{A2.2})$$

而由(A1.3)式，可知轉機函數為：

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1} \quad (\text{A2.3})$$

失業期間的期望值：

$$\begin{aligned} E(t) &= \int_0^\infty f(t)t dt \\ &= \int_0^\infty \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1} \exp(-(\lambda t)^\beta) t dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{\infty} t e^{-u} du \quad \text{令 } u = (\lambda t)^\beta, du = \lambda \beta (\lambda t)^{\beta-1} dt \\
&= \int_0^{\infty} \lambda^{-1} [(\lambda t)^\beta]^{\frac{1}{\beta}} e^{-u} du \\
&= \lambda^{-1} \int_0^{\infty} u^{(1+\frac{1}{\beta})-1} e^{-u} du \\
&= \lambda^{-1} \Gamma(1 + \frac{1}{\beta}) \tag{A2.4}
\end{aligned}$$

Γ 為 Gamma 函數，且

$$\Gamma(1+k) = \int_0^{\infty} e^{-u} u^k du$$

若 $\beta = 1$ ，則 $S(t) = \exp(-\lambda t)$ 為一指數分配，其對應的各種函數為：

$$f(t) = \lambda \exp(-\lambda t)$$

$$h(t) = \lambda$$

$$E(t) = \lambda^{-1} \Gamma(2) = \frac{1}{\lambda}$$

換言之，指數分配是 Weibull 分配中 $\beta = 1$ 的一個特例。

一個與 Weibull 分配相關的分配，可將轉機函數轉成對數線性的形式，也就是「極值分配」(extreme-value distribution)。

前面已經知道在 Weibull 分配中：

$$S(t) = \exp(-(\lambda t)^\beta)$$

令 $y = \ln t$ ，亦即， $t = e^y$ ，則

$$\begin{aligned}
S(y) &= \exp(-\lambda^\beta [\exp(y)]^\beta) \\
&= \exp(-[\exp(y - \mu)]^\beta) \quad \text{其中 } \mu = -\ln \lambda, \lambda = e^{-\mu} \\
&= \exp(-\exp(\frac{y - \mu}{\sigma})) \quad \sigma = \frac{1}{\beta} \tag{A2.5}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 f(y) &= \frac{-dS(y)}{dy} \\
 &= \frac{1}{\sigma} \exp\left(-\exp\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)\right) \cdot \exp\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right) \\
 &= \frac{1}{\sigma} \exp\left(\frac{y-\mu}{\sigma} - \exp\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)\right) \quad (A2.6)
 \end{aligned}$$

A3. 比例轉機模型

轉機函數除了是 t 的函數之外，也受其他解釋變數的影響。令 $X = (x_1, \dots, x_p)$ 是 $1 \times p$ 的矩陣，比例轉機模型(Proportional hazard model) 假設 t 與 X 獨立，轉機函數在 X, t 上可分：

$$h(t|X) = h_0(t)g(X) \quad (A3.1)$$

其中 $h(t|X)$ 表示在給定 X 下的轉機函數。 $h_0(t)$ 稱為「基線轉機函數」(baseline hazard function)，為 $X = 0$ 時的轉機函數的值。 $g(X)$ 為 X 的函數，描繪解釋變數對 $h(t|X)$ 的影響，通常設為 $\exp(Xb)$ ， b 為其係數，是一 $p \times 1$ 之矩陣， $\exp(0b) = 1$ 。

$$\begin{aligned}
 S(t|X) &= \exp\left(-\int_0^t h(t|X)dt\right) = \exp\left(-\int_0^t h_0(t)dt\right)g^{(X)} \\
 &\equiv S_0(t)g^{(X)} \quad (A3.2)
 \end{aligned}$$

其中 $S_0(t) = \exp\left(-\int_0^t h_0(t)dt\right)$ 稱為「基線殘存函數」(baseline survivor function)，也就是 $X = 0$ 時的殘存函數：

$$S(t|0) = S_0(t)$$

此模型假設每個人有相同的 $S_0(t)$ 與 $h_0(t)$ ，個別差異表現在 $g(X)$ 上。以下分別說明其估計程序。

(1) 估計 b

$$\begin{aligned}
 f(t|X) &= h(t|X)S(t|X) \\
 L(b, h_0(t)) &= \prod_{i \in C} f(t|X_i) \prod_{i \in D} S(t_i|X) \\
 &= \prod_{i \in C} h(t|X_i)S(t|X_i) \prod_{i \in D} S(t_i|X) \\
 &= \prod_{i=1}^n S(t|X_i) \prod_{i \in C} h(t|X_i) \\
 &= \prod_{i \in C} h_0(t)e^{X_i b} \prod_{i=1}^n S_0(t)e^{X_i b} \\
 &= \prod_{i \in C} \left(e^{X_i b} / \sum_{t \in R_i} e^{X_t b} \right) \\
 &\quad \prod_{i \in C} \left(h_0(t_i) \sum_{t \in R_i} e^{X_t b} \right) \prod_{i=1}^n S_0(t_i)e^{X_i b} \quad (A3.3)
 \end{aligned}$$

式中， C 為完整資料， D 為設限資料。其中 R_i 表示 t_i 前仍存在的樣本。

在此，吾人僅極大化第一項，稱為「局部概似」(partial likelihood)：

$$L_1(b) = \prod_{i \in C} \left(e^{X_i b} / \sum_{t \in R_i} e^{X_t b} \right) \quad (A3.4)$$

其中，

$$\begin{aligned}
 e^{X_i b} / \sum_{t \in R_i} e^{X_t b} &= h_0(t)e^{X_i b} / \sum_{t \in R_i} h_0(t)e^{X_t b} \\
 &= h(t|X_i) / \sum_{t \in R_i} h(t|X_t)
 \end{aligned}$$

為一條條件機率，表示在 t 時，樣本 i 的「轉機率」(hazard rate) 佔所有樣本的轉機率和的比例。如此，可在不知 $h_0(t)$ 的情況下，估計 b 。

如前所述，將時間軸分成 $k+1$ 組，以 t_i 為界，則：

$$L_1(b) = \prod_{i=1}^k e^{S_i b} / \left(\sum_{\ell \in R_i} e^{X_{\ell} b} \right)^{d_i} \quad (\text{A3.5})$$

其中 $S_i = \sum_{i \in D} X_i$ ， d_i 為在 t_i 結束的樣本數。取對數概似，

$$\ln L_1(b) = \sum_{i=1}^k S_i b - \sum_{i=1}^k d_i \ln \left(\sum_{\ell \in R_i} e^{X_{\ell} b} \right) \quad (\text{A3.6})$$

$$\frac{\partial \ln L_1}{\partial b_r} = \sum_{i=1}^k \left(S_{ir} - d_i \sum_{\ell \in R_i} X_{\ell r} e^{X_{\ell} b} / \sum_{\ell \in R_i} e^{X_{\ell} b} \right) \quad r = 1, \dots, p \quad (\text{A3.7})$$

其中， S_{ir} 為 $S_i = (S_{i1}, \dots, S_{ip})$ 的第 r 項。

$$\begin{aligned} I_{rs}(b) &= - \frac{\partial^2 \ln L_1}{\partial b_r \partial b_s} \\ &= \sum_{i=1}^k d_i \left[\sum_{\ell \in R_i} X_{\ell r} X_{\ell s} e^{X_{\ell} b} / \sum_{\ell \in R_i} e^{X_{\ell} b} - \left(\sum_{\ell \in R_i} X_{\ell r} e^{X_{\ell} b} \right) \right. \\ &\quad \left. \left(\sum_{\ell \in R_i} X_{\ell s} e^{X_{\ell} b} \right) / \left(\sum_{\ell \in R_i} e^{X_{\ell} b} \right)^2 \right] \end{aligned} \quad (\text{A3.8})$$

式中， $r, s = 1, \dots, p$ 。一階條件為：

$$\frac{\partial \ln L_1}{\partial b_r} = 0, \quad r = 1, \dots, p \quad (\text{A3.9})$$

可以由Newton-Raphson法求得 $b = (b_1, \dots, b_p)$ ，而 \hat{b} 的變異數可由 $I_{rs}(\hat{b})$ 求得。

(2) 估計 $\hat{S}(t|X)$

$$\begin{aligned} L &= \prod_{j=1}^k \left[S(t_j | X_j) - S(t_j + 0 | X_j) \right]^{d_j} \prod_{j=1}^{k+1} \left(\prod_{i=1}^{\lambda_j} S(L_i^j | X_i^j) \right) \\ \hat{S}_0(t_1) &= S_0(L_i^1) = 1 \quad i = 1, \dots, \lambda_1 \\ \hat{S}_0(t_j + 0) &= \hat{S}_0(t_{j+1}) \\ &= \hat{S}_0(L_i^{j+1}) \quad i = 1, \dots, \lambda_{j+1}, \quad j = 1, \dots, k \end{aligned} \quad (\text{A3.10})$$

令 $S_0(t_j + 0) = P_j$ ($j = 1, \dots, k$), $\alpha_j = \frac{P_j}{P_{j-1}}$, 最後可得：

$$\hat{\alpha}_j = \exp\left(\frac{-d_j}{\sum_{t \in R_i} \exp(X_t \hat{b})}\right) \quad (\text{A3.11})$$

$$\begin{aligned} \hat{S}_0(t) &= \prod_{j:t_j < t} \hat{\alpha}_j \\ \hat{S}(t|X) &= [\hat{S}_0(t)]^{e^{X\hat{b}}} \end{aligned} \quad (\text{A3.12})$$

到這裡，我們不必用到 $h_0(t)$ 與 $S_0(t)$ 的特定分配，就可以估計 \hat{b} ，即解釋變數對轉機函數的影響。但是，若我們想求失業期間的期望值 (mean) 與標準誤，則必須導入特定的函數型式。以 Weibull 分配為例：

$$\begin{aligned} S_0(t) &= \exp(-(\lambda t)^\beta) \\ -\ln S_0(t) &= (\lambda t)^\beta \end{aligned}$$

前面已知 $\beta = 1$ 時為指數分配，故 $-\ln \hat{b}(t)$ 與 t 的圖形應為直線，其斜率即為 $\hat{\lambda}$ 。

$$\ln[-\ln(S_0(t))] = \beta \ln \lambda + \beta \ln t \quad (\text{A3.13})$$

在 $\ln[-\ln(\hat{S}_0(t))]$ 相對於 $\ln t$ 的圖形亦為直線，其斜率即為 $\hat{\beta}$ 。若截距為 c ，則 $\hat{\lambda} = \exp(c/\hat{\beta})$ 。

$$\begin{aligned} f(t|X) &= h(t|X)S(t|X) \\ &= \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1}g(X)\exp(-(\lambda t)^\beta g(X)) \end{aligned} \quad (\text{A3.14})$$

$$\begin{aligned} E(t^r|X) &= \int_0^\infty f(t|X)t^r dt \\ &= \int_0^\infty \lambda^\beta \beta g(X)t^{\beta-1+r} \exp(-(\lambda t)^\beta g(X)) dt \\ &= \int_0^\infty t^r e^{-u} du \quad u = (\lambda t)^\beta g(X), \quad du = \lambda\beta(\lambda t)^{\beta-1} g(X) dt \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_0^{\infty} [(\lambda t)^{\beta} g(X)]^{\frac{r}{\beta}} \lambda^{-r} g(X)^{-\frac{r}{\beta}} e^{-u} du \\
&= \left(\int_0^{\infty} e^{-u} \cdot u^{(1+\frac{r}{\beta})-1} du \right) \lambda^{-r} g(X)^{-\frac{r}{\beta}} \\
&= \lambda^{-r} g(X)^{-\frac{r}{\beta}} \Gamma\left(1 + \frac{r}{\beta}\right)
\end{aligned} \tag{A3.15}$$

Γ 爲 Gamma function ,

$$\Gamma(1+k) = \int_0^{\infty} e^{-u} u^k du$$

$$\begin{aligned}
\hat{E}(t|X_i) &= \lambda^{-1} g(X)^{-\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \\
&= \lambda^{-1} \exp(X_i \hat{b})^{-\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)
\end{aligned} \tag{A3.16}$$

$$\begin{aligned}
\text{Var}(t|X_i) &= E(t^2|X_i) - [\hat{E}(t|X_i)]^2 \\
&= \lambda^{-2} \exp(X_i \hat{b})^{-\frac{2}{\beta}} \\
&\quad \left[\Gamma\left(1 + \frac{2}{\beta}\right) - \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right)^2 \right]
\end{aligned} \tag{A3.17}$$

至此，大功告成。

註 釋

- 1 但根據「台中市民眾失業救助實施要點」第二點：『本項民眾失業救助經費由本府相關項目或年度預算或社會救濟會報支應。』可知此項失業救助並非由勞資負擔的「保險」制度，而是完全由政府一般經費撥付的定額救濟。
- 2 既然如此，為何「個別失業者」在沒有失業保險制度下，不會自願增加失業期間以求提高工資（生產力）呢？為什麼社會整體來做就可以呢？不錯，事實上我們無法保證增加失業期間可以「提高效率」。但如果個別失業者更偏向風險逃避者、（人力資本

的) 資金市場更不完全, 則個別失業者個人效用最大的失業期間小於社會福利最大失業期間的可能性就更高, 此時失業保險愈可發揮其效率功能。換言之, 增長失業期間而可提高效率的「可能性」, 是存在的。

- 3 這裡所謂的「不齊頭」或不同「起點」的起點, 仍然是真正的起點, 因此並不是「兩端設限」(two-tail censored) 中的「左尾設限」(left-tail censored), 也不是 Lawless (1982, pp. 31-32) 所謂的「第一型誤差」(type 1 error); 它是指未隨機考慮到所有同一起點開始的失業期間。在其他限設課題的研究中, 雖不必然都要有從同一時點開始, 但卻沒有類似失業期間的「不隨機起點」誤差。
- 4 圖一中的七個人假設均為 1991 年 1 月與 2 月的重複樣本。 S_1 是一月份失業但二月份非失業者的樣本, 這種人在某些假設下(見表二), 可推估出完整的失業期間。 S_2 是一、二月均失業的樣本, 由於他必然不在三月份的調查樣本內, 故只有限設的失業期間。 S_5 則是一月份非失業而二月份失業的樣本, 故也只有不完整的設限失業期間。
- 5 圖二數字是該月所有失業者的樣本資料, 亦即, 不限於兩個月重複樣本, 但也不是母體推估值。因此與主計處的人力資源統計月報上之資料不完全相同。
- 6 這應是失業兩週的人陡升的主要原因, 因為這些人若第二週仍然失業, 則他們不會有失業一週的紀錄, 卻會有失業兩週的紀錄。

參考資料

吳忠吉

- 1983 「高雄加工出口區勞工離職率之再研究」, 經濟論文叢刊 11:33-60。

林荔華

- 1988 「專上畢業生在職尋職行為之探討」，*經濟論文叢刊*16(3): 415-438。

施志調

- 1990 「台灣勞動市場搜尋行為之實證研究」，台大經濟學碩士論文。

張清溪

- 1986 「勞動力之定義與衡量」，*經濟學百科全書*（第七編，于宗先主編，台北：聯經），頁165-172。

詹火生

- 1990 「我國實施失業保險意見調查之研究」（6月），台閩地區勞工保險局。

劉亮吟

- 1984 「失業成因之探討」，台大經濟學碩士論文。

Akerlof, G. & B. Main

- 1980 "Unemployment Spells and Unemployment Experience," *American Economic Review* 70(3):885-893.
- 1981 "Experience-Weighted Measure of Employment and Unemployment Durations," *American Economic Review* 71(5):1003-1011.

Atkinson, Anthony B. & John Micklewright

- 1985 *Unemployment Benefits and Unemployment Duration: A Study of Men in the United Kingdom in the 1970s*. London: London School of Economics and Political Science, Suntory-Toyota International Centre for Economics and Related Disciplines.

Burdett, Kenneth *et al.*

1984 "Earnings, Employment and the Allocation of Time Over Time," *The Review of Economic Studies* 51(4):559-78.

Burdett, Kenneth, Nicholas M. Kiefer, & Sunil Sharma

1985 "Layoffs and Duration Dependence in a Model of Turnover," *Journal of Economics* 28(1):51-69.

Chang, Hyun-Joon

1985 "Age and the Length of Unemployment Spells: A Structural Hazard Analysis." Ph.D. Dissertation, Cornell University.

Chuang, Hwei-Lin

1990 "An Estimable Dynamic Model of Schooling: An Application to High School Dropout's Return to School," Ph.D. Dissertation, Columbus, Ohio, Ohio State University.

Clark, K. & L. Summers

1979 "Labor Market Dynamics and Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 13-72.

Cox, D.R. & David Oakes

1984 *Analysis of Survival Data*. London: Chapman and Hall.

Ehrenberg, Ronald G. & Ronald L. Oaxaca

1976 "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain," *American Economic Review* 66(5): 754-766.

Elbers, Chris and Geert Ridder

1982 "True and Spurious Duration Dependence: The Identifiability of the Proportional Hazard Model," *The Review of Economic Studies* 49(3):403-09.

Frank, Robert H.

- 1978 "How Long is a Spell of Unemployment?" *Econometrica* 46(2):285-302.

Gunderson, Morley Angelo Helino

- 1990 "The Effects of Public Policy on Strike Duration," *Journal of Labor Economics* 8(3):295-316.

Heckman, James & Burton Singer

- 1984 "A Method for Minimizing the Impact of Distribution Assumptions in Econometric Models for Duration Data," *Econometrica*, 52(2):271-320.

- 1985 "Social Science Duration Analysis", in their *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*. Cambridge: Cambridge University Press.

Heckman, James J. & George J. Borjas

- 1980 "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence," *Economica* 47:187, 247-83.

Kaitz, H.

- 1970 "Analyzing the Length of Spells of Unemployment," *Monthly Labor Review* 93:11-20.

Kalbfleisch, John D. & Robert L. Prentice

- 1980 *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. NY: Wiley.

Kennan, John

- 1985 "The Duration of Contract Strikes in U.S. Manufacturing,"
Journal of Econometrics 28(1):5-28.

Kiefer, Nicholas M.

- 1985 "Specification Diagnostics Based on Laguerre Alternatives for
Econometric Models of Duration," *Journal of Econometrics*
28(1):135-54.
- 1988 "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal*
of Economic Literature 26:646-79.

Kiefer, Nicholas M. & George R. Neumann

- 1979 "An Empirical Job Search Model, with a Test of the Constant
Reservation-Wage Hypothesis," *Journal of Political Economy*
87(1):89-107.
- 1981 "Individual Effects in a Nonlinear Model: Explicit Treatment
of Heterogeneity in the Empirical Job-Search Model," *Econo-*
metrica 49(4):965-979.
- 1989 *Search Models and Applied Labor Economics*. Cambridge:
Cambridge University Press.

Kiefer, Nicholas M., Shelley Lundberg & George R. Neumann

- 1985 "How Long Is a Spell of Unemployment?" *Journal of Busi-*
ness and Economic Statistics 3(2):118-28.

Lancaster, Tony

1972 "A Stochastic Model for the Duration of a Strike," *Journal of the Royal Statistical Society* 135, pt. 2:257-71.

1979 "Econometric Methods for the Duration of Unemployment," *Econometrica* 47(4):939-56.

Lawless, Jerald F.

1982 *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. N.Y.: Wiley.

Lin, Hui-Lin

1991 "*Semiparametric Estimation in Censored Regression Models*," Ph.D. Dissertation, Economics Department at Brown University.

Nickell, Stephen J.

1979 "Estimation the Probability of Leaving Unemployment," *Econometrica* 47(5):1249-66.

Salant, S. W.

1977 "Search Theory and Duration Data: A Theory of Sort," *The Quarterly Journal of Economics* 91:39-57.

Sider, Hal

1985 "Unemployment Duration and Incidence: 1968-82," *American Economic Review* 75(3):461-72.

Struthers, C. A. & John D. Kalbfleisch

1986 "Misspecified Proportional Hazard Models," *Biometrika* 73(2): 363-69.

勞基法、延長工時與台灣的勞動市場*

李誠** 吳惠林***

壹、前言

四十年來，台灣的經濟一直呈現快速的成長，促成此種高經濟成長率的因素很多，其中，勞動市場未受制度性因素干擾而能充份發揮其市場功能，使人力資源得以充分運用，無疑是一個重要的原因（李誠，1980；張清溪、吳崇慶，1983；吳惠林，1985）。

然而，自1980年以來，此種情況已經有所改變，因為自1980年中期以後，政府通過了一系列的勞工法，有意無意地干擾勞動市場的運作，其中尤以1984年年中所通過的「勞動基準法」（簡稱勞基法）影響最深，原因在於該法的涵蓋面最廣，除部分服務業、商業、金融業以外的其他行業均在此法的涵蓋範圍內。此外，勞基法所訂的標準亦甚高，有不少項目如資遣費、退休金等甚至超過英、美、日、德等工業化國家的標準(San, 1989)。甚至在立法時，又有若干重大的錯誤。比如：其他國家的立法都採既往不究，並有一段調適期方開始完全生效，而台灣的勞基法既未給予調適的階段，在年資方面更採「追溯既往」的規定，就好比祖父犯罪要孫子坐牢。另外，工時的條文又過於僵硬，使業者無所適從。其結果是民怨四起，一時修法之聲大噪。

* 作者感謝林忠正及高長教授以及兩位匿名審查者對本文所作寶貴的建議。本文之完成也得感謝研究助理郭明芬、蔡佩君、許美玉，以及戴德珍四位小姐的幫忙。

** 中華經濟研究院副院長。

*** 中華經濟研究院研究員。

在經過長達六年修法的討論後，行政院最近已完成勞基法修正草案，並送往立法院審議。在修正草案中，政府已將爭議最多的資遣費與退休金從現行勞基法抽出，歸併於其他法律，如資遣費併入失業保險法，退休金則與勞保的老年給付金合併另創「老年年金給付」制度等。有關工時的部份，修正草案中亦授權廠商更具彈性的處理，以減少他們在配合法律時的困擾。然而，在勞基法修正草案通過後，並不表示其干擾勞動市場運作的部份已經去除或此法對勞動市場運作不再會產生不良後果；事實上，勞基法中有關工時、延長工時、加班費等的規範，不但會在個體經濟層面影響到廠商加班的彈性、員工加班的機會與所得，而且也會在總體經濟層面影響一國的勞動供給、所得分配、國內市場的需求；所有以上的因素都會直接影響一國的經濟成長率。因此，勞基法中工時規範部份的重要性就可想而知，立法者在訂勞基法時，對此部份的經濟效果應作審慎的考慮。本文的目的即在對勞基法中加班工時規範的部份作一經濟評估，探索其經濟影響，可使我們對勞基法的經濟影響能有進一步的瞭解，同時可供各界人士在討論勞基法修正草案時的參考。

本研究所用的資料主要來自行政院主計處每年五月所作的「人力運用調查」，部份資料則取自作者們對近五萬家廠商所作的調查，有效樣本為7,693家。

貳、台灣的勞基法對延長工時、加班費的規範

1984年以前，政府對工時與加班只有在工廠法中對製造業廠商有一般性的規定，但是在1984年所通過的勞基法中則有嚴格的規定，該法第30條規定，每日正常工時為8小時，每週工作總時數是48小時；在第32條規定雇主因業務上之需要而須加班時，必須徵得工會與勞工之同意並報備主管機構。加班最高時數依男女而有別：男工每日不

得超過二小時，一個月總時數不得超過46小時、女工不得超過32小時。某些特殊的行業經工會或勞工之同意後，加班時數可達4小時，但其工作總數仍不得超過上列數目（換言之，男工每週不得超過58.6小時，女工不得超過55.4小時）。勞基法又規定員工在加班時應有加班費，每日加班在2小時以內，其加班費是正常工資額的 $1\frac{1}{3}$ 倍，每日加班在2~4小時以內，其加班費是正常工資額的 $1\frac{2}{3}$ 倍。於天災或發生突發事件時，雇主得未經員工之同意而逕行要求員工在國定紀念日、或例假日加班，勞工不得拒絕，但是雇主必須支付正常工資額雙倍的薪資，並且在事後補假。與其他國家相比較，我們對延長工時規範的標準是相當的高，因為其他國家的法律，如美、日等國，只規範正常工時與加班費兩個層面，有些國家的法律則加上雇主在加班前必須先取得員工的同意或政府的再許可，而我們的勞基法則從四個層面來規範，除規定正常工時、加班費以及雇主在加班前須徵求雇員與工會的同意並報備主管機關之外，又有最高加班工時限額的規定。

參、廠商使用延長工時的目 的

在評斷政府規範延長工時與加班費是否適當之前，我們得先討論廠商使用延長工時而不另行增聘員工的理由，本節先討論廠商的行為，下節再論政府的規範。一般而言，廠商使用延長工時最重要的理由有下列四項：

一、彈性管理

延長工時可以在不增加招募、訓練等人事費用，不增加額外設備、廠房等情況下，滿足突發事件、臨時性、以及季節性訂單波動的需求。

二、紓解勞力短缺現象

延長工時使用的另外一項功用是當勞力短缺以致廠商招募困難，無法覓得合適的員工時，可以引用延長工時以現有的工人之加班工作

來彌補人力的不足，比如說，在主計處1990年一項調查中即發現，台灣的工業與服務業廠家有24%是以增加工時來應付他們勞力短缺的現象（受雇員工動向調查報告，1990，表46）。不過，這只是一個暫時的辦法，解決人力短缺的長期辦法是員工生產力的提高與生產的自動化。簡言之，延長工時乃是一個解決短期問題而不是解決長期問題的工具。

三、穩定勞工

延長工時使用的第三種目的在於減少員工的流動。在某些國家或某些行業，員工源於所得或其他因素的影響，比較喜歡加班，藉以增加收入。如圖一所示，當工資 OW_1 時，甲每週想工作55小時，但是公司的標準工時是每週48小時，所以甲的總效用只在 I_1 無異曲線上，假如他換到有加班工時的公司，他的總效用可提昇到 I_2 。英國的公司常以加班時數作為吸引新員工的條件(Evans, 1975, p.100)

四、減低成本並充分利用現有設備

延長工時使用的第四個目的是減低勞動成本及他種成本，當正規員工加班的時候，廠商不需要再支付勞保等福利項目，亦不需要增置設備、加建廠房，因而得以減低生產的固定成本。

肆、政府規範延長工時的目的

政府為什麼要干擾勞動市場的運作、規範廠商對延長工時的使用，大體而言，可以分為下列三個目的討論：

一、確保延長工時的暫時性特性

如上節所述，延長工時是廠商維持彈性管理的工具，但是，若要達成此目的，延長工時必須維持其短期性、暫時性，一旦延長工時轉變成經常性、長期性時，延長工時便失去其彈性管理的功能。為了避免廠商使用延長工時變成習慣，將短期措施變成長期行為，政府有必

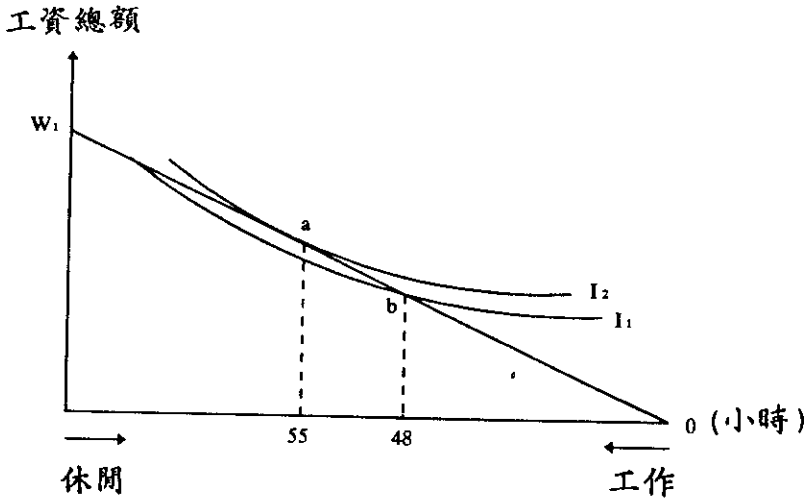
要使用法律的手段，規定延長工時使用的條件，加班時數的上限，以及加班費，目的在增加廠商使用延長工時的成本，降低他們使用延長工時的意願。

二、市場失靈 (market failure) 的彌補

一般經濟學家認為政府對勞動市場的運作，不該予以干擾，唯有在市場失靈的情況下政府才可以插手。市場失靈是指「市場機能在充分發揮下不能如所預期地圓滿達成經濟效率」的現象（張清溪、許嘉棟、劉鶯釧、吳聰敏，1991，頁300），造成市場失靈的因素很多，其中一項是外部性 (externalities)。

如圖一所示，當工資率是 OW_1 時，甲願意每週工作 55 小時，雇主於是在正常工時 48 小時之外，另給甲 7 小時的加班工作，而仍支付他正常工時的工資率，此時，甲很滿意，因為他的效用由 I_1 上升至 I_2 ，同時雇主也達到最低成本的目的，市場達成均衡。然而，甲與他的雇主都沒有考慮到外部的社會成本。當甲經常加班的時候他壟斷了就業機會，使失業的人無法取得工作，而失業是社會的一種成本。此外，當甲經常從事長時間的工作，即使他覺得本身的健康極佳，可以擔任長時間的工作以便多賺點錢，但是他不知道長時間的工作會影響到他的健康，長工時又會使他疲倦，因而發生工業意外，此時假如甲是公車司機，他的長工時工作更直接地威脅到乘客的安全，乘客的安全受威脅也是社會成本。因此，我們可以得知，當勞動市場充分發揮其功能時，當事人未必將外部成本納入其考慮因素中，因而造成市場的失靈。為了保護社會大眾的福利，政府有義務對當事人的行為予以干涉。比如，此處政府對工時的限制與加班費的規定是將社會成本以租稅的方式（加班費）歸於廠商，使其產品能充分反應出真實的成本。以下是針對二種外部成本的進一步分析與說明：

圖一



1. 就業機會分攤與所得分配

在本世紀初，一般工業化國家以及國際勞工局所提倡對加班工時的限制，大多是基於減少工時、改善員工健康的理由。但是，在1970年期間，多數工業化國家對工時的限制是希望透過對加班工時與正常工時的規範，減少每就業員工的工時，進而將剩餘的工時分攤給失業人口，以減少失業率，於是減低工時便成為政府達成充分就業的一種工具(Hart, 1986)。此論說的經濟理論基礎是非常簡明的，假如在資本與其他設備都不變動的短期下，廠商產品的產量與其雇用員工的人數及工時的長短便有一密切的關係，也就是說

$$Q = f(L, H) \quad (1)$$

式(1)中的 Q 是產量， L 是雇用員工人數， H 是他們的工作時數，為求達到最低生產成本，廠商必然追求在員工人數及他們工時所支付的最

後一元得到等量的產品，也就是說

$$\frac{MP(L)}{MC(L)} = \frac{MP(H)}{MC(H)} \quad (2)$$

式(2)中的 $MP(H)$ 是再增加一小時工作所能得到的產品數量，而 $MC(H)$ 則指再增加一小時工作所多加的勞動成本，我們也可以將式(2)改寫成下列的式(3)

$$\frac{MP(L)}{MP(H)} = \frac{MC(L)}{MC(H)} \quad (3)$$

在此情況下，政府透過法律的規定提高加班費時產生下面的不等式

$$\frac{MP(L)}{MP(H)} > \frac{MC(L)}{MC(H)}$$

此時，廠商必然會增加員工的雇用量，使 $MP(L)$ 下降，或減少延長工時，使 $MP(H)$ 上昇。

美國的參議員 John Conyers 在 1979 年就曾經提案修改美國的勞基法，將正常工時由現行每週 40 小時減低至 35 小時，超過 35 小時之後，雇主必須支付加班費，而加班費則由現行正常工資的 $1\frac{1}{2}$ 倍增加至 2 倍。新法又規定雇主必須在徵得員工的同意後才能加班。此案雖經數度提議均遭否決，因此美國勞基法工時部份至今仍未作任何修改。假使此提案得以通過，經濟學家一般都認為，所能創造的就業機會效果不大。據他們的估計，就業機會可以增加 0.3% 至 4% 之間，而實際效果又會比此數字更小。原因是以上的估計數都是基於下列的假設，而這些假設的可能性很低 (Ehrenberg and Smith, 1988, pp.143-145)，例如：

- (1) 雇主對總勞動工時需求的工資彈性等於零，也就是說所有被減免的加班時數都會累積而轉變成全時工作。
- (2) 現行加班的員工在廠商取消加班工作後，不會到其他廠商兼差，因而不會取代部份新創的就業機會。

- (3) 生產程序可以隨意分段，不致影響將加班時數累積成全時工作的可行性。
- (4) 加班費的增加，不會導致正常工資、福利項目的增加，否則固定成本增加後反而會提高廠商使用延長工時的意願，減少新創的就業機會。
- (5) 延長工時員工的技術與失業人士的技術相當接近，二者可以互相取代。
- (6) 廠商會完全守法，不致於因加班費的增加提高了他們守法的成本，而導致更多廠商違法不支付加班費。

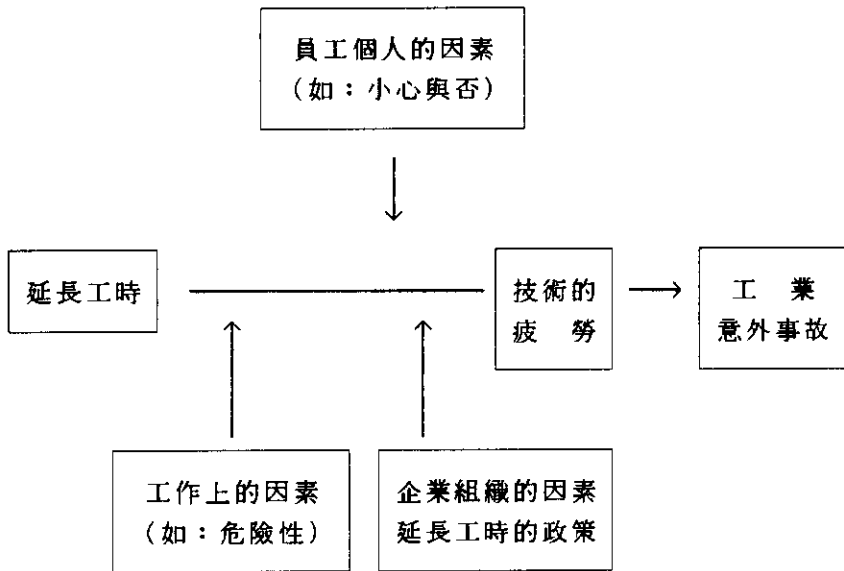
簡言之，一國若想以減低工時作為創造就業機會的工具，其成效必然不彰(Hart, 1986)。

2. 工業災害

經濟學家與社會學家一般都承認，工業意外事件與員工的工時有相當的關係。經濟學家在他們的研究中發現，政府所擬定的員工工業災害賠償法(Workers Compensation Law)與職業安全法(Occupational Safety and Health Act)對減低工業意外事件的效果不大(Russell, 1973; Chelius, 1973; Oi, 1975; Smith, 1975, 1976)這些法律都假設工業意外事件的發生是因為雇主沒有設置安全設備，責任是在雇主。但是，事實上員工本身對工業意外事件的發生也要擔負相當部份的責任。員工的小心、認真守法與否都會影響到工業意外事件的發生，工時的長短則是另外一項重要的因素，經濟學者在他們的研究中發現，加班工時與工業意外有一相當程度的關係。Vernon在他的研究中發現，即使員工在加班前一夜有充足的睡眠，加班仍會使員工的生產力減低，當加班超過每週60小時工作時數的時候，工業意外事件便有即刻增加的趨勢(Vernon, 1918, 1936)，其後Smith在其1973年的一項研究中探索加班工時與工業意外的關係，在他控制了所得、技術層次、廠商規模的大小、生產工在全體員工中的比例、新進員工的比例等因素後，發現加

班工時是造成工業意外的重要因素，其主要原因是加班使員工疲倦、精神不易集中、反應減慢，因而增加了工業意外事件。Nixon (1978), Schuster & Rhodes (1985) 在他們研究加班與工業災害時亦有類似的結論。簡言之，延長工時與工業意外事故的關係可以從圖二得知：

圖二：延長工時與工業意外事故的關係



資料來源：Schuster and Rhodes, 1985.

因此，政府對加班工時的限制，可以減低工業意外事件，加班費的徵收則可將工業意外的成本包括在生產成本之內，以彌補市場的失靈。

三、勞動市場運作不完整的補償

在一個完全競爭的勞動市場，員工可以自由選擇工作。他們按照自己的喜好選擇工作環境較佳，工時較短，但薪資較低的工作，或工作環境較差、工時較長但薪資較高的職位。在員工處於此種均衡的

狀態後，雇主若想要求員工加班，則必須給予加班費，以補償員工加班時的損失，此乃經濟學上所謂的補償性工資(Ehrenberg and Smith, 1988, Ch.8)。

但是制度性學派的勞工經濟學者指稱，這是古典經濟學派的烏托邦；此種勞動市場情況實際上不可能出現，其原因是工時與工資一樣有其僵固性，不是可以隨意調整的。以日本為例，他們的工作期間從不以小時計算，都是以日或週作為計算單位。此外，古典學派假設員工可以在不同的廠商間選擇工時的長短，制度學派認為這是不可能的，工時的變動要整個行業、甚至整個部門，如全部的公營事業或全部的製造業一起調整，此學派又認為由於競爭的關係，同一行業內的廠商之工時制度很難有很大的差異，因為如此會造成他們成本上的差異，不利於競爭，因此員工不可能在不同的廠商中選取其工時。換言之，當古典經濟學派完全競爭的勞動市場不存在的時候，員工便無法自由選取最適合自己工時偏好的職位，此時雇主可以使用其管理權強制員工加班，並且不需支付比正常工資更高的加班費或足夠的加班費來補償員工加班的損失。

補償性工資的問題在一般國家都不嚴重，因為很多國家的法律都規定，雇主在加班前需要徵得員工的同意，荷蘭與比利時兩國的法律更規定，在加班前雇主須同時取得員工的同意與政府主管當局的准許。在這些國家，假如雇主不給予足夠的加班費，他便無法取得雇員的合作而加班。至於美、日兩國的法律，並沒有規定雇主在加班前必須取得員工的同意，因此，這些政府必須考慮員工在被強制加班時，有無取得加班費？此加班費是否足以補償員工加班時的損失？Ehrenberg與Schumann (1982)在其一項研究中發現，美國被強制加班的員工並沒有取得足額補償的加班費，因而建議他們的法律應再增列一個條件，即「雇主在加班前必先徵得員工的同意」。

伍、勞基法延長工時與加班費的經濟影響 ——台灣的實證

一、勞基法執行的程度

勞基法的頒佈並不等於員工福利受到保護，一方面是因為法律有時在執行後無法達到其預期的效果，另一方面是法律未被遵守，因而無法發揮其功能。因此，我們在討論勞基法的經濟影響效果之前，必須先探討該法執行的程度，以及究竟有多少廠商在工時方面的行為合乎勞基法的規範。

有關勞基法執行程度的數字非常缺乏，行政院勞委會雖然每年抽查廠商的安全設備與工作條件，並將結果公佈於每年出版的勞工檢查年報，但有鑑於這些資料波動幅度過大，其可信度尚有待商榷。比方說，在1987年的年報中，勞委會公佈所有受檢查的廠商中，有46%的工時措施未合勞基法的規定，在1988年，此數字卻遽降至4.2%，而1989年卻又上升至21%（見表一），此種數字實在令人懷疑何以勞基法的檢查如此有效，在一年內便使廠商如此的奉公守法，可是何以在一年之後又故態復萌？不過，在沒有其他更可靠的資料前，我們還是暫且使用勞委會所公佈的1987與1989年資料，來檢視勞基法執行的程度。

根據表一的數字，我們可以得知，1987年時勞基法的推行尚不普遍，製造業中近半數受檢查的廠商之工時措施未符合勞基法的標準，營造業則有70%的工場不合規定，而運輸、交通與水電燃氣業則僅有不到10%的廠商不合勞基法所訂的標準；製造業中又以電子業違法的比例最高（87%不合勞基法工時的規定），非金屬礦物製品業居次（70%不合勞基法工時的規定），違法的比例介於50%~60%之間的則有飲料、成衣、皮革、石油及煤製品等業，其他行業違反勞基法工時規定的比例分別在30%~40%之間。就1987年與1989年的數字相比較，

表一：1987～1989年工時不合勞基法標準的情形

單位：%

項目	工作時間不合格			延時工資加給未合規定		
	1987	1988	1989	1987	1988	1989
業別						
總計	46.0	4.2	20.8	14.8	10.9	7.6
製造業	54.2	3.6	27.9	20.8	15.7	10.8
食品製造業	35.2	3.2	33.3	16.9	14.0	9.1
飲料及菸草製造業	57.1	1.5	25.0	—	2.8	12.5
紡織業	47.5	0.9	38.3	29.3	24.2	12.2
成衣及服飾品製造業	61.5	2.7	30.0	28.1	29.0	32.7
皮革、毛皮及其製品製造業	59.5	5.8	31.8	15.6	5.3	2.3
木竹製品及非金屬傢俱製造業	44.5	7.7	37.6	19.9	17.3	2.2
造紙、紙製品及印刷出版業	29.4	1.4	24.8	10.8	19.5	1.7
化學材料製造業	40.0	11.9	17.2	17.2	36.1	13.8
化學製品製造業	40.6	1.5	19.2	20.2	16.3	9.6
石油及煤製品製造業	58.8	4.6	25.0	—	12.5	—
橡膠製品製造業	45.8	—	55.4	29.5	14.3	19.6
塑膠製品製造業	46.9	1.4	25.4	26.9	14.0	16.4
非金屬礦物製品製造業	70.9	2.6	30.3	23.9	43.3	9.9
金屬基本工業	42.4	11.9	42.9	15.1	14.5	17.1
金屬製品製造業	35.1	1.5	33.7	20.9	16.3	12.2
機械設備製造修配工業	45.9	4.2	21.9	18.7	6.7	5.8
電力及電子機械器材製造修配業	87.2	10.5	20.6	16.2	2.6	6.0
運輸工具製造修配業	24.0	6.6	42.6	7.1	12.8	1.9
精密器械製造業	36.4	4.6	29.6	13.6	3.6	1.9
雜項工業製品製造業	37.8	6.0	16.4	18.9	15.0	4.1
水電燃氣業	9.1	—	33.3	9.5	12.2	—
營造業	70.4	3.5	0.6	0.3	0.3	0.2
運輸倉儲通信業	9.3	3.1	14.2	10.0	27.7	1.7

資料來源：行政院勞工委員會·勞工檢查年報（歷年）。

可謂勞基法的推行有相當程度的進展，除了少數幾個行業，如：橡膠製品製造、運輸工具製造、運輸倉儲及通訊業以外，其他各行業違反勞基法的比例都在減少中；就延時工資加給的情況來看，以整體行業言，1987年未合勞基法規範的比例為15%，至1989年下降為7.6%，但實際違法的比例應高於此數字，因為該數字是按所有受檢廠商，而非按有延長工時情況的廠商計算而得。製造業不合延長工資加給規定的，由1987年的20.8%下降至1989年的10.8%，各行業中違反延時工資加給規範的以紡織、成衣、橡膠、塑膠、非金屬礦物製品等業的比例最大，這些行業中有23%~29%受檢查的工場不合乎勞基法的規定。為什麼這些行業違法的比例比其他行業大？按常理言，這是與行業的勞動成本比重大小有關，因為勞動成本比重大的行業，其雇主在作加班工資調整時，會對生產成本帶來相當程度的衝擊，當生產成本大於違法成本時，業主便會選擇違法。但是當我們將各行業勞動成本（民國75年工商普查的製造業資料）的比例與廠商守法的比例作相關分析時，二者關係不但很低，而且在統計上不顯著，因此這些行業業主不守法的原因，尙有待將來作進一步的探討。

簡言之，現有資料顯示，直至1987年，勞基法的執行程度並不普遍，該年尙有半數廠商的工時措施未合乎勞基法的標準，有六分之一的廠商之延時工資加給未符合標準。至1989年，勞基法的推動則有相當程度的進展，工作時間不合規定的廠商已明顯下降到20.8%，而加班費不合規定的比例也下降至7.6%。

二、勞基法與台灣工時的趨勢

由上節的分析，我們可以得知，目前台灣有80%的廠商，在工時方面的措施合乎勞基法的規定，因而該法對台灣的工時應有相當程度的影響。下面就加班時數與長工時員工佔各行業人口的比例來分析勞基法對台灣工時趨勢的影響。

1. 加班工時的趨勢

勞基法限制加班工時總數，又規定加班費，如此增加了廠商使用加班的成本，按理廠商應減少加班時數，因而台灣加班工時應有下降的趨勢。表二是台灣各行業每人每月平均加班時數。由表中的數字可以得知，各行業在1979~89年間，加班工時相當的長，其中尤以水電燃氣業為最，其加班工時每人每月平均達33~35小時。此行業加班時數高的主因在於電力供應業的員工在79~89年，每人每月平均加班時數高達50小時，而其他的水電燃氣業的加班時數平均僅5小時左右。除水電燃氣業以外，製造業也是加班時數相當多的行業，該業員工每人每月平均加班達18~19小時，金融業為14小時，運輸倉儲業12.5小時，加班較少，而商業與服務業加班時數最低，每月平均只有4或5小時。就長期趨勢言，各行業加班時數表面上看來都有下降的趨勢。

2. 長工時員工的趨勢

一般學者在研究一國工時長期趨勢時，都喜歡以平均工時為指標。事實上平均工時很難正確地反應出一國員工工時的真正趨向，其原因是平均數的計算易受兩端數字的影響，因此美國的平均工時在過去二十年雖然從每週40小時下降到37小時，其實他們真正的工時並沒有下降，平均工時的下降是因為美國近年來部份工時與婦女在勞動人口的比例中遽增，這些員工的工作時數都較少，因此把平均數給拉下來了。換言之，在我們評估勞基法對工時的影響時，便不應使用平均工時，而應代之以長工時（每週工時在正常工時以上）員工佔就業人口的比例。如此一來，勞基法如果對工時有真正的影響，長工時員工的比例應有逐漸下降的趨勢。

表三的數字是長工時員工（每週工作50小時以上）與特長工時員工（每週工作60小時以上）佔各行業就業人口的比例。由表三的數字我們可以得知，長工時員工比例最高的是商業，在1989年，該業有近

表二：台灣各行業每人每月平均加班工時
1979～1989年

行業	單位：時，%											
	1979	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	1989年加班工時佔總工時百分比
製造業	19.0	18.0	15.0	13.6	14.0	16.2	12.9	16.2	15.8	14.1	13.4	6.7%
食品業	22.0	23.0	18.0	19.8	15.1	17.5	13.2	13.9	14.0	13.7	14.7	7.2
飲料業	24.0	22.0	10.0	10.9	8.8	10.3	10.9	7.7	10.3	10.1	11.2	5.8
紡織業	20.0	15.0	15.0	13.2	15.8	16.4	14.1	15.6	14.9	13.6	12.5	6.0
成衣業	12.0	15.0	14.0	17.1	10.0	13.8	10.2	12.5	12.6	11.2	10.1	4.9
皮革業	15.0	10.0	16.0	12.9	16.4	16.8	15.4	14.6	13.3	13.0	11.1	5.5
鞋業	30.0	23.0	25.0	24.8	21.4	25.9	19.3	23.8	20.2	17.3	14.5	7.0
紙業	34.0	24.0	17.0	13.5	16.2	17.2	16.9	18.1	18.5	14.4	15.3	7.4
印刷業	26.0	18.0	15.0	15.0	11.3	18.3	14.0	16.8	17.3	15.4	16.0	7.7
化學業	14.0	13.0	9.0	7.1	6.2	10.8	7.8	9.9	11.4	10.5	9.6	4.9
石油業	17.0	16.0	13.0	12.4	13.6	16.9	13.4	16.5	15.0	22.5	28.5	14.0
塑膠業	28.0	23.0	15.0	16.5	17.3	16.3	13.0	19.5	16.0	12.8	11.9	5.8
橡膠業	16.0	15.0	15.0	14.4	13.5	14.5	15.0	19.3	16.0	13.1	11.1	5.5
金屬業	15.0	14.0	14.0	12.0	11.7	12.2	11.4	12.8	13.6	13.2	12.7	6.2
非金屬業	21.0	22.0	15.0	11.8	15.1	18.4	14.0	17.5	16.9	14.5	15.2	7.4
金屬機械業	19.0	19.0	13.0	9.6	7.7	14.8	10.4	14.7	15.3	15.3	16.8	7.8
金屬電機業	15.0	17.0	11.0	8.3	9.7	15.1	9.6	17.8	16.1	14.6	13.5	6.6
金屬電通業	16.0	18.0	13.0	11.2	16.9	16.9	11.3	16.6	17.6	15.3	13.9	7.0
金屬電通器材業	25.0	19.0	11.0	9.0	11.7	11.3	10.9	14.2	17.2	15.2	15.7	7.8
金屬電通器材製造業	12.0	13.0	14.0	9.9	10.6	12.7	11.6	12.9	14.1	11.1	11.0	5.6
金屬電通器材製造業	11.0	15.0	14.0	16.0	9.7	16.0	9.8	13.6	13.9	12.9	11.4	5.6
金屬電通器材製造業	33.0	35.0	20.0	23.7	22.1	22.1	22.1	12.7	10.1	7.3	7.1	8.3
水電業	—	—	2.0	1.3	1.4	1.4	0.9	1.7	2.6	2.6	4.1	2.1
電信業	12.5	11.4	12.7	11.8	11.1	11.1	12.3	11.6	10.1	10.2	10.2	5.1
倉庫業	4.0	5.0	4.0	4.2	6.0	4.6	3.3	4.2	4.3	4.1	3.8	2.0
運輸業	14.0	14.0	12.0	13.3	12.7	11.1	11.4	10.6	11.4	11.0	9.9	5.2
保險業	5.0	5.0	3.0	5.7	6.4	3.7	5.8	4.6	6.8	6.9	6.4	3.4
不動產及工商服務業												
工商服務業												
法律業												

資料來源：薪資與生產力統計年報（歷年）

半數的就業人口每週工作50小時以上，有四分之一每週工作60小時以上；運輸倉儲業長工時員工的比例也很高，在1989年有五分之二的員工每週工作50小時以上，有五分之一每週工作60小時以上。若僅就勞基法管轄的行業而言，運輸倉儲、營造與製造業是長工時員工比例較多的行業，此現象並非台灣所獨有，這些行業在其他國家亦是長工時員工比例最多的行業。而法國、義大利、盧森堡的運輸與營造業長工時員工所佔的比例，在1970年早期更與台灣在1980年代初期的數字接近（見表四）。

表三：長工時員工的比例
1978～1989年

單位：%

行業	每週工作50小時以上											
	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
農業	25.5	31.3	31.9	22.9	26.4	23.2	22.0	24.8	24.5	31.7	29.1	26.3
礦業	21.1	32.1	30.7	22.0	14.1	10.4	11.6	21.6	22.9	24.1	13.4	12.8
製造業	37.1	43.6	92.5	35.6	25.7	23.3	28.0	24.5	27.0	30.4	25.5	23.2
水電燃氣業	—	—	17.8	12.1	8.4	10.2	7.8	5.8	2.9	5.7	5.2	3.7
營造業	47.7	52.4	54.9	40.4	30.7	25	25.3	30.3	26.9	32.3	34.7	31.0
商業	52.5	57.3	57.2	52.1	51.5	46.4	50.1	49.2	49.3	52.8	51.7	48.6
運輸業	48.9	54.4	48.1	44.0	42.7	37.4	42.5	43.5	43.0	44.8	42.9	39.9
金融業	16.6	23.0	18.9	16.6	15.4	12.3	15.3	11.4	16.4	15.5	15.0	14.2
服務業	27.8	32.4	29.6	27.2	26.2	24.7	27.3	28.0	27.4	29.3	28.7	26.1
行業	每週工作60小時以上											
1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	
農業	6.2	9.3	8.1	4.9	5.8	4.7	5.4	5.8	6.0	8.3	7.7	6.9
礦業	3.2	7.4	7.4	4.6	2.0	0.8	—	4.7	8.6	11.5	2.3	4.2
製造業	7.4	9.5	7.7	6.6	4.3	3.8	4.6	4.3	4.6	6.6	5.1	5.0
水電燃氣業	—	—	2.9	0.9	3.7	1.1	1.0	2.3	0.0	1.2	0.9	0.5
營造業	8.7	11.0	11.1	7.5	4.9	3.0	2.9	3.9	3.9	5.7	5.7	5.7
商業	27.3	28.7	28.5	23.5	24.7	21.4	22.3	22.5	23.7	27.5	25.8	23.1
運輸業	20.4	23.1	20.6	16.2	16.1	14.9	18.2	19.2	19.1	23.0	22.1	19.0
金融業	5.5	6.9	4.6	3.2	3.5	2.1	4.3	3.6	3.5	4.8	3.9	5.0
服務業	12.1	13.9	13.4	11.4	10.8	9.0	10.7	11.8	12.0	14.2	14.0	12.7

資料來源：行政院主計處，人力運用調查報告（歷年）。

表四：各國運輸業與營造業長工時員工之比較（每週48小時以上）

國家	運輸業	營造業
義大利	30.4% (1972)	34.0%
德國	17.0% (1972)	19.6%
法	42.3% (1973)	41.5%
加拿大	24.4% (1967)	12.9%
美	17.2% (1973)	—
盧森堡	13.4% (1972)	46.5%
中華民國台灣地區	48.9% (1978)	47.7%
	39.9% (1989)	31.0%

資料來源：各國，Evans, 1975, p.121，台灣：引自表三。

就長期趨勢言，台灣各行業長工時員工的比例都在下降中，一般而言，長工時員工比例在短期是受經濟循環的影響，在長期則是受國民所得與生產力的影響。當經濟景氣時，長工時員工的比例會增加，經濟衰退時，長工時員工的比例則會減少；國民所得的增加會提高人民對休閒的需求，因而減少長工時的意願，使長工時員工的比例下降；在其他條件不變下，生產力的提昇會促使廠商對勞力投入減少，因而對長工時員工的需求減少，長工時員工的比例也因而下降。此外，勞基法對工時與加班費的規定提高了廠商的加班成本，因而應有減少加班工時與減少長工時員工比例的效果。

以上各變數間的關係可以下列方程式表示：

$$LHW = a + b_1UN + b_2T + b_3FLSL + \mu \quad (4)$$

式(4)中的 LHW 是各行業長工時員工佔就業人口的比例； UN 是指失業率，代表經濟循環的指標； T 為時間，是國民所得與生產力的指標。理論上，國民所得與生產力應該用其本身的數字而不應該採用其他代替的數字，但是，由於長工時員工比例數字年份不長，為避免失去太多的自由度，而且國民所得與生產力歷年來一直在增長中，所

以此處權宜採用時間替代之。*FLSL*是代表勞基法的變化，此處採用虛擬變數，亦即在1984年勞基法通過及通過之前此變數值是零，自1985年之後此變數值是1， μ 是統計誤差。

我們以OLS方法估計式(4)，估計結果列於表五。表五的數字顯示出，長工時員工的比例與失業率呈現負相關，即當失業率上升時，長工時員工的比例下降，反之，增加。此與理論預期的結果完全相符。表五的數字亦顯示時間數列(T)的係數在10%的顯著水準時統計上均呈顯著（水電燃氣與金融業除外），而係數值亦全部是負，此表示當國民所得與生產力增加的時候，長工時員工的比例會下降。換言之，經濟發展的結果是透過市場的因素，長工時員工比例會自動下降，不需要其他制度性因素的干擾。表五中，最出乎意料之處在於FLSL各係數值都是正而不是負，又由於該係數在勞基法管轄的行業中，在10%水準時統計上均呈顯著，其他行業則不顯著，這意味著勞基法的推行有增加長工時員工比例的作用。為何勞基法會產生與理論預期相反的效果？其原因可能是勞基法不但規範加班工時與加班費，也規定廠商必須設立退休準備金、資遣費、積欠工資墊償基金、帶薪假期與年終獎金等福利項目。按單驥教授的估計，這些項目使廠商用人固定成本增加23%左右（資遣費8.35%，退休準備金15%，積欠工資墊償基金0.06%，其他分紅與帶薪假期的成本尚未計算在內，San, 1989, p.40）。其他資料顯示出，勞基法的推行，不但使廠商勞動成本增加，而且增加的幅度每年在提昇中。比如在我們1991年所做的廠商調查結果顯示，1988年有27.1%廠商表示並沒有因勞基法的實施而增加其勞動成本，但是，在1990年此數字下降到20.9%，相反地，在1988年有6.4%的廠商表示因為勞基法的推行，他們的勞動成本增加了20%以上，到1990年，此比例上升至17.3%（見表六）。廠商遵守勞基法的成本逐年上升，其部份原因是由於勞基法推行的程度逐漸普

表五：長工時變動的決定因素¹
1978~1989年

行 業		自變數 (50小時以上員工的比例)				
		UN	T	FLSL	\bar{R}^2	DW
勞基法規 範的行業	製造業	-6.2002 ^a (1.7864)	-1.9403 ^a (0.5474)	6.1047 ^a (3.7504)	0.79	1.75
	水電燃氣業	-2.5579 (1.0967)	-1.1746 (0.4341)	-0.2560 (2.4996)	0.81	2.31
	營造業	-11.1372 ^a (1.6710)	-2.8390 ^a (0.5121)	12.5561 ^a (3.5082)	0.91	2.28
	交通運輸業	-2.9279 ^a (1.3744)	-1.5469 ^a (0.4212)	7.6311 ^b (2.8855)	0.67	2.48
其 他	商業	-3.4348 ^b (1.0948)	-0.6619 ^c (0.3355)	2.9724 (2.2986)	0.61	2.27
	金融業	2.9013 ^b (1.1679)	-0.4618 (0.3579)	1.3487 (2.4520)	0.47	2.71
	服務業	-1.5102 ^d (0.8926)	-0.5034 ^d (0.2735)	3.5288 ^c (1.8740)	0.30	2.15
行 業		自變數 (60小時以上員工的比例)				
		UN	T	FLSL	\bar{R}^2	DW
勞基法規 範的行業	製造業	-1.9004 ^a (0.4494)	-0.4390 ^b (0.1377)	2.1043 ^c (0.9434)	0.77	2.22
	水電燃氣業	-0.0073 (0.6396)	-0.3149 (0.2532)	0.6361 (1.4577)	0.03	3.25
	營造業	-3.4866 ^a (0.4183)	-0.6770 ^a (0.1282)	3.1686 ^a (0.8782)	0.92	2.22
	交通運輸業	-2.2066 ^c (1.1329)	-0.5142 (0.3472)	5.7868 ^b (2.3784)	0.39	1.88
其 他	商業	-2.6482 ^b (0.9186)	-0.6228 ^c (0.2815)	3.9229 ^c (1.9286)	0.56	2.38
	金融業	-1.1729 ^c (0.5732)	-0.2171 (0.1757)	1.5463 (1.2034)	0.27	2.10
	服務業	-1.9096 ^a (0.4372)	-0.2147 ^a (0.1340)	3.2388 ^a (0.9179)	0.74	2.26

資料來源：行政院主計處人力運用調查，1989。

- a：表示在 1%時顯著。
- b：表示在 5%時顯著。
- c：表示在 10%時顯著。
- d：表示在 15%時顯著。

UN：失業率。

T：時間數列。

FLSL：勞基法，1985年以前為0，1985年及以後為1。
括弧內是標準差。

表六：因勞基法所增加之勞動成本調查結果
單位：%

	1988	1989	1990
沒有增加	27.1	22.2	20.9
10%以下	43.8	36.9	32.8
11-20%	22.8	30.1	28.9
21-30%	3.9	7.8	11.1
31%以上	2.5	3.0	6.2

資料來源：吳惠林、李誠，1991，表5-73。

遍，而且執行的項目亦日漸徹底。此外，員工年資的增加與薪資水準的提高，亦是增加遵守勞基法成本的理由之一²。此種用人固定成本的提升，促使廠商減少員工的使用，而增加現有員工加班的比例與時數。勞基法的頒行因此產生了與其預期相反的效果。

勞基法之推行造成長工時員工比例的增加，其另一原因可能與勞基法對例假日與國定假日的規定有關。勞基法第三十六條規定勞工每七日中至少應有一日之休息作為例假，第三十七條規定紀念日，勞動節及其他由中央主管機關規定應放假之日均應休假，第三十八條規定勞工在同一雇主或事業單位工作一至三年有七日特別休假，三至五年有十日休假，五至十年有十四日休假，十年以上每一年加給一日至三十日為止。此種休假之規定使員工每年工作日減少，雇主為了要完成其生產作業因而必須使員工加班，因此勞基法之推行造成長工時員工比例增加，果真如此則勞基法仍然是對員工全年總工時的減少有助。此處我們只發現了一個有趣的現象即勞基法與長工時員工比例有正相關，但究竟勞基法是如何影響長工時員工的比例，我們在此並沒有提出一個確實的答案，此點值得再作深入的探討。

3. 就業機會的重分配

近年來很多西方工業化國家的政府與國際勞工局均提倡以減少加班的手段來增加就業機會、減低失業率。但是，大部份的實證研究卻

都認為，此種以規範加班工時謀求就業機會重分配的效果是非常有限的 (Ehrenberg, 1971; Nussbaum and Wise, 1977; Solnick and Swimmer, 1978)。

台灣的情況又如何？勞基法加班工時的限制與加班費的提高是否有減低台灣失業率的效果？此問題我們可以從表七得到解答。

表七是我們根據 1989 年人力運用調查的資料，按各職業就業人口計算得到的中分類的加班總工時（表七第二欄）然後將此加班總工時的 1/5 與 1/6 折算成全時工作的就業機會（第三與第四欄）。此處按加班總工時的 1/5 與 1/6 轉換成全時工，而非將所有加班時數換算成全時工的原因是：一、在技術上這是不可能的。台灣絕大部份是中小企業，我們很難將甲廠的 25 個加班小時與乙廠的 20 個加班小時相加，再到丙廠去取 3 小時，然後合併成一個全工時的工作；原因之二是，在台灣，每週工作 59 小時以上的人口佔加班人口（即每週工作 48 小時以上的人口）的 17%（1/6 強）。因此，此處假設政府只取締違法的加班時數，即每月加班在 46 小時以上的廠商（也就是說每週工作 59 小時以上）；1/5 的假設是除了政府取締不合法的加班工時外，部份合法的加班工時也因為加班費的提高，使雇主願意將部份加班工時轉變成全時工而增聘工人。表七第五欄是相同期間台灣失業人口在各職業間的分佈，比較表七第三與第五欄的數字我們可以得知，就總數字而言，失業人口大於勞基法所創造出的就業機會，因此勞基法中工時的規定，可以嘉惠部份失業人口，有減低失業率的作用。但是，事實卻不是如此，因為新創就業機會與失業人口在各職業間的分配並不相同，比如，就監督領班而言，勞基法創造之就業機會大於失業人口，而礦工、金屬製造工則有剩，但是後者是無法從事前者工作的，再者，表七的數字只是職業的中分類，其實領班也有很多種，如紡織業的領班就不能從事電子業領班的工作。因此，欲知勞基法是否有減低失業人口的效能，我們必須比較每一職業所創就業機會與失業人口的

數字，當我們作此種詳細的比較時，我們會發現，有些職業如監督、領班、紡織、成衣、機器裝配工、電器電子裝配工、砌磚工、營建體力工等，他們的加班時數很高，因此可以換算成相當數量的全時工，但是，當我們將這些數字與同職業失業人口相比較時，便會發現，有不少職業新創的就業機會大於失業人口的數字，比如，監督領班、管鉗工、砌磚工與營建、貨物搬運工、運輸工具操作工等。

換言之，表七的數字顯示，政府在限制加班工時的時候，可以在某些職業中減低失業人口的數字，但是，同時在有些職業中則會創造或惡化它們已有的勞動短缺，假如雇主對此惡化的勞動短缺是採取加速生產自動化的措施，則勞基法對工時的限制有助於加速技術提升、經濟結構的改變，但是，如果雇主對勞動短缺惡化是採取增加非法外籍勞工的雇用或遷廠至大陸、東南亞國家，則勞基法的推行有促使非法外籍勞工的雇用與台灣產業空洞化的效果，此點與政府勞工政策與產業政策相違背。就我們初步的觀察，雇主使用外籍勞工與關閉廠場的事件不少，這些問題是政府在執行勞基法工時規範時所應當加以考量的。

4. 勞基法與所得分配

勞基法對工時的規範，可以從兩種不同的層面來影響一國所得的分配。其中一個層面是加班工時的限制，使就業機會重分配，失業人口得以就業因而改善所得分配；另外一方面，勞基法提高加班費，使加班費是正常工資的 $1\frac{1}{3}$ 至 $1\frac{2}{3}$ 倍，例假日工作的加班費是雙倍，加班員工所取得的薪資比從前高，此時，如果加班機會大都集中在低薪資的低所得階層，勞基法的推行便有助於所得分配的改善；相反地，如果加班工時大都集中在高薪資所得的階層，則勞基法加班費的規範便會惡化了所得分配。台灣現階段加班機會的分配情況是如何？勞基法究竟有助還是有損於所得分配的改善？

表七：有工作經驗的失業人口，延長工時員工與勞基法所創造
之就業機會——1989年（製造業、營造業與運輸倉儲業）

單位：人、小時

職業 (1)	延長工 時總數 (小時) (2)	將 1/5延長 工時轉作全 時工所創造 之就業機會 (3)	將 1/6延長 工時轉作全 時工所創造 之就業機會 (4)	失業 人口 (5)	勞動剩餘或勞動短缺	
					(6) =(5)-(3)	(7) =(5)-(4)
領班	2045	9	6	3	-6	-3
礦工	46	0	0	1	1	1
金屬製造工	346	1	1	3	2	2
造紙工	433	2	1	2	0	1
化學製造工	152	1	0	4	3	4
紡織、漂染工	1270	5	4	12	7	8
鞣革工	17	0	0	0	0	0
食品製造工	962	4	3	3	-1	0
菸草製品製造工	6	0	0	0	0	0
成衣飾品製造工	2378	0	7	11	1	4
製鞋工	333	1	1	5	4	4
家具工製品工	679	3	2	3	0	1
石工	176	1	1	0	-1	-1
鍛工、工具製造工	1950	8	6	11	3	5
機器裝配工	2735	11	9	17	6	8
電器電子裝配工	2561	11	8	34	23	26
音響設備操作工	48	0	0	0	0	0
管鉗工	567	2	2	1	-1	-1
珠寶、貴金屬製作工	179	1	1	1	0	0
玻璃、陶瓷工	364	2	1	2	0	1
橡膠、塑膠製造工	1448	6	5	13	7	8
紙製品工	90	0	0	0	0	0
印刷工	403	2	1	3	1	2
油漆工	552	2	2	4	2	2
其他生產工	974	4	3	6	2	3
砌磚工、營建工	3246	14	10	4	-10	-6
原動力廠操作工	15	0	0	0	0	0
運搬、貨物搬運工	641	3	2	2	-1	0
運輸工具操作工	7295	30	23	13	-17	-10
體力工人	3594	15	11	21	6	10
農耕畜牧工作者	8643	36	27	7	-29	-20
漁業工作者	2339	10	7	8	-2	1

資料來源：1989年人力運用調查。

*：負號表示勞動短缺。

表八是1989年製造業、營造業、運輸倉儲業，每週工作48及59小時以上有酬男性員工在各薪資水準間的分配。由表八的數字我們可以得知，勞基法加班費的規範對台灣所得分配的改善是應該有若干助益的，因為表八第五欄的數字顯示出，低薪資員工比高薪資員工加班的機會大（每小時30元以下的員工例外）。比如說，1989年製造業平均月薪是新臺幣17,585元，相當於每小時84.5元，在表八第九欄中，每小時工資61-70元員工加班的比例是43.5%，每小時工資在71-80元員工的加班的比例在28%，而每小時工資在141元以上的員工，他們加班的比例尚不足10%。表九第十欄的數字顯示出，特長工時的員工（每週工作59小時以上的）也是以低工資的較多。第十一欄的數字則顯示出，低薪資員工在加班員工中的比例比他們在全體就業人口的比例為高。簡言之，勞基法對加班費的規定可以增加低薪資員工的收入，因而對台灣所得分配的改善應該有幫助。但是，當我們作進一步分析時，其情況卻又不一樣，因為如表九所示，大部份加班時數較多的員工都在小廠商工作，比如，每週工作48小時以上及每週工作59小時以上的員工，有57-58%是在30人以下的小廠商工作，而這些小廠商違反勞基法加班費規定的情況比大廠商多，如表十的數字所示，勞基法規定每日加班在兩小時以內的需支付正常工資的1.33倍，就1991年吳、李的調查，至少有五分之一的廠商未按此規定支付加班費，此比例因廠商規模的增加而逐漸減少，500人以上的廠商只有8.2%不按此規定支付加班費，換言之，這些低薪員工加班的機會雖比高薪員工多，但是他們卻不一定能取得加班費，因此勞基法對台灣所得分配改善的效果尚有進一步研究的必要。

表八：製造業、營造業、運輸倉儲、有酬工作者—按工時與每時工資率分（1989年，男）(a)

每小時 工資率(b)	每週工作48 小時或以下 (1) (2)		每週工作48 小時以上 (3) (4)		全體就業人口 (5) (6)		每週工作59 小時以上 (7) (8)		每週工作48小時 以上員工佔全體 就業人口的比例 (3) (5) $(9) = \frac{\quad}{\quad} \times 100$		每週工作59小時 以上員工佔全體 就業人口的比例 (7) (5) $(10) = \frac{\quad}{\quad} \times 100$		加班比例佔就業 人口的比例 (4) (6) $(11) = \frac{\quad}{\quad} \times 100$	
	N	%	N	%	N	%	N	%	(3)	(5)	(7)	(5)	(4)	(6)
新台幣30元以下	292	5.1	32	1.5	324	4.1	10	2.7	9.8		3.1		36	
31-50	354	6.2	204	9.7	558	7.1	43	11.4	36.6		7.7		135	
51-60	317	5.5	156	7.4	473	6	38	10.1	33		8		122	
61-70	402	7	309	14.5	711	9.1	64	17	43.5		9		161	
71-80	926	16.1	362	17.1	1288	16.4	70	18.6	28.1		5.4		104	
81-90	826	14.4	247	16.4	1173	14.9	46	12.2	29.6		3.9		109	
91-100	762	13.3	201	9.5	963	12.3	41	10.9	20.9		4.3		77	
101-120	759	13.2	310	14.7	1069	13.6	44	11.7	29		4.1		107	
120-140	349	6.1	110	5.2	459	5.8	9	2.4	24		2		89	
141-160	400	7	44	2.1	444	5.7	3	0.8	9.9		0.7		36	
161-200	221	3.9	24	1.1	245	3.1	5	1.3	9.8		2		36	
200以上	135	2.4	16	0.8	151	1.9	4	1.1	10.6		2.7		39	
總計	743	100	2113	100	7858	100	377	100	26.9		4.8		—	

資料來源：1989年人力運用調查。

(a)：只包含有酬工作，且無兼職的就業人口（不包含雇主、自營業者、無酬家屬工作者）。

(b)：每小時工資率是以每月工資除以每月工作時數而得。

表九：製造業、營造業、交通業每週工作 48 小時以上及
每週工作 59 小時以上有酬工作者按廠商規模分

廠商 規模	每週工作 48 小時以上 鈞 週工作 59 小時以上			
	(人數)	%	(人數)	%
1-9 人	1155	38.8	177	36.0
10-29	570	19.2	102	20.8
30-99	586	19.7	102	20.8
100-499	482	16.2	79	16.1
500 以上	183	6.1	31	6.3

資料來源：1989 年人力運用調查。

表十：廠商支付加班費的情況—按廠商規模分

廠商規模 (人)	加班為正常工資的倍數									
	1.32 倍以下		1.33 倍		1.34-1.49 倍		1.50-2.0 倍		2 倍以上	
	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%	家數	%
1-9	235	31.3	153	20.4	26	3.5	324	43.1	14	1.9
10-29	323	21.4	433	28.7	66	4.4	662	43.9	23	1.5
30-49	158	20.4	279	36.0	34	4.4	299	38.5	6	0.8
50-99	133	15.3	379	43.5	38	4.4	316	36.3	5	0.6
100-199	58	12.7	225	49.1	19	4.2	151	33.0	5	1.1
200-499	39	12.2	183	57.4	15	4.7	80	25.1	2	0.6
500 以上	12	8.2	91	61.9	9	6.2	35	23.8	0	0.0
總計	958	19.8	1743	36.1	207	4.3	1867	38.7	55	1.1

資料來源：吳惠林、李誠，1991，表 5-28。

三、勞動市場的不健全—補償性工資的問題

在一個功能完整的勞動市場，員工可以自由移動以選擇合乎自己偏好的職位，此時，如果雇主要強制員工加班，超過他們均衡點的工作時間時，雇主便必須支付比正常工資高的加班費（補償性的工資）以補償員工因加班所產生的損失。因此，不需要政府越俎代庖，限制工時與規定加班費數額。

但是，在一個不完全競爭的勞動市場中，員工無法自由移動以選擇合乎自己偏好的職位，此時，如果雇主使用其管理權而強制員工加班，且加班費並不高於正常工資或加班費的數額不足以補償員工加班的損失，員工的福利便會損失，此時政府對工時的規定與加班費的規定，便可以強制雇主補償員工加班的損失，彌補市場操作的不健全。

台灣勞動市場的運作一向被多數經濟學家認為是相當地健全且競爭程度異常高（張清溪、吳崇慶，1983；吳惠林，1985）但是對於台灣勞工有無被強迫加班至超過他們願意工作的時數，而雇主又不給與足夠的加班費等問題並沒有人加以研究，最主要的原因是缺乏資料，台灣沒有加班時數與加班費用的用人資料，因此無法估計其效用函數。但是我們卻可以間接地去回答上列的問題，主計處所作工作期望的專案調查中，也調查了就業人口對現行工作時數的滿意程度，以及他們所希望的工作時數，該調查結果列於表十一。

從表十一的數字，我們可以得知，對現行工作安排不滿意的以每週15-19小時與50-59小時，60小時以上三組為最高，對工時安排不滿意最少的是每週40-49小時的員工。就加班工作的員工而言，每週工作50-59小時的有23%不滿意他們工時的安排，每週工作60小時以上的有37%不滿意他們工時的安排。但是，並非所有不滿工時的員工都嫌工時過長，在每週工作50-59小時的員工中有0.5%是希望更多的工時，23%則希望有較少的工時；在每週工作60小時以上的現有數字無

表十一：台灣地區就業者對其工作時數之滿意情形及希望之工作時數

單位：人，%

每週工作時數	總計 (人)		滿意現行工作時數		不滿意現行工作時數		不滿意(希望增加工時)		不滿意(希望減少工時)		希望減少工時者佔全體就業人口的比例	
	人數	%	人數	%	人數	%	人數	%	人數	%	人數	%
14以下	61	83.6	10	16.4	10	16.4	0	0	0	0	0	0
15-19	27	70.4	8	29.6	8	29.6	0	0	0	0	0	0
20-29	143	79.7	29	20.3	26	18.2	3	2.1	3	2.1	2.1	2.1
30-39	213	79.8	43	20.2	36	16.9	7	3.2	7	3.2	3.2	3.2
40-49	5334	89.8	546	10.2	20	0.4	526	9.9	526	9.9	9.9	9.9
50-59	1619	76.7	378	23.3	7	0.4	371	22.9	371	22.9	22.9	22.9
60以上	893	63.4	327	36.6	0	0	327	36.6	327	36.6	36.6	36.6
總計	8290	83.8	1341	16.2	108	1.3	1234	14.9	1234	14.9	14.9	14.9

資料來源：主計處，台灣地區工作期望調查報告，1989年12月。

法確定有多少人希望工作60小時以上，有多少人希望工作60小時以下，但就該組平均希望工時每週49小時而言，我們可以假定他們大部分希望減少工時，也就是說，該組有37%的員工希望減少至60小時以下的工時。

觀察過表十一的所有數字後，我們大致可以作成以下的推論，台灣有80%以上的員工對他們現行工時狀況是滿意的，也就是勞動市場運作相當的健全，對工時不滿的以每週工作50-59小時與每週工作60小時以上的較多，前者近1/4希望減低工時（換言之，被強迫加班而加班費又未能補償其加班的全部損失），後者有近1/3以上希望減低現行工時。有鑑於77%每週工作50-59小時，63%每週工作60小時以上的員工對其工時的安排表示滿意，故勞基法不應該設立每月46小時最高加班工時的限制，至於有1/4每週工作50-59小時的員工，超過1/3每週工作60小時以上的員工希望減少工時（他們被強迫加班），表示勞基法中要求雇主在加班前必須徵得員工的同意，是正確的立法，它可以確保員工的福利與勞動市場的自由運作。

陸、結 論

過去四十年來，政府對勞動市場的運作一直有意或無意地採取不干擾的政策，但是，自1985年以來政府改變了方針，連續地通過了一系列的勞工法，以期干擾勞動市場的運作，達成保護員工福利的效果。在各法中又以勞基法對勞動市場運作的影響最深。政府對勞動市場的干擾未必是壞事，只要其行動是有助於市場的正常運作或彌補市場的失靈，則其干擾將有助於人力資源的分配、經濟的快速成長，但是如果市場沒有嚴重失靈現象，運作亦相當健全，政府卻加以干預時，所造成的影響將有礙社會福利的提昇與經濟的發展。

台灣勞基法的訂定在執行之初，對社會、對產業均產生相當大的衝擊，引發相當大的負效果。經過六年的討論，政府已決定將勞基法

爭執最多的資遣費、退休金由現行法中抽出歸併為其他法律，此外，又將工時部份授予廠商若干彈性處理，本以為經過此種修改，勞基法的負效果已經可以一概去除，對員工福利的保護也應有正面的作用。但是，當我們分析勞工法中工時部份的規範時，發現其結果並不如執政者的預期，其負面效果仍然存在，因此，政府在執行勞基法工時部份時，仍需考慮到這些負的效果以作因應調整。

一般而言，勞基法對工時的規範是希望達成下列效果：

1. 減少加班工時，促使工時長期趨勢下降。
2. 創造就業機會減低失業率。
3. 改善所得分配。
4. 減少工業災害。
5. 彌補勞動市場運作的不健全。

但是，就我們的分析，台灣的勞基法並沒有達成以上的效果。

1. 就減少加班工時，促使工時長期趨勢下降言，勞基法的推行產生了相反的效果，台灣工時的長期趨勢雖呈下降，但是這是因為經濟發展、國民所得增加、生產力提高所帶來的效果；勞基法的推行則是使雇主使用更多的加班員工，此乃因勞基法推行中的退休金、資遣費等部份增加了廠商用人的固定成本的結果。

2. 台灣現階段並沒有大量的失業人口，相反地卻有勞動短缺的現象，因而加班工時的限制與推行，為社會某些職業帶來勞工短缺更形惡化的情況，而沒有達成減低失業人口的效果。

3. 勞基法對加班費的規定本來應對所得分配的改善有正面的效果，因為長工時的員工大都集中在薪資較低的階層，但是這些長工時的員工也大部份集中在30人以下的小廠商，這些廠商遵守勞基法工時規範、加班費規定的比例不大，因此勞基法的規定對這些員工來說只是海市蜃樓，並沒有得到真正的益處。

4. 台灣勞動市場運作尚稱健全。有80%以上的員工對他們現行工

時的安排相當滿意，沒有被強迫工作超過他們所願意工作時數的跡象，只是在每週工作50~59小時的員工中有1/4希望減少工時，每週工作60小時以上的員工中有1/3以上希望減少工時，也就是說他們被強制加班而加班費又不足以補償他們全部的損失，因此，儘管有很多雇主要求政府取消加班前需徵求員工同意的規定，政府仍應維護此條件並加強執行。但是，政府有沒有必要規定最高工時限制，尚需再作進一步的研究，假使實證研究證實勞基法對工業災害沒有發生減低的正效果，則政府不應該規定最高工時的限制，因為目前即使每週工作60小時以上的員工仍有64%滿意其現在的安排。

註 釋

- 1 高長教授曾建議以經濟成長率代替失業率；林忠正教授曾建議勞基法的虛擬值在1985年以後採用漸進方式。因為勞基法推行的效果是逐漸見效，我們對此二種建議均已試行分析，但迴歸分析結果卻未見改良。

又本文另一未具名評審指出，勞基法虛擬變數FLSL的影響，不僅會影響整條迴歸式的截距項，也可能影響其他解釋變數的斜率，因此，迴歸式中應考慮FLSL與生產指數相乘的變數。在我們原始分析時亦曾作此嘗試，但是其結果並不理想。勞基法對工時、加班工時的影響顯然是相當複雜，因而有待以後再作進一步的探討。

- 2 讀者需注意的是，這些成本增加的數字是在問卷調查時由廠商自行提供，其中有部份廠商，特別是規範較小的廠商，因會計制度與人事制度不健全，這些成本增加數字是由填表負責人估計而得，有時不免有誇大之處。較準確的數字將可從我們在1992年對廠商作親訪時得知。

參考資料

吳惠林

- 1985 「台灣工資的決定因素」，台銀季刊36(1):316-345。
1990 「台灣地區的勞力短缺問題研究」，人口變遷與經濟社會發展研討會。

吳惠林、李誠

- 1991 勞基法對工業發展和廠商用人行爲的影響調查，中華經濟研究院。

吳慎宜

- 1983 「各國勞工基準法適用範圍之比較」，勞工研究月刊70:78-87。

林忠正

- 1988 「勞動基準法與勞動市場之運作：理論與部份實證結果」，專題選刊79，中央研究院三民主義研究所。

高淑玲

- 1983 「我國勞動基準法適用範圍之研究」，勞工研究季刊70:67-77。

張清溪、吳崇慶

- 1983 「由製造業工資變動看台灣勞動市場的競爭性」，台灣工業發展會議。

張清溪、許嘉棟、劉鶯釧、吳聰敏

- 1991 經濟學，二版，上冊，雙葉書廊。

經濟部物價督導會報

- 1989 當前國內產業勞動力短缺現象之探討。

行政院主計處

- 1989 台灣地區工作期望調查報告。

Chelius, James R.

- 1973 "An Empirical, Supplemental Studies on State Workers Compensation Laws," Washington D.C.: U.S. Government Printing Office, 3:53-66.

Dommer, Bridget

- 1980 "Industrialization and Liberty: Working Hours in Switzerland Since 1800," *Labor and Society* 5(4):327-339.

Ehrenberg, Ronald G.

- 1971 "The Impact of the Overtime Premium on Employment Hours in U.S. Industry," *Western Economic Journal* 9(2):199-207.

Ehrenberg, R.G. & Robert S. Smith

- 1988 *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. Scott: Foresman and Company.

Ehrenberg, R.G. & Robert S. Smith & Schumann, Pual L.

- 1982 *Longer Hours or More Jobs? An Investigation of Amending Hours Legislation to Create Employment*. Ithaca, N.Y.: ILR Press.

Evans, Archibald A.

- 1975 *Hours of Work in Industrialized Countries*. ILO.

Flanagan, Robert. A, et al.

- 1989 *Economics of The Employment Relationship*. Scott: Foresman and Company.

Hart, Robert

- 1986 *Working Time and Employment*. London: Allen and Unwin.

Lee, Joseph S.

1980 "An Empirical Study of the Functioning of the Labor Market in Taiwan," *Academia Economic Papers* 8(1):171-244.

1989 "Trends of Hours of Work in Taiwan," paper presented at the 1989 AEA and CEANA joint session, Atlanta, Georgia.

Marshall, Ray

1965 "The Influence of Legislation on Hours," in Clyde E. Dankert et al., (ed.), *Hours of Work*. Harper & Row Publisher.

National Board for Prices and Incomes

1970 *Hours of Work. Overtime and Shiftwork*, Report #161, London.

Nixon, J. Wilson, Jr.

1978 "Earnings Differentials in U.S. Manufacturing, 1972," *Quarterly Review of Economics and Business* XVIII:75-82

Nussbaum, Joyce and Wise, Donald

1977 "The Employment Impact of the Overtime Provisions of the FLSA," Final Report, U.S. Department of Labor.

Oi, Walter

1975 "On Evaluating the Effectiveness of the OSAH Inspection Program," Office of the Assistant Secretary for Policy, Evaluation and Research U.S. Department of Labor.

Russell, Louise B.

1973 "Pricing Industrial Accidents, Supplemental Studies Workers Compensation Laws." Washington D.C.: U.S. Government Printing office 3:27-52.

San, Gee

- 1989 "An Evaluation and International Comparison of Labor Law and Regulation Which Affect Labor Cost in Taiwan, R.O.C.," 1989 Joint Conference on Industrial Policies of The ROC and ROK, Chung-Hua Institution for Research, Taipei, Taiwan.

Schuster, Michael, and Suans Rhodes

- 1985 "The Impact of Overtime Work on Industrial Accident Rates," *Industrial Relations* 24(2):234-246.

Smith, Robert

- 1975 "The Estimated Impact on Evaluating the OSHA'S Target Industries Program," Conference on Evaluating the Effects of the Occupational Safety and Health Program Accomplish, MD, March 18-19.
- 1976 The Occupational Safety and Health Act, American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington D.C..

Solnick, Loren and Swimmer, Gene

- 1978 "Overtime and Fringe Benefit - A Simultaneous Equations Approach," Mimeo.

Vernon, H.M.

- 1918 An Investigation of the Factors Concerned in The Causation of Industrial Accidents, Great Britian, Health of Munitions Workers Committee, Memo #21.
- 1936 *Accidents and Their Prevention*. London, Cambridge University Press.

勞基法對我國公民營製造業員工報償 及議價能力的影響*

張玉山** 張元農***

壹、前言

台灣地區自民國73年6月勞動基準法通過實施以來，勞資爭議的案件有增加的趨勢，根據經濟部投資業務處所做的一項「改善投資環境、激勵投資意願」的調查顯示，受訪僱主認為勞動基準法的施行及勞工薪資的高漲是造成勞資問題的主要原因，因此近年來台灣地區勞動市場的變化，頗令人關注。

以往國內在勞動市場方面的研究，大都認為勞動市場具有競爭性，例如張清溪、吳崇慶（民國72年），吳惠林（民國74年）。雖然，在張文中也指出公民營企業工資與員工雇用量的調整方式或有不同¹，但對造成這種現象的原因則並未加以探討，近年來由於勞基法的實施而引起勞資爭議案件的激增，這些變化是否會對勞動市場造成影響，而其對公民營製造業勞工的衝擊又如何？值得做進一步的研究。

本文首先以常見的Solow (1957)模型為基礎，透由虛擬變數的方式探討國內公民營製造業員工報償，生產力及制度性因素（勞基法是

* 本文部份取材自作者之一張元農的碩士論文。行政院勞工委員會對張元農作者的財務贊助，以及國營會人力發展組同仁的熱心協助，提供本文所需的實證資料，在此致上萬分謝意。台大經濟系古慧雯教授及另一位匿名評審所提供之寶貴意見，使本文受惠良多。文中內容之任何差誤皆為作者之責任。

** 中山大學財務管理學系副教授。

*** 中山大學企業管理研究所碩士。

否實施) 間的關係²。我們將簡單迴歸的結果列於表一及表二。由表一及表二中，可以看出一個有趣的現象，即以台灣地區製造業(包含公、民營企業)而言，勞基法的施行對員工報償確實會有影響，但是對公營事業而言，員工報償則完全不受勞基法施行的影響³。這種現象很可能來自公營事業員工薪資及福利水準不同於民營事業，因此勞基法的通過對公民營事業員工報償的衝擊也不相同。透由晚近議價理論的發展，我們瞭解，企業支付勞方的報償可以視為勞工議價能力的表徵，因此表一及表二的結果隱含著公民營事業勞工議價能力有差異。但是，由於Solow模型是立基於完全競爭市場的假設，所以，我們並不能針對不同性質廠商的議價能力進行分析。為了進一步探討公民營事業對勞基法施行後不同的反應，我們採用議價理論中Svejnar (1986)所發展的模式進行討論。在下一節(第貳節)中我們首先說明Svejnar模式架構及所推導出之議價能力的實證公式。實證的結果將列於本文的第參節。第肆節為本文的結論。

表一：二階自我相關矯正後公營事業薪資決定因素表

$$\text{迴歸式：} \ln W = \alpha + \beta \ln \frac{Q}{L} + rD$$

解釋變數	迴歸係數	標準差	T-值
$\ln Q/L$	0.7829*	0.1434	5.460
D	0.2778	0.1461	1.901
常數	1.2565	1.5490	0.811
R^2	0.9670		
$P(1)$	-1.2825*	0.3302	-3.884
$P(2)$	0.5912*	0.2956	2.000
Durbin-Watson	2.2282		
N	18		

*：5%顯著異於零

表二：二階自我相關矯正後民營事業薪資決定因素表

解釋變數	迴歸係數	標準差	T-值
$\ln Q/L$	2.8000*	0.2255	12.42
D	-0.3429*	0.1282	-2.674
常數	-19.56	2.2746	-8.598
R^2	0.9339		
$P(1)$	0.34	0.4166	0.821
$P(2)$	0.35	0.3317	1.058
Durbin-Watson	1.0847		
N	18		

*：5%顯著異於零

說明：

1. 由民國51年至79年的民營製造業員工報償與生產力的資料中⁴，可以看出自民國62年前後薪資和生產力間的關係有所改變，因此本研究的研究期間為62-79年。
2. 由於公營事業的製造業集中於經濟部所屬事業，故我們採用經濟部所屬國營事業的資料作為公營事業製造業的代表，資料來源為經濟部會計處編製的「經濟部所屬國營事業會計資料」。
3. 民營事業資料來源為行政院主計處出版的「中華民國勞動生產力趨勢分析報告」及「薪資與生產力統計年報」。
4. 迴歸式中 W 為平均年薪 Q 為勞動生產力（年）
 D 為勞基法實施與否的虛擬變數
 $D = 0$ 代表勞基法施行前的年度（民國73年（包括73年）以前）
 $D = 1$ 代表勞基法施行後的年度（民國74年以後）
 $P(1), P(2)$ 為矯正自我相關的變數

貳、議價理論模式的推導

一、議價模型理論與實證分析的文獻

國外在議價理論方面的論著很多，例如John Nash (1950)利用賽局論的方法分析議價雙方談判的結果。在他的研究中，透由公理的推演發現，議價雙方的議價結果，恰可用雙方效用乘積的極大值代表之。若在議價雙方是對等(symmetry)的假設下，彼此會平分談判的標的。

Zuethen (1930)研究勞動市場集體議價的過程時，認為議價雙方都瞭解對方所能忍受衝突的極限，因此在談判陷入僵局的時候，總會有一方讓步，提出妥協的方案，促使雙方達成協議。Harsanyi (1956)證明Nash的結論與Zuethen的結論完全相同，因此學界多以Nash-Zuethen-Harsanyi (簡稱N-Z-H)解，來表示談判雙方在對等假設下，平分談判標的的情況。但是傳統制度學派的學者(如：Cross, 1966)批評N-Z-H解忽略外生變數(如議價能力、害怕談判破裂的程度)對談判的影響，因此不足以解釋雙方談判的真實狀況。

後續的研究如：Hamermesh (1973)利用美國產業界的資料進行N-H-Z解的實證分析，證實勞工與僱主的議價能力並不相等。Bell & Zusman (1976)利用印度北部平原佃農及地主農作契約的份額驗證N-Z-H解。他們認為若是N-H-Z解存在，則佃農及地主直接對分農作收入即可，彼此不需要花時間去談判，但是實證結果顯示，佃農擁有的技術水準的差異及土地的替代性，都會使談判結果偏離N-Z-H解。

針對制度學派的學者的批評及後續的實證研究結果，Jan Svejnar (1986)將雙方對害怕談判破裂的風險態度及議價能力等外生變數納入Nash的議價模型中。透由公理的推導，Svejnar發展出非對等情況下的議價模型，擴大Nash模式的解釋範圍⁵。

值得一提的是Svejnar的議價模式，可推導出供實證的議價能力的公式，因為Svejnar的模式較具一般性，而且具有可實證的關係式，因此後續研究多採用此一模型。例如Veugelers (1989)便以Svejnar的模

型，分析比利時的產業界。因此本文也將延用Svejnar的模式對國內公民營事業整體的議價能力進行估算及比較。

二、Svejnar 模型的推導

Svejnar 首先假設工會中有 (\bar{L}) 數量的成員， W 為受僱勞工所獲得的薪資總額，工會的效用函數以(2-1)式表之。

$$V(W) = \frac{W^\delta}{\delta} \quad (2.1)$$

根據(2.1)式，工會的相對風險趨避係數可以以(2.2)式表之。

$$t = -\frac{V''(W) \cdot W}{V'(W)} = 1 - \delta \quad (2.2)$$

其中 δ 的數值代表著工會的風險偏好，若 $\delta < 1$ ，則表示工會為風險趨避者， $\delta > 1$ 表示工會為風險愛好者， $\delta = 1$ 表示工會為風險中立者。Svejnar 進一步以 W_a 來表示若談判破裂，工會成員可在市場中找到的最佳工資(alternative wage)，工會與僱主議價的結果將造成 (L) 人數的就業量，其中 $L \leq \bar{L}$ ，因此工會中有 $\frac{L}{\bar{L}}$ 的成員可以獲得 W 的薪資，其餘 $(1 - \frac{L}{\bar{L}})$ 的成員只能獲得 W_a 的薪資，則工會所有成員減去起始點的效用函數可表示為：

$$U_L = \frac{L}{\bar{L}}V(W) + (1 - \frac{L}{\bar{L}})V(W_a) - V(W_a) \quad (2.3)$$

將(2.1)式代入(2.3)式可得出(2.4)式

$$U_L = \frac{L}{\bar{L}} \left(\frac{W^\delta - W_a^\delta}{\delta} \right) \quad (2.4)$$

假設談判破裂，僱主則無利潤可圖，那麼僱主的等利潤線減去談判破裂的起始點可表示為：

$$U_M = \pi = R - WL - H \quad (2.5)$$

其中 R 代表營業收入， WL 代表用人費用， H 代表其他生產成本。

假設 r 表示工會的議價能力， $(1-r)$ 為僱主的議價能力，其中 $1 \geq r \geq 0$ 。透由公理的推演，Svejnar 證明雙方議價的結果可以用 (2.6) 式表示：

$$\max_{LW} U_L^r U_M^{(1-r)} = \max \left[\frac{L(W^\delta - W_a^\delta)}{\delta L} \right]^r [R - WL - H]^{(1-r)} \quad (2.6)^6$$

將 U_L 及 U_M 分別對 W 及 L 微分，我們可進一步導出可供實證的關係式。

三、議價能力的實證公式

為求取議價能力的實證公式，將 (2.6) 式分別對 W 及 L 微分並令其值為零可得到：

$$\begin{aligned} \frac{dU_L^r U_M^{(1-r)}}{dW} &= 0 \\ \frac{(W^\delta - W_a^\delta)}{W^{(\delta-1)}} &= \frac{r\delta}{1-r} \frac{(R - WL - H)}{L} \end{aligned} \quad (2.7)$$

若假設生產函數為 $Q = f(K, L)$ ， P 為產品售價，則 $R = P \cdot Q$ ，則

$$\begin{aligned} \frac{dU_L^r U_M^{(1-r)}}{dL} &= 0 \text{ 可以表示為} \\ \frac{r(R - H)}{L} + (1-r) \left(P \cdot \frac{\partial Q}{\partial L} + \frac{\partial Q}{\partial L} \cdot \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot Q \right) &= W \end{aligned}$$

$$\text{移項化簡得 } W = \frac{R(1-r)}{L} \alpha(1 + \epsilon) + \frac{r(R-H)}{L} \quad (2.8)$$

其中 $\alpha = \frac{\partial Q}{\partial L} \cdot \frac{L}{Q}$ 為勞動的產量彈性。

$\epsilon = \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot \frac{Q}{P}$ 為產品的價格需求彈性。

由 (2.7)、(2.8) 兩式可以得知有兩種方式可以驗證議價的能力，第一種方式即利用 (2.7) 式，並假設工會為風險中立者 ($\delta = 1$)，則 (2.9) 式可以化簡為：

$$W = W_u + \frac{r}{1-r} \frac{(R - WL - H)}{L} \quad (2.9)$$

由 (2.9) 式中可以看出勞工所獲得的薪資為目前市場所能提供的最佳薪

資，加上平均每人獲利額的 $(\frac{r}{1-r})$ 倍，因此在 $\delta = 1$ 的假設下， r 可由(2.9)式中求得。

另外一種方式則是解(2.7)、(2.8)兩聯立方程式，在Cobb-Douglas生產函數的假定之下，利用充分資訊下的最大概似估計法(full information maximum likelihood method)，將 W 及 L 視為內生變數， H, R, W_a 視為外生變數，同時解出 r, δ 及 $\alpha(1 + \epsilon)$ 的值。由於這個方式必須假設廠商的生產函數，而且產品的價格需求彈性不易估計，後續的研究多採第一種方式，如Reinhilde Veugelers (1989)，在本研究中，我們的實證部份也將利用第一種方式進行實證分析。

參、國內公民營事業員工議價能力的實證分析

在本節中，我們根據前面議價能力的實證公式（第(2.9)式），以實際的資料針對國內公民營事業，推算出公民營事業員工的議價能力。以進行比較。

在計算員工議價能力時所使用的變數如營業淨利為公司全年營業收入減去今年營業支出。用人費用(WL)為薪資、福利及津貼支出。雇用人數(L)為年底總用人數。市場年薪(W_a)由於資料不易蒐集，因此以當年度基本工資代替⁷。平均年薪(W)，以用人費用除以雇用人數求得。我們將公民營事業員工議價能力的估計值列於表三。

表三：公民營製造業勞工議價能力表

項目 年度	全體公營 事業	全體民營 事業
民國63年	0.52	0.41
民國64年	0.33	0.53
民國65年	0.47	0.50
民國66年	0.55	0.54
民國67年	0.70	0.44
民國68年	0.41	0.36
民國69年	0.45	0.45
民國70年	0.55	0.66
民國71年	0.70	0.72
民國72年	0.64	0.45
民國73年	0.45	0.40
民國74年	0.58	0.47
民國75年	0.56	0.38
民國76年	0.50	0.31
民國77年	0.48	0.33
民國78年	0.49	0.33
民國79年	0.66	0.33
平均值	0.53	0.45
標準差	0.10	0.11

由表三中可以看出，整體而言，我國公營事業勞工議價能力的平均值，高於0.5（Nash解），表示勞工在議定薪資時較僱主有利，而民營事業勞工議價能力則低於0.5，表示勞工在議定薪資時較僱主不利。爲了進一步了解其間的差異，我們以 T 檢定比較公民營事業整體勞工議價能力。檢定結果整理成表四。由表四中可以看出整體而言公民營事業勞工議價能力在統計上並不相同。公營事業員工的議價能力顯著地大於民營事業員工之議價能力。最後，我們探討勞基法的實施對公民營事業議價能力的影響。我們再以勞基法在民國七十四年發生效力

表四：公民營製造業勞工議價能力 T 檢定結果

	全體公民營事業比較
t 值	2.247*
N	17

*5%顯著異於零

說明：

1. 公營事業的樣本乃是以經濟部所屬國營事業的資料代替，由於議價理論實證公式的限制，將國營事業中中油、台電等獨占性公司，台機、中船等連年虧損的公司剔除，所餘的六家公司為：中國鋼鐵股份有限公司、中國石油化學工業開發股份有限公司、台灣肥料股份有限公司、台灣糖業股份有限公司、台灣製鹽總廠、中華工程股份有限公司。資料來源為經濟部會計處編製的「經濟部所屬國營事業會計資料」。
2. 民營事業的樣本乃是以中華徵信所出版的「中華民國大型企業排名」製造業部份中的前五百大民營企業資料為準。
3. 配合前述員工報償的研究，本研究期間以民國 63-79 年為準。

為準，觀察最近五年公民營事業勞工議價能力的變化。我們發現，公營事業勞工議價能力不受勞基法施行的影響，而民營事業勞工的議價能力則在勞基法施行之後有顯著的差異⁸。

肆、結 論

在本文中，我們透由實證的方式探討「勞動基準法」對製造業中的公民營事業員工報償及議價能力的影響。在第一節中，我們以 Solow

(1957)的模型為基礎，利用簡單迴歸的方式來探討公民營事業員工報償的決定因素。我們發現除了勞動生產力外，勞基法的實施有助於公營事業員工報償的提升（但不具統計的顯著性）。但是勞基法的實施卻不利於民間事業員工的報償（且具有統計上的顯著性）。同時，因為公民營員工報償的這兩條簡單迴歸式所得的 R^2 高達0.967及0.934，顯示「勞動生產力」及「勞基法實施」兩項因素已可相當充份地解釋公民營事業員工的薪資決定因素。

由於在第一節中，「勞動基準法」對於公民營事業員工報償的影響大不相同。因此，本文對造成此項差異的原因作更深入的探討。透由晚近賽局論的發展，吾人瞭解員工的報償乃是員工議價能力的表徵。因此，本文進一步由賽局論的觀點，對公民營事業員工的議價能力進行估算。並希望藉此說明勞基法對公民營事業員工報償影響不同的原因。

在第三節的實證分析中，我們得到和第一節相類似的結論。勞基法的實施對公營事業員工議價能力的影響並不顯著，而對民營事業員工的議價能力則有顯著的負面影響。同時，公營事業員工的議價能力也顯著地高於民營事業。

對於這樣和直覺相違的結果，我們進一步提出可能的解釋：當「勞動基準法」於民國73年6月通過時，勞基法所規範的勞動條件比當時勞動市場上的條件為優⁹。因此，在勞基法實施的初期，勞方分配的「份額」（議價能力）也相當的高。自表三中可以看出，民國74年時民間部門勞方的議價能力達到最高峰。然而，隨著時間的增加，民間企業也相對地採取一些因應對策。例如：減少製造部門員工僱用人數，增加資本使用量，以增加勞動生產力。或者，進行海外投資以減少對勞動之需要。因此，自民國75年以後，民營部門員工的議價能力也逐年下降，而漸趨穩定¹⁰。相反的，公營事業在勞基法通過之後，因為受限於人事法規的約束，無法適度地調整生產方式，生產規模及

員工人數。因此，支付勞方報酬的份額逐年上升。勞方的議價能力也因而居高不下。

透由以上的討論，我們發現，勞基法對公民營員工議價能力形成差異的原因，很可能是來自公民營因應勞基法規範能力的不同而造成的。公營事業因為受限於人事法規，無法在生產方式及員工僱用上作出重大的調整。因此，勞基法的通過，使得員工的議價能力上升，而另一方面民營事業因為能針對勞基法的規範迅速反應，所以勞基法對議價能力的影響十分有限，（甚至為負）。

基於以上的分析，我們對國內公營事業主管提出以下的建議：

1. 鑑於國內公民營事業經營績效的相關研究指出公營事業的經營績效較相關的民營為差¹¹，又由本研究中得知公營事業員工的議價能力高於民營事業，主管機關在改善公營事業經營績效時，除了精簡用人之外，也應檢討用人法規中薪資與福利制度的相關規定，以縮減公民營事業員工間的差異。
2. 由於公營事業員工議價能力較民營事業為高，因此，政府在執行公營事業開放民營措施時，由於民營化後，公營事業員工議價能力可能降低，因此將會受到員工的抵制，主管機關應針對此一現象善謀對策。

註 釋

- 1 張清溪、吳崇慶，432頁。
- 2 根據Solow模型，若生產函數具有固定規模報酬的特性，則勞動力的產量彈性為

$$\epsilon_L = S_L = \frac{\partial Q}{\partial L} \cdot \frac{Q}{L} \quad \text{其中，} \frac{\partial Q}{\partial L} = MP_L = Wage。$$

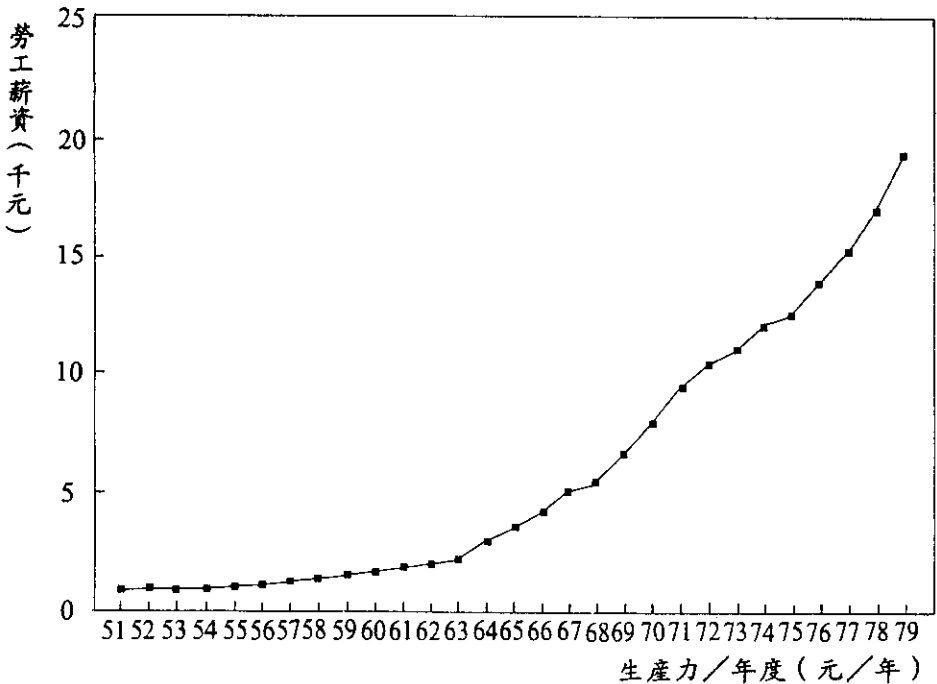
所以，員工報償與生產力的關係可以表示為 $W = S_L \cdot \frac{Q}{L}$ 。

因此，員工報償與生產力的關係可進一步表示為： $\log W = \log S_L +$

$\log \frac{Q}{L}$ 。

同時，我們以虛擬變數的方式探究勞基法的影響。

- 3 表二中之 D-W 值，呈現有自我相關的現象，這將會使得 R^2 高估。
- 4 附圖一民營事業勞工薪資與生產力關係圖：（民國 51~79 年）



資料來源：行政院主計處，中華民國勞動生產力趨勢分析報告、薪資與生產力統計提要

- 5 透由公理的推論 Svejnar 證明，議價的結果恰為： $\max(U - \bar{U})^r (V - \bar{V})^{1-r}$ 的解。其中， r 及 $(1-r)$ 分別代表議價雙方的議價力量。其他的學者雖也曾以公理推論的方式得出過類似的結果（如：Kalai (1977)）。然而卻沒有進一步地導出可供實證的關係式。

6 Svejnar, J., 1986, p.1075.

7 「基本工資」和「替代工資」的經濟意義不完全相同。以「基本工資」作為「替代工資」的「替代變數」，是在資料不易彙集之下，次佳的作法。

8 (1) 公營事業勞工議價能力受勞基法影響的檢定過程如下：

a. 檢定勞基法實施前後兩群樣本變異數是否相同

$H_0: \sigma_0^2 = \sigma_1^2$ σ_0^2 代表勞基法施行之前的樣本變異數。

$H_1: \sigma_0^2 \neq \sigma_1^2$ σ_1^2 代表勞基法施行之後的樣本變異數。

$$F = \frac{(0.0692)^2}{(0.1190)^2} = 0.338 < F(0.95; 5, 10) = 3.33$$

接受 H_0 ，表示 σ_0^2, σ_1^2 有可能相等。

b. 檢定勞基法實施前後兩群樣本平均數是否相同

$H_0: \mu_0 = \mu_1$ μ_0 代表勞基法施行之前的樣本平均數

$H_1: \mu_0 \neq \mu_1$ μ_1 代表勞基法施行之後的樣本平均數

$$S_p^2 = 0.079$$

$$t = 0.55 < t(0.95, 16) = 1.746$$

接受 H_0 ，表示勞基法施行前後公營事業勞工議價能力的平均數差異不顯著。

(2) 民營事業勞工議價能力受勞基法影響的檢定過程如下：

a. $H_0: \sigma_0^2 = \sigma_1^2$ $F = 3.53 > F(0.95; 5, 10) = 3.33$

$H_1: \sigma_0^2 \neq \sigma_1^2$

拒絕 H_0 ，表示 σ_0^2, σ_1^2 不相同

b. $H_0: \mu_0 = \mu_1$

$H_1: \mu_0 \neq \mu_1$

$$\mu = 15.05 \rightarrow 16$$

$$t' = 3.35 > t(0.95, 16) = 1.746$$

拒絕 H_0 ，表示民營事業勞工議價能力的平均數在勞基法施行前後有顯著的差異。

- 9 這個看法可以自勞基法通過前後各年勞資爭議案件的件數及爭議的內容可以得到旁證。勞基法通過（1984年）之後的勞資爭議案件自1983年不及1000件（921件）上升至1984年的1154件及1985年的1662件。而爭議的內容也多以「要求津貼」，「待遇調整」，「積欠工資」...等與報償有關的項目為主。顯示「勞動基準法」所規範的工作條件較當時勞動市場內的條件為優。
- 10 和這個看法相印證的，是勞資爭議案件變化的趨勢。自1985年勞資爭議案件達到最高潮之後，1986年以來，勞資爭議案件已有漸趨穩定，甚或有遞減的趨勢。似乎勞資雙方已漸能適應由勞基法所設定的規範。
- 11 林東清（民國71年）、許嘉棟（民國72年）、孫克難（民國75年）

參考資料

中華徵信所

中華民國台灣最大民營企業Top 500，民國62年—79年。

林東清

1982 「我國公營事業績效之分析」，台銀季刊33(2):99-142。

吳惠林

1985 「台灣地區製造業工資與勞動生產力之變動分析」，企銀季刊8(4):61-115。

孫克難

1986 「公營事業經營績效之決定因素試析」，中華經濟研究院經濟專論(92)。

許嘉棟

- 1983 「公營事業與民營事業經營效率的計量分析—成本函數之應用」，*經濟論文* 11(1):183-208。

張清溪、吳崇慶

- 1983 「由製造業工資變動看台灣勞動市場的競爭性」，*台灣工業發展會議*，中研院經研所，頁 427-439。

Bell, C. & Zusman, P.

- 1976 "A Bargaining Theoretic Approach to Cropsharing Contracts," *American Economic Review* 66(4):578-588.

Cross, John G.

- 1966 "A Theory of the Bargaining Process," *American Economic Review* 56:67-94.

Hamermesh, D.

- 1973 "Who 'Wins' in Wage Bargaining?" *Industrial and Labor Relations Review* 26:1146-1149.

Harsanyi, John C.

- "Approaches to the Bargaining Problem Before and After the Theory of Games," *Econometrica* 24:144-157.

Kalai, E.

- 1977 "Nonsymmetric Nash Solutions and Replications of Two-Person Bargaining," *International Journal of Game Theory* 6:129-133.

Nash, John F.

- 1950 "The Bargaining Problem," *Econometrica* 19(2):155-162.
1953 "Two Person Cooperative Games," *Econometrica* 21(1):128-140.

Solow, R.

- 1957 "Technical Change and the Aggregate Production Function,"
Review of Economics and Statistics 39:312-320.

Svejnar, J.

- 1980 "On the Empirical Testing of the Nash-Zenthen Bargaining Solution," *Industrial and Labor Relations Review* 33:536-542.
- 1986 "Bargaining Power, Fear of Disagreement and Wage Settlements: Theory and Evidence from U. S. Industry,"
Econometrica 54:1055-1078.

Veugelers, Reinhilde

- 1987 "Wage Premia, Price-Cost Margins and Bargaining Power in Belgian Manufacturing," *European Economic Review* 33:169-180.

Zeuthen, Frederick

- 1930, 1968 *Problems of Monopoly and Economic Warfare*. London: Routledge and Kegan Paul.

勞動市場與勞資關係，施俊吉主編

中央研究院中山人文社會科學研究所專書(29)，頁163—188

民國81年8月，台灣，台北

家庭所得分配的勞動經濟分析 —台灣雙薪家庭實證*

劉鶯釗**

壹、前言

所得分配的均平與否，係經濟發展過程中最重要的指標之一。過去在以家庭為衡量單位，探討所得分配不均來源的諸項研究中，許多文獻根據家庭所得的因素分解，針對家庭成員的勞動報酬、非勞動報酬的變異性以及其間的相關性加以說明。近年來，由於婦女勞動參與率的不斷提升，有偶婦女的勞動報酬對家庭所得分配的均平化效果，更成為所得分配研究者探討的重要課題（參見Liu and Chang，1987；Nelissen，1990等）。

夫妻乃家庭之核心，其所賺取的勞動報酬自然成為家庭所得的主體。然而，勞動報酬的背後則有個人的時間配置(time allocation)問題；事實上，婦女尤其是有偶婦女在家務及外出工作上所扮演的雙重角色，早已在時間配置理論的分析裡成為引人注目的一環（參見Becker，1965；Gronau，1977），而有偶婦女的勞動供給（或休閒）與家庭其他成員（尤其是丈夫）間勞動供給（或休閒）的互動性更不容忽視（參見Ashworth and Ulph，1981等）。質言之，個人的勞動

* 本文的順利完成，得感謝國科會的補助（計畫編號：NSC79-0301-H002-23）；同仁張清溪、古慧雯教授的熱心協助，朱雲鵬、劉錦添兩位教授以及諸位與會者在「勞動市場與勞資關係研討會」的指正，研究助理杜淑美、陳麗光兩位小姐的幫忙，均在此一併致謝；最後，感謝兩位匿名審查者的建議。唯文內若有任何錯誤，概由作者自行負責。

** 台大經濟系教授。

報酬係「工時」與對應的「工資率」之相乘積，而工時與工資則是用來說明勞動行為最重要的兩個變數，前者表現個人的勞動供給決策，後者則反應個人的勞動生產力，同時兩者之間亦密切關聯。因此，若將所得分配的因素分解僅止於勞動報酬間之變異性及相關性之浮面分析，將無法窺知個體經濟行為之決策內涵，也因而無法洞察所得分配不均之真正來源。

雖有少數文獻，如 Layard and Zabalza (1979)、Gronau (1982) 等曾以工資、工時或勞參率等勞動經濟變數進行因素分解，然而，對其中各因子間之相關與因果方向，卻未能由個人勞動經濟行為及其間之互動關係加以深入的說明。據此，本文在下一節即先依因素分解法，將衡量家庭所得分配不均度之變異係數平方項¹分解成若干因子，再就各因子的內涵，進一步分解成工資率與工時等勞動經濟變數，以便利用勞動經濟理論之架構分析所得分配。第參節接著援用1988年「台灣地區婦女生活狀況調查」的雙薪家庭資料，以驗證上列理論模型。最後一節為結論與建議。

當然，僅運用工資率與工時兩變數絕難以完整說明家庭所得分配所涵蓋的各項個體決策行為及其間之互動關係；同時，更由於模型的限制，本文亦僅能採用雙薪家庭資料進行分析。如此，由本研究所可能獲致之成果，或可期待對所得分配之不均來源提供一個更接近個人決策行為的具體方向，然卻較無法遽下結論而得到直接的政策意義。

貳、家庭所得分配之因素分解

家庭成員的勞動行為與非勞動報酬間固有其密切的關係在（參見 Liu and Chang, 1987），但由於勞動報酬係構成家庭所得的主要成份，且本文目的在探討夫妻勞動報酬背後之工時、工資的形成及其行為間的互動關係，故暫不考慮家庭的非勞動報酬，並將家庭成員簡化為夫妻兩人，以利分析。

今以 Y 代表特定期間內，一個家庭的夫妻所得總和，即：

$$Y = Y_m + Y_f$$

式中， Y_m 與 Y_f 分別代表丈夫 (m) 與妻子 (f) 所得。

首先，依循變異係數 (coefficient of variation, 寫為 C) 的定義及運算，上列家庭所得的變異係數平方可分解如下：

$$C^2 = a_m^2 C_m^2 + (1 - a_m)^2 C_f^2 + 2a_m(1 - a_m)r_{mf}C_mC_f \quad (1)$$

式中， C 、 C_m 、 C_f 分別代表家庭、丈夫及妻子所得的變異係數； a_m 代表丈夫的所得配份； r_{mf} 代表丈夫所得與妻子所得的相關係數。

由式(1)可看出：家庭所得分配的變異大小，係丈夫所得之變異、妻子所得之變異以及其間交互影響效果之加權平均。

其次，我們要進一步探究 C_m 、 C_f 及 r_{mf} 的大小是如何形成的？今知勞動報酬係工時與工資率的相乘積，即：

$$Y_i = w_i H_i, \quad i = m, f \quad (2)$$

式中， w 代表工資率； H 代表工時。

為便於運算，我們可根據泰勒展開式，將式(2)寫成下列近似式：

$$Y_i \doteq \bar{w}_i H_i + \bar{H}_i w_i - \bar{w}_i \bar{H}_i, \quad \text{且} \quad \bar{Y}_i \doteq \bar{w}_i \bar{H}_i, \quad i = m, f \quad (3)$$

式中， \bar{Y} 、 \bar{w} 、 \bar{H} 分別代表所得、工資率及工時的算術平均數。

於是，對應於式(3)的變異數及變異係數平方，可推導如下：

$$\text{Var}(Y_i) \doteq \bar{H}_i^2 \text{Var}(w_i) + \bar{w}_i^2 \text{Var}(H_i) + 2\bar{w}_i \bar{H}_i \text{Cov}(H_i, w_i), \quad i = m, f \quad (4)$$

$$\text{亦即, } C_i^2 \doteq C_{w_i}^2 + C_{H_i}^2 + 2C_w C_H r_{w_i, H_i}, \quad i = m, f \quad (5)$$

又，可近似推導出夫妻所得的共變異數為：

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_m, Y_f) &\doteq \bar{H}_m \bar{H}_f \text{Cov}(w_m, w_f) + \bar{w}_m \bar{w}_f \text{Cov}(H_m, H_f) \\ &\quad + \bar{w}_f \bar{H}_m \text{Cov}(w_m, H_f) + \bar{w}_m \bar{H}_f \text{Cov}(w_f, H_m) \quad (6) \end{aligned}$$

據此，對應於夫妻所得之相關係數即為：

$$r_{mf} \doteq \left(\frac{\bar{H}_m \bar{H}_f s_{w_m} s_{w_f}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{w_m w_f} + \left(\frac{\bar{w}_m \bar{w}_f s_{H_m} s_{H_f}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{H_m H_f} \\ + \left(\frac{\bar{w}_f \bar{H}_m s_{w_m} s_{H_f}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{w_m H_f} + \left(\frac{\bar{w}_m \bar{H}_f s_{w_f} s_{H_m}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{w_f H_m} \quad (7)$$

式中， s 代表變數的標準差， r 則為相關係數。

式(4)–(7)顯示出相當豐富的內涵。式(4)指出：丈夫或妻子所得的變異性係源於個人工資、工時及兩者間的變異與共變異之加權平均；以變異係數表現的式(5)則指出更單純的加總結果。式(6)則表示：夫妻所得的共變異係由彼此的工資與工時兩兩間的共變異加權得來；式(7)則是以相關係數表示該項互動關係。

儘管如此，式(4)–(7)也僅止於勞動經濟變數間的變異、共變異或相關等簡單統計量的說明。至於變數間的因果分析，則有必要做進一步的說明，亦即，式(4)–(5)中，欲知工時與工資變異數值大小的根源，則須分別探究個人的工時函數與工資函數；而式(6)–(7)中各項共變異數及相關因子，也須由對應的工時函數之內容得到充分的了解。

參、工資函數與工時函數

一、工資函數

工資函數的設定，自Mincer (1958, 1974)，Becker and Chiswick (1964)等的「人力資本模型」，以至於Tinbergen (1951, 1956)、Rosen (1974)等所提出的「特徵模型」(hedonic model)，文獻相當豐碩，且對工資（或工資對數值）的諸項決定因素大都已有共識，爭論不多。

人力資本模型主要著重在教育及工作經驗對勞動報酬的影響；特徵模型則同時考慮個人特徵及工作特性等供需兩面的因素，來說明工資的差異性。儘管解釋方式不一，多數有關台灣資料的實証文獻（參見Gannicott, 1986；劉錦添和劉錦龍，1987；吳惠林，1988；劉鶯

釧，1989等）均結合兩模型所強調的決定因素進行分析，而有了具體的研究成果。基本上，為配合上節的分解因子，本文所設定之夫妻工資模型，應變數將為個人工資率，自變數則包括教育、年齡、工作經驗、行職業特性等。

二、工時函數

根據新古典學派的理論，個人的勞動供給決策與其他的經濟行為（如消費決策）一樣，是在考慮各項限制條件下，追求效用極大的結果。就最簡單的靜態勞動供給模型而言，個人在特定時間內的效用(U)，乃決定於其偏好及其所消費的商品(X)與休閒(L)，亦即 $U = U(L, X)$ 。對應的限制條件：一是個人在各項活動所用的時間總合(T)是固定的，而將之分配在工作(H)與休閒，即 $T = H + L$ ；二是可用的消費預算 PX （ P 為商品價格）等於勞動所得(wH)與非勞動所得(V)之和，即 $PX + wL = wT + V$ 。於是，由而導出的個人工作時間（或休閒）即成為個人工資率、商品價格與非勞動所得的函數。而Mincer (1962)、Gronau (1977)等則更提出時間三分(three-way choice)的概念，將家務等非市場工作的機會成本納入個人勞動供給函數的考慮內，而使得該項分析更趨於完整。無論如何，這樣的分析方式，顯然是假定每個人的行為都是獨立的。然而，早在Veblen (1934)的「炫耀性消費」以及Dusenberry (1949)的「示範效果」之研究裡，即已提出個人的經濟行為與他人行為相關的概念。而人們的勞動供給行為所具備的相互依賴性之觀念，也可追溯到Keynes (1936)的一般理論。事實上，個人勞動供給的相依性以家庭成員間，尤其是夫妻間的關係最為明顯。有關家庭成員間聯合勞動供給決策模型之討論，大致可區分為三類，分述如下。

第一類稱為「男性沙文模型」(male chauvinist model; 參見Barth, 1967; Bowen and Finegan, 1965, 1966, 1969; Parker and Shaw, 1968及Tella, Tella and Green, 1971等)。此一模型假定妻子的勞動供給會受丈

夫所得的影響，而丈夫的勞動供給決策則無視於妻子的存在。這種過於簡化的假設，也因而限制了該項模型的應用範圍。第二類模型謂之「家庭效用—家庭預算限制模型」(family utility - family budget constraint model; 參見 Kosters, 1966; Bloch, 1973; Ashenfelter and Heckman, 1974 及 Olsen, 1977 等)。這個模型的基本特色是將整個家庭視為單一的決策單位，而有一家庭效用函數(U)，該函數乃包括家庭內每一成員的休閒以及消費商品；若僅考慮夫妻二人，則可寫為 $U = U(L_m, L_f, X)$ ；家庭預算則包括所有成員的勞動報酬以及家庭的其他非勞動報酬，亦即 $w_m(T - L_m) + w_f(T - L_f) + V = PX$ ，並依此限制條件追求家庭效用之極大。據此導出的夫或妻的工時函數，除了仍包括夫或妻本身的工資率、商品價格及非財產所得外，尚且包括了配偶的工資率。縱使本模型可以如此表現出個人勞動供給間的相依性，但以家庭為單位的決策過程為何，卻頗令人費解。第三類所謂的「個人效用—家庭預算限制模型」(individual utility - family budget constraint model) 或可彌補其缺失。此類模型的分析中，家庭內的每個成員均有其個人的效用函數，亦即 $U_i = U_i(L_i, X)$ ， $i = m, f$ ；而仍以整個家庭預算為限制條件，各自追求個人效用之極大。其中，有以反應函數(reaction functions)說明成員間彼此的互動行為者(如 Leuthold, 1968; Ashworth and Ulph, 1981 等)，有以議價模型(bargaining models)說明成員間勞動供給的調整過程者(如 Horney and McElroy, 1978; Manser and Brown, 1980 等)。無論如何，該項模型導出的個人工時函數，亦以配偶的工資率表現夫妻勞動供給的相依性。

簡言之，上列三項模型除了第一類外，第二、三兩類模型均以配偶的工資率考慮夫妻彼此間勞動供給的互動關係。事實上，夫妻既是共事家庭生活的主體，不論其時間的安排具互補性或替代性，任何一人的效用都會直接受到配偶休閒時間多寡的影響，應可視為理所當然。於是乎，在考慮了個人效用函數同時包括自身的休閒及配偶休閒

的情況下，夫妻的勞動供給函數即可利用下列聯立方程式，表現共同決策的基本內容。

$$H_m = f(w_m, w_f, H_f, P, V, \text{其他控制變數}) \quad (8)$$

$$H_f = g(w_m, w_f, H_m, P, V, \text{其他控制變數}) \quad (9)$$

肆、實証分析

一、資料來源

本文實証部份，所用資料係取自內政部、國科會、台大及中研院合作進行的1988年「台灣地區婦女生活狀況調查」。該項調查之對象為居住於台灣地區普通住戶內，具有中華民國國籍之25-59歲婦女。其抽樣母體來自行政院主計處1988年家庭收支調查之樣本（合計16,434戶），分層兩段隨機抽得4,328位婦女，經派員實地訪問後，完成有效樣本數為3,803位。

「婦女生活狀況」調查內容包括婦女年譜、就業、家務以及婦女與婆、娘家之移轉行為等部份。根據有效樣本資料，該項調查顯現之婦女年齡、教育程度及婚姻狀況如表一及表二所示。再經母體推估結果，其所推估出來的25-59歲母體婦女，年齡與教育程度的分配，相當接近台灣地區「家庭收支調查」及「勞動力調查」對應的婦女屬性分配，足見該調查具備相當的代表性。（參見台灣地區婦女生活狀況調查報告。）

「婦女生活狀況調查」資料包括靜態與動態兩類。靜態資料以1988年12月31日為資料標準日，動態資料則包括1988年年底以前溯至受訪者15歲之間的歷年資料。本文所用者主要是1988年之全年資料及數項相關資料。該調查亦具備多項官方調查所欠缺之資料特色，如婦女家務工作之分擔者、婦女與父母、公婆間之財貨與時間移轉（如分家、贈與、疾病與老年看護、照顧孫子女等）以及婦女之上學、結

婚、生育等年譜，凡此等資料均相當適合本文所用。再者，由於本文係以有偶婦女為分析對象，經挑選並刪除部分資料不全者，共取得樣本數2,504戶；而該項樣本中，夫妻皆屬有酬工作者合計1,359戶。

表一：樣本婦女之年齡與教育程度

單位：人

教育	年 齡							
	合計	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59
合計	3,803	673	851	769	482	444	328	256
不識字	575	6	23	54	77	152	138	125
自修	20	1	1	2	3	3	3	7
小學	1,567	125	314	396	282	211	142	97
初職	25	4	5	9	2	3	1	1
初(國)中	475	179	139	65	35	25	20	12
高職	605	222	199	124	27	17	13	3
高中	196	47	59	31	22	19	7	11
二、五專	139	35	43	37	12	8	4	0
三專	72	15	24	20	11	2	0	0
大學	122	39	39	29	11	4	0	0
研究所	7	0	5	2	0	0	0	0

表二：樣本婦女之年齡與婚姻

單位：人

婚姻	年 齡							
	合計	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59
合計	3,803	673	851	769	482	444	328	256
未婚	159	92	35	20	6	2	2	2
有偶	3,480	578	800	725	448	406	300	223
分居離婚	54	2	11	11	8	14	5	3
喪偶	256	1	5	13	20	22	21	28

二、變數的衡量

- $Y_{m(f)}$: 丈夫(妻子)在1988年主要工作之平均月薪(包括與該項工作有關的全部收入)。
- $H_{m(f)}$: 丈夫(妻子)在1988年主要工作之平均每月工時(=平均每天工時×平均每週工作天數)。
- $w_{m(f)}$: 丈夫(妻子)工資率(= $Y_{m(f)}/H_{m(f)}$)。
- $ED_{m(f)}$: 丈夫(妻子)教育年數。
- $AG_{m(f)}$: 丈夫(妻子)年齡; $AG = 1988 - \text{西元出生年次}$ 。
- $XP_{m(f)}$: 丈夫(妻子)目前工作年資。
- HA_f : 妻子的健康狀況。凡是在1988年內因身體不好而請假之天數超過一週者, $HA_f = 1$; 否則, $HA_f = 0$ 。
- $PA1_f$: 有偶婦女的先生有幫忙家務者, $PA1_f = 1$; 否則, $PA1_f = 0$ 。
- $PA2_f$: 有偶婦女的父母或公婆有幫忙家務者, $PA2_f = 1$; 否則, $PA2_f = 0$ 。
- C_2 : 子女年齡 <3 的人數。
- C_5 : $3 \leq$ 子女年齡 <6 的人數。
- $PR_{m(f)}$: 丈夫(妻子)每週工時 <40 者, 視為半職工作, 此時, $PR_{m(f)} = 1$; 否則, $PR_{m(f)} = 0$ 。
- V : 財產, 自有房屋者, $V = 1$; 否則, $V = 0$ 。
- ST_f : 妻子從業身份。以受僱者為參考組, 分設 $ST1_f$ (僱主)、 $ST2_f$ (自營作業者以及手工、零工等不固定工作者)等兩個虛擬變數。
- $OC_{m(f)}$: 丈夫(妻子)的職業。以監督佐理、買賣工作及服務工作人員等職業為參考組, 分設 $OC1_{m(f)}$ (包括專門技術、行政主管等人員)及 $OC2_{m(f)}$ (包

括農林漁牧工作者及生產體力工作等人員) 兩個虛擬變數。

$IN_{m(f)}$: 丈夫(妻子)的行業。以農林漁牧礦等第一級產業為參考組, 分設 $IN1_{m(f)}$ (包括製造、營造、水電燃氣等二級產業) 及 $IN2_{m(f)}$ (包括商、運輸通信、金融保險等三級產業) 兩個虛擬變數。

三、變異係數及相關係數之分解分析

首先, 由表三來了解有關變數的幾項基本統計值。由於我們必須將實際家庭所得變數的分解因子與對應於夫妻的工時、工資率的變異相連結, 因此分析對象乃侷限於夫妻均屬有酬工作者的樣本。就 1,359 戶夫妻皆屬有酬工作者的家庭而言, 其家庭所得 ($Y = Y_m + Y_f$), 在 1988 年之平均月收入約三萬五千元, 其中丈夫的平均月收入 (Y_m) 約二萬二千餘元, 妻子的月收入 (Y_f) 則為丈夫的百分之六十左右。而對應於丈夫與妻子平均每個月的工作時間, 則旗鼓相當, 均約二百小時左右 (亦即每週工作約五十小時), 唯丈夫較妻子多些。據此, 丈夫的平均工資率 ($w_m = Y_m/H_m$) 為一百十五元左右, 妻子的工資率 ($w_f = Y_f/H_f$) 則為七十餘元。再就各項數值的變異性來看: 若僅考慮丈夫的收入, 其變異係數 (C_m) 約為 0.55, 雖然妻子收入的變異係數 (C_f) 相對地高, 為 0.73, 但是夫妻合計之後的家庭收入的變異係數

表三：各項變數之基本統計值

變數名稱	平均數	標準差	變異係數
家庭每月收入 (Y)	34,855 元	18,344 元	.5263
丈夫每月收入 (Y_m)	21,799 元	12,070 元	.5538
妻子每月收入 (Y_f)	13,058 元	9,571 元	.7329
丈夫每月工時 (H_m)	205 小時	56 小時	.2736
妻子每月工時 (H_f)	199 小時	73 小時	.3655
丈夫工資率 (w_m)	114 元	80 元	.7057
妻子工資率 (w_f)	74 元	74 元	.9924

附註：樣本數為 1,359 戶 (夫妻皆屬有酬工作者)。

(C)則降為0.53不到，此乃顯示有偶婦女的參與勞動市場，有平均所得分配的效果²。至於工時的變異性，丈夫的(C_{H_m})為0.27，妻子的(C_{H_w})則為0.37；此外，丈夫工資率的變異性(C_{w_m})為0.71，妻子的則為(C_{w_f})為0.99。

接著，依循式(1)進行整體家庭所得變異係數平方的因素分解，列如表四。其中，丈夫的所得配份(a_m)為63%，妻子的配份則為37%，由而加權平均的結果，丈夫所得變異對總所得變異的貢獻為43.32%，妻子所得的貢獻成分為27.22%，餘屬交互相關的貢獻有29.50%。由於夫妻所得的正向相關($r_{mf} = .4294$)，致使交叉因子對總所得的變異貢獻成分呈現正向影響。若進一步考察 C^2 與 C_m^2 的差異來源，令 $D = C^2 - C_m^2$ ，則D可以寫為：

$$D = (a_m^2 - 1)C_m^2 + (1 - a_m)^2C_f^2 + 2a_m(1 - a_m)r_{mf}C_mC_f$$

表四：家庭所得變異係數平方(C^2)之因素分解

C^2	C_m^2	C_f^2	r_{mf}	a_m
	.3067	.5371	.4294	.6254
.2770	$a_m^2 C_m^2$	$(1 - a_m)^2 C_f^2$	$2a_m(1 - a_m)r_{mf}C_mC_f$	
	.1200	.0754	.0817	
(100%)	(43.32%)	(27.22%)	(29.50%)	

由表四計得上式右邊第一項的數值為-.1867，而後兩項數值合計為.1570，因此D值即等於-.0297，顯示妻子所得的加入，使得整體家庭所得的變異小於原只考慮丈夫所得之變異，而造就了一個所得分配均平化的效果。這項實證結果與過去的研究（參見Liu and Chang, 1987）是一致的。

再者，依循式(5)及式(7)，將 C_m^2 、 C_f^2 及 r_{mf} 按工資與工時兩變數予以分解，列如表五及表六。就表五而言，丈夫所得的變異乃由丈夫工資率的變異所主導，而丈夫工時的變異微乎其微，自是在意料之

中；且由於對應的工時與工資率的負相關，產生了部分的對消作用；又因一次式化的誤差，致使右邊三項的加總高出了既有的 C_m^2 值。其次，妻子所得的變異來源與丈夫的情況雷同，亦主要來自妻子工資率的差異，對應的工時變異則大些，唯其角色的重要性仍不明顯，而妻子工時與工資率的負相關性也造成部分的對消；最後，右邊三項的總和仍與 C_f^2 值有所差別，顯示一次式化誤差的存在。就表六而言，夫妻所得的相關係數來自四個因子的影響；結果顯示 $r_{w_m w_f}$ 與 $r_{H_m H_f}$ 呈現正向影響效果，而 $r_{w_m H_f}$ 與 $r_{w_f H_m}$ 則呈現負面效果；然而，除了 $r_{w_m w_f}$ 外，其他三項因子的影響卻都相對地小，亦即夫妻之間的正配對（工資率代表個人基本的生產力水平）關係主導了夫妻所得的正向相關。

表五 a：丈夫所得變異係數平方 (C_m^2) 之因素分解

C_m^2	$C_{w_m}^2$	$C_{H_m}^2$	$2C_{w_m} C_{H_m} r_{w_m H_m}$	$r_{w_m H_m}$
.3067	.4980	.0749	-.1289	-.3338

表五 b：妻子所得變異係數平方 (C_f^2) 之因素分解

C_f^2	$C_{w_f}^2$	$C_{H_f}^2$	$2C_{w_f} C_{H_f} r_{w_f H_f}$	$r_{w_f H_f}$
.5371	.9849	.1336	-.2285	-.3150

表六：夫妻所得相關係數 (r_{mf}) 之因素分解

r_{mf}	$r_{w_m w_f}$	$r_{H_m H_f}$	$r_{w_m H_f}$	$r_{w_f H_m}$
.4294	.3519	.2481	-.1543	-.0731
	$a_1 r_{w_m w_f}$	$a_2 r_{H_m H_f}$	$a_3 r_{w_m H_f}$	$a_4 r_{w_f H_m}$
	.7337	.0738	-.1179	-.0593

$$\text{附註： } a_1 = \frac{\bar{H}_m \bar{H}_f S_{w_m} S_{w_f}}{S_{y_m} S_{y_f}}; \quad a_2 = \frac{\bar{W}_m \bar{W}_f S_{H_m} S_{H_f}}{S_{y_m} S_{y_f}}$$

$$a_3 = \frac{\bar{W}_m \bar{H}_f S_{w_m} S_{H_f}}{S_{y_m} S_{y_f}}; \quad a_4 = \frac{\bar{W}_f \bar{H}_m S_{w_f} S_{H_m}}{S_{y_m} S_{y_f}}$$

簡言之，由上述變異係數以及相關係數的分解內容得知，家庭所得的變異性主要源自夫妻個別所得的變異性與所得間的相關性，其中

丈夫所得變異的影響比重又較其他兩項來得高。而就個別所得變異的分解觀之，個人勞動所得變異性乃源自工資變異、工時變異以及工資與工時間的相關性，其中又以工資變異為主導因子，工時的變異性則相對地微小，且無論丈夫或妻子的工資與工時間均呈現負向相關。再者，夫妻所得間的相關性亦可進一步分解成爲四個相關因子的加權平均，而夫妻工資率的正向相關則爲主導因子。

然而，若欲進一步考察工資與工時變異的來源，則須由對應的工資函數與工時函數加以研判。同時，由夫或妻的工資與工時間兩兩的簡單相關，亦未能顯現變數間真正的因果影響方向，唯有由工時函數方能獲取充分的訊息。以下乃根據前所設定的理論關係，分別進行丈夫與妻子的工資與工時函數之迴歸分析。

四、迴歸分析

1. 工資函數

今以丈夫的工資率(w_m)與妻子的工資率(w_f)爲應變數，分設兩條工資函數。考慮的解釋變數包括教育程度及其平方項(ED, ED^2)、目前工作的工作經驗及其平方項(XP, XP^2)、年齡及其平方項(AG, AG^2)等個人特徵³，以及半職(PR)、行業($IN1, IN2$)與職業($OC1, OC2$)等工作特性。爲了避免選擇性偏誤(selection bias)，乃以Heckman兩階段法(1979)進行妻子工資函數的迴歸分析，而丈夫的工資函數則仍以OLS爲之，結果列如表七。就迴歸的配適度來看，丈夫的工資函數稍差， R^2 爲20%左右，妻子工資函數的 R^2 則達30%。然而，函數中所考慮的解釋變數除了丈夫的目前工作經驗以及妻子的行業別外，其餘均在5%水準下呈現顯著且符號方向與理論預期一致的合理結果。亦即，在控制了相關的變數之後，丈夫與妻子的工資率均深受其教育程度及年齡的影響，教育乃依年數呈現平方遞增的影響，而年齡則表現了以45歲左右爲最高點的倒U形影響；此外，目前工作經驗對妻子的工資率亦存在倒U型的顯著影響。若再依循變異係數的分解方式，

觀察教育、年齡與工作經驗對工資變異的相對貢獻，則年齡變數的貢獻最大，教育變數次之，工作經驗又次之。

表七a：丈夫工資函數的OLS迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t值
w_m	113.59	80.15	.7056		
ED_m	10.03	4.18	.4168	-.64	-.33
ED_m^2	117.97	82.86	.7024	.31	3.07*
XP_m	12.49	9.04	.7238	.56	.90
XP_m^2	237.55	326.22	1.3733	-.008	-.48
AG_m	42.74	9.12	.2134	5.94	3.18*
AG_m^2	1909.64	832.28	.4358	-.065	-3.23*
PR_m	.09	.28	3.1111	92.72	14.32*
$IN1_m$.46	.50	1.0870	40.50	6.08*
$IN2_m$.46	.50	1.0870	36.58	5.01*
$OC1_m$.21	.40	1.9048	30.80	5.44*
$OC2_m$.47	.50	1.0638	-11.10	-2.11*
常數項				-88.23	-2.05*
R^2	.1886				
\bar{R}^2	.1852				
N	1359				

附註：*代表在5%水準下顯著者。

表七b：妻子工資函數的 Heckman 兩階段迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t 值
w_f	74.22	73.66	.9925		
ED_f	8.53	4.32	.5065	-.037	-.026
ED_f^2	91.37	74.54	.8158	.23	2.72*
XP_f	8.68	7.95	.9159	1.67	2.71*
XP_f^2	138.40	250.39	1.8092	-.047	-2.28*
AG_f	38.24	7.50	.1961	4.49	2.10*
AG_f^2	1518.42	612.12	.4031	-.052	-1.98*
PR_f	.20	.40	2.00	38.07	8.95*
$IN1_f$.51	.50	.9804	-6.35	-.73
$IN2_f$.44	.50	1.1364	1.17	.12
$OC1_f$.10	.30	3.00	58.71	8.40*
$OC2_f$.49	.50	1.0204	-15.35	-2.35*
λ				-2.53	-.58
常數項				-47.72	-1.10
R^2	.3094				
\bar{R}^2	.3032				
N	1359				

附註：

- (1) λ 代表 Mill ratio 的倒數，係由 Heckman 兩階段法的第一階段 Probit 模型所推估出來的，該項模型的解釋變數包括：配偶所得、年齡、教育程度、小於3歲及3-5歲的子女人數、健康狀況、配偶及公婆父母是否幫忙家務、財產等變數。結果如下：

$$\begin{aligned}
 LF = & -0.68 - .00001Y_m - .007AG_f + 0.45ED_f \\
 & (-3.55) \quad (-4.68) \quad (-1.69) \quad (5.62) \\
 & - 0.37C_2 + 0.33C_5 - .042HA_f + 1.39AI_f \\
 & (-.62) \quad (.60) \quad (4.80) \quad (23.74) \\
 & + .317PA2_f + 1.45V \\
 & (4.34) \quad (2.39)
 \end{aligned}$$

$$\text{式中: } LF = \begin{cases} 1, & \text{妻子為有酬工作者} \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

()內為 t 值;觀察點總數為 2,504。

(2) *代表在 5% 水準下顯著者。

2. 工時函數

夫妻工作時間的長短既是共同決定的，則對應的兩條工時函數即成爲一個聯立方程式體系。就丈夫的工時決策而言，除了考慮丈夫本身的工資率、妻子的工時與工資率以及財產等重要的解釋變數外，尙且控制了丈夫年齡及其平方項、教育、行職業⁴等相關變數；至於妻子的工時決策，亦考慮了妻子本身的工資率、丈夫的工時與工資率以及財產等解釋變數，其他相關的控制變數則更多，包括妻子年齡及其平方項、教育、行職業、從業身份、健康狀況、子女年齡及人數、配偶及父母公婆是否幫忙家務等變數。今在衡量了妻子工時函數的選擇性偏誤後（即考慮 λ 變數），以二階段最小平方法(2SLS)進行聯立方程式的估計，結果列如表八 a 及表八 b。

迴歸結果顯示，影響丈夫工時長短的變數除了丈夫本身的工資率、妻子的工時與工資率以及財產之外，其他控制變數均不顯著。就顯著性的諸項變數而言：丈夫的工資率對其工時具有負向的「後彎」影響，而妻子工資率的高低對丈夫工時的影響則有正向的邊際效果；此外，妻子工時亦顯現正向的影響效果，表示夫妻的工作時間（或休閒時間）爲同向變動的關係，亦即在時間的配置上具有互補性；再進一步依變異係數分解公式，考察這些變數的相關重要性，發現丈夫工資率對自身工時變異的貢獻比重最高，次爲妻子工時，而妻子工資率又次之。至於有恆產者，則傾向於較短的工時。其次，影響妻子工時的變數中，妻子本身的工資率亦顯示負向的「後彎」影響效果，而丈夫工資率與工時的邊際影響雖均爲正向，但均不顯著。其他數項顯著的控制變數則包括妻子的教育程度、從業身份與行職業別等。

表八 a：丈夫工時函數的 2SLS 迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t 值
H_m	205.11	56.11	.2736		
H_f	198.62	72.58	.3654	.27	4.34*
w_m	113.59	80.15	.7056	-.25	-12.65*
w_f	74.22	73.66	.9925	.098	3.51*
AG_m	42.74	9.12	.2134	.86	.61
AG_m^2	1909.64	832.28	.4358	-.017	-1.12
ED_m	10.03	4.18	.4168	.60	1.25
$OC1_m$.21	.40	1.9048	-.94	-.22
$OC2_m$.47	.50	1.0638	-4.42	-1.07
$IN1_m$.46	.50	1.0870	8.67	1.60
$IN2_m$.46	.50	1.0870	9.35	1.57
V	.67	.47	.7015	-5.02	-1.98*
常數項				159.56	4.54
R^2	.1792				
\bar{R}^2	.1724				
N	1359				

附註：*代表在 5% 水準下顯著者。

表八b：妻子工時函數的2SLS迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t值
H_f	198.62	72.58	.3654		
H_m	205.11	56.11	.2736	.48	1.40
w_f	74.22	73.66	.9925	-.34	-11.91*
w_m	113.59	80.15	.7056	.094	.73
AG_f	38.24	7.50	.1961	-.94	-.43
AG_f^2	1518.42	612.13	.4031	.019	.69
ED_f	8.53	4.32	.5064	-3.41	-1.93*
$ST1_f$.03	.18	6.00	32.02	2.90*
$ST2_f$.35	.48	1.3714	2.13	.41
$OC1_f$.10	.30	3.00	-6.41	-.88
$OC2_f$.49	.50	1.0204	-22.94	-3.34*
$IN1_f$.51	.50	.9804	20.85	2.41*
$IN2_f$.44	.50	1.1364	38.25	3.72*
$PA1$.74	.44	.5946	-31.26	-.44
$PA2$.32	.47	1.4688	-2.81	-.21
HA_f	.18	.38	2.1111	-16.95	-1.05
C_2	.19	.45	2.3864	-2.87	-.70
C_5	.25	.52	2.08	-.31	-.08
V	.67	.47	.7015	-5.39	-1.02
λ	.55	.40	.7273	-49.85	-.57
常數項				190.42	2.83*
R^2	.2234				
\bar{R}^2	.2123				
N	1359				

附註：*代表在5%水準下顯著者。

伍、結 論

過去以家庭成員為對象，進行家庭所得分配因素分解之諸項研究，絕大多數均侷限於勞動報酬或非勞動報酬間之變異性與相關性之

浮面說明，而忽略了隱含其中的經濟行為之決策內容，也因此無法窺知所得分配不均來源之全貌。本文旨在利用勞動經濟之理論架構，探討台灣地區所得分配中勞動報酬的不均成分，藉以了解個體行為角色之重要性，並補以往研究之不足。

今由1988年「台灣地區婦女生活狀況調查」資料中，選用1,359戶夫妻均為有酬工作者之家庭，並以變異係數為不均指標，進行實證分析。茲將數項重要結果分述如下：(1)以夫妻勞動報酬計算的家庭所得分配，其不均來源主要由丈夫所得變異、妻子所得變異以及夫妻所得間的相關性加權而來，其中丈夫所得變異項的貢獻比例最高，約43%，餘兩項分佔27%及30%。(2)若比較家庭所得變異與丈夫所得變異之大小，前者之不均性低於後者，顯示妻子之參與勞動市場有使家庭所得分配趨於平均化的傾向。(3)進一步應用工資率與工時兩項勞動變數，分解上列三項家庭所得之不均成份，發現工資率之重要性遠超過工時；亦即，工資率的變異性分別主導丈夫與妻子所得的變異，而夫妻工資率的正向相關（也就是正配對關係）又主導著夫妻所得之正相關性。(4)經由迴歸分析求得工資函數，結果指出：在控制了工作特性之諸項變數之後，個人的工資水平深受個人特徵即年齡、教育及工作經驗的影響。而無論丈夫或妻子工資率的變異性，以年齡的貢獻比重較大，教育程度次之，工作經驗又次之。(5)再就工時函數的迴歸結果觀之：在控制了數項相關變數之後，無論丈夫或妻子工時，均與其自身的工資率有著明顯的負相關性。此外，妻子的工時與工資率對丈夫的工時則呈現顯著的正向邊際影響效果；丈夫的工時與工資率對妻子工時的影響雖同樣呈現正向效果，但並不顯著；而就丈夫或妻子的工時變異而言，工資率的變異仍居主導地位。

綜合言之，本文所分析之台灣雙薪家庭所得分配的變異來源，夫或妻的工資率變異性係主要的影響因子，然工時變異的重要性則尚不顯著。同時，以影響個人工資率變異的決定因素觀之，除了年齡與工

作經驗之外，教育程度亦扮演了一個重要的角色；而隨著未來人力投資的普及、教育程度變異性的降低，工資率以至於所得分配的變異性有隨之下降的可能。

最後，本文的家庭所得內容僅包括夫妻的勞動報酬，一方面為便利推導及分析，以凸顯勞動經濟變數的角色；另一方面則是本文所用調查資料欠缺非勞動報酬及家庭其他成員的勞動報酬資料。將來若進一步把「婦女生活狀況調查」及「家庭收支調查」兩項資料相連結，本文架構即可延伸至家庭每一成員及各項報酬，如此對全體所得的變異來源的分析將更具說服力。其次，無論就理論變數的說明或計量分析的內容而言，本論文亦難免顧此失彼；例如夫妻工資率與工時等變數兩兩間的互動關係，絕非僅憑目前計算出來的相關係數或迴歸係數即可涵蓋，而須由更周延的細部資料分析加以驗證，更何況文內所用部分資料的不齊全、迴歸判定係數(R^2)亦不盡如人意等等，都有待將來的研究再予以改進。

註 釋

- 1 變異係數為衡量所得分配不均度的眾多指標之一，該項指標具備分解容易、分解因子意義明確等優點，故成為本研究主題最常被採用的不均度指標。有關該指標的進一步討論可參見Shorrocks (1982)。
- 2 根據式(1)的分解結果得知當 $r_{mf} = 1$ 時， $C^2 = a_m^2 C_m^2 + (1 - a_m)^2 C_f^2 + 2a_m(1 - a_m)C_m C_f = [a_m C_m + (1 - a_m)C_f]^2$ 。因此，在假定 r_{mf} 為正值，即 $0 < r_{mf} \leq 1$ 。本文的實証結果為 $r_{mf} = .4294$ 的情況下，可得知 $C \leq a_m C_m + (1 - a_m)C_f$ ；於是， $C \leq \max\{C_m, C_f\}$ 且 $C \geq \min\{C_m, C_f\}$ 。因此，即使 $C_f > C_m$ ，而 r_{mf} 為正值卻又遠小於1時， C 也有機會小於 C_m 。此時因夫

妻收入雖較傾向於同向變動的關係，但並非是「完全的同向關係」（即 $r_{mf} = 1$ ），所以妻子的收入就有機會拉平一些原先較不平均的丈夫收入。

- 3 由於資料處理的困難，本文只算出個人目前工作的年資來代表工作經驗；以前曾經有過的工作年資則未能確實計得，模型內的年齡變數或可做部分的表達。
- 4 調查資料中，丈夫的從業身份一項從缺。

參考資料

內政部

1990 台灣地區婦女生活狀況調查報告，內政部統計處編印。

吳惠林

1988 「專上人力勞動報酬的決定因素——台灣的實証分析」，
經濟論文叢刊 16(3):357-370。

劉錦添、劉錦龍

1987 「台灣地區男女工資率的差異」，中國經濟學會年會論文。

劉鶯釧

1989 「台灣地區受雇人員工資的性別歧視」，經濟論文叢刊
17(3):359-388。

Ashenfelter, O. and J. J. Heckman

1974 "The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply," *Econometrica* 42:73-85.

Ashworth, J. S. and D. T. Ulph

1981 "Household Models," in Brown (ed.), *Taxation and Labor Supply*, London: Allen & Unwin pp.117-133.

Barth, P. S.

- 1967 "A Cross-Sectional Analysis of Labor Force Participation Rates in Michigan," *Industrial and Labor Relations Review* 20:234-249.

Becker, G. S.

- 1965 "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal* 75(299):493-517.

Becker, G. S. and B. Chiswick

- 1964 "Education and the Distribution of Earnings," *American Economic Review* 56:358-359.

Bloch, F.

- 1973 "The Allocation of Time to Market and Nonmarket Work within a Family Unit," Technical Report No. 114, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University.

Bowen, W. G. and T. A. Finegan

- 1965 "Labor Force Participation and Unemployment," in A. M. Ross (ed.), *Employment Policy and the Labor Market*, pp.115-161. Berkeley: University of California Press.
- 1966 "Comment [on Mincer, 1966]," in R. A. Gordon and M. S. Gordon (eds.), *Prosperity and Unemployment* 113-131. New York: Wiley.
- 1969 *The Economics of Labor Force Participation*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Dusenberry, J.

- 1949 *Income, Spending and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Gannicott, K.

- 1986 "Women, Wages and Discrimination: Some Evidence from Taiwan," *Economic Development and Cultural Change* 34(3): 721-730.

Gronau, R.

- 1977 "Leisure, Home Production, and Work — the Theory of the Allocation of Time Revisited," *Journal of Political Economics* 1099-1124.
- 1982 "Inequality of Family Income: Do Wives' Earnings Matter?" *Population and Development Review* 8 (suppl.):119-136.

Heckman, J. J.

- 1979 "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47:153-62.

Horney, M. J. and M. B. McElroy

- 1978 "A Nash-Bargained Linear Expenditure System," Unpublished manuscript, Dept. of Economics, Duke University.

Keynes, J. M.

- 1936 *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York: Harcourt, Brace & World.

Kosters, M.

- 1966 "Income and Substitution Effects in a Family Labor Supply Model," Report No. p-3339. The Rand Corporation.

Layard, R. and A. Zabalza

- 1979 "Family Income Distribution: Explanation and Policy Evaluation," *Journal of Political Economy* 87(5):s133-s161.

Leuthold, J. H.

- 1968 "An Empirical Study of Formula Income Transfers and the Work Decision of the Poor," *Journal of Human Resources* 3:312-323.

Liu, Ying-chuan and Ching-hsi Chang

- 1987 "The Impact of Wives' Earnings on Family Income Inequality: The Case of Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 15(2):409-533.

Manser, M. and M. Brown

- 1979 "Bargaining Analyses of Household Decisions," in Lloyd, Andrews & Gilroy (eds.), *Women in the Labor Market*, New York: Columbia University Press pp.3-26.
- 1980 "A Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis," *International Economic Review* 21:31-44.

Mincer, J.

- 1958 "Investments in Human Capital and Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy* 56:281-302.
- 1962 "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply," in National Bureau of Economic Research, *Aspect of Labor Economics*, Princeton, N.J.: Princeton University Press pp.66-104.
- 1974 *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.

Nelissen, J. H. M.

- 1990 "The Effect of Increased Labor Force Participation of Married Women on the Distribution of Family Income in the Netherlands," *De Economist* 138(NR.1):47-62.

Olsen, R. J.

- 1977 "An Econometric Model of Family Labor Supply." Unpublished Ph. D. dissertation, Department of Economics, University of Chicago.

Parker, J. E. and L. B. Shaw

- 1968 "Labor Force Participation in Metropolitan Areas," *Southern Economic Journal* 34:538-547.

Rosen, S

- 1974 "Hedonic Functions and Implicit Markets," *Journal of Political Economy* 82:34-55.

Shorrocks, A. F.

- 1982 "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica* 50(1):193-211.

Tella, A., D. Tella and C. Green

- 1971 *The Hours of Work and Family Income Respose to Negative Income Tax Plans*, Kalamazoo, Mich: Upjohn Institute.

Tinbergen, J.

- 1951 "Remarks on the Distribution of Labor Incomes," *International Economic Papers* 1:195-207.

Tinbergen, J.

1956 "On the Theory of Income Distribution," *Weltwirtschaftliches Archiv* 77: 155–173.

Veblen, T.

1934 *The Theory of the Leisure Class*. New York: Modern Library.

勞動市場與勞資關係，施俊吉主編

中央研究院中山人文社會科學研究所專書(29)，頁189—223

民國81年8月，台灣，台北

台灣勞工職業災害的實證分析*

謝啓瑞** 劉錦添***

本文利用民國七十四年至七十八年，二十個製造業中分類（二欄位）行業的職業災害資料，實証分析台灣地區產業別勞工工作風險的決定因素，並評估勞工安全管制制度，對職業災害頻率(frequency)與嚴重程度(severity)的影響。本文的實証結果發現，提高勞工安全檢查受檢廠商的比率，並不一定能顯著減少職業災害頻率與嚴重程度；但是若能提高勞工檢查的複查改善率，則就可顯著降低勞工的工作風險。

壹、前言

過去四十年來，我國經濟發展的成就，雖然贏得了舉世的推崇，但伴隨而生的勞工職業災害，不論與先進工業國家或新興工業化國家相比，其發生的頻率與嚴重性，長期以來一直偏高¹。職業災害的發生，不僅影響到勞工的健康與生命安全，同時亦導致勞動生產力與事業單位財物設備的損失，及影響受害勞工家屬之生計，衍生嚴重社會問題，對整體國家經濟帶來難以估計的損失。以民國七十八年為例，

* 作者感謝行政院勞工委員會、台閩地區勞工保險局提供寶貴資料，蔡青龍和蔡吉源兩位教授，及兩位匿名評審人對本文初稿所提供的指正。當然，本文如有任何缺失及遺誤，悉由作者們負責。

** 中央研究院經濟研究所助研究員

*** 中央研究院經濟研究所研究員

台灣地區共有二萬五千餘位勞工在工作場所發生職業災害，其造成的職業災害保險給付金額超過新台幣四十四億元，而勞動力經濟損失估計高達新台幣二百二十二億元²。除此之外，長期偏高的勞工職業災害發生率，亦顯示政府部門縱容廠商，忽視勞工的權益，而我國的貿易對手國更常以我國職業災害偏高為理由，指責我國政府與廠商忽視勞工安全，從事不公平的貿易競爭。凡此種種皆指出，勞工職業災害所造成有形與無形的損害，實不容忽略。故如何減少勞工職業災害，是我國今後追求進一步的工業發展過程中，一項重要的課題。

本文主要目的，在於探討台灣地區勞工安全管制，對勞工職業災害頻率(frequency)與嚴重程度(severity)的影響。本文的分析以實證研究為主，資料的主要來源，為勞工保險局所提供民國七十四年至七十八年，所有職業災害保險現金給付案件資料，與行政院勞工委員會歷年來所出版的「勞工檢查年報」。

本文共分五節。第貳節首先利用文獻回顧的方式，提出影響職業災害發生率的理論架構，以探討勞動市場價格機能、職業災害保險制度與勞工安全管制對職業災害發生率的影響。第參節則檢討台灣現行保障勞工安全的相關法令制度，並對歷年來的職業災害案件資料，提出一些簡單的統計分析。第肆節則說明本文所使用的資料特性與計量實證方法。在實證中我們將分析勞動者工作風險的影響因素。由於資料的限制，我們僅探討製造業中二十個行業。第伍節就本文的研究發現，作一綜合結論，並討論減少勞工職業災害發生率的可行方法。

貳、職業災害的發生與預防

職業災害的發生，乃是人類的生產過程中所存在的技術風險所致，其發生的機率，主要取決於廠商所選擇的生產方式，及參與生產人員所受之訓練與注意程度等因素。為了減少職業災害的發生，廠商必須

投入更多的資源在選擇較安全的生產方式、訓練員工、或設置監督人員以提高員工在生產過程的安全意識等。因此，一個經濟體系是否具備充分的機能，以誘使廠商投入資源來預防職業災害，進而得到最大之經濟效率，即成為影響該經濟體系職業災害頻率高低的主要因素。本節的目的，即是探討經濟體系所具有的安全誘因(safety incentives)及其對職業災害的預防效果，以瞭解影響職業災害發生頻率的主要經濟因素，並提供實證分析的理論基礎。

一、勞動市場的價格機能

在完全競爭及資訊充分的勞動市場下，勞工對於風險較高的工作，將要求較高的工資。此種職業風險與工資報酬二者之間的替換關係(trade-offs)，早在二百年前亞當史密斯(Adam Smith)即已提出。在國富論(The Wealth of Nations)一書中，亞當史密斯就指出，大部份不受歡迎且危險性較高的工作，往往比一般性工作獲得較高的工資報酬。此一關係顯示，如果雇主增加工作場所的安全投資，使意外災害的風險降低，則雇主就可支付較低的工資。相反的，如果雇主不從事安全投資，則雇主就必須支付較高的工資。因此透過市場價格機能的運作，職業風險與工資之間的替換關係，可提供雇主適當的工廠安全誘因(參閱Brown, 1980; Viscusi, 1979, 1983)。

近年來，許多經濟學者即利用勞動市場資料，針對上述職業風險與工資報酬之間的關係，從事實證研究³。這些實證研究的結果，雖證實勞動市場機能所產生的工資與風險之間的替換關係，但另一方面，也有許多研究指出，勞動市場所具有的安全誘因機能並不完全，進而提出勞動市場機能失靈(market failure)的看法。例如Viscusi(1979)指出，一般勞工所具有的職業風險資訊並不完全，因此由市場機能所決定的工資差異，並不足以完全補償勞工所面對的職業災害風險。在這種情形下，雇主並沒有足夠的安全預防誘因，使得勞工的工作安全得不到完全的保障。

有鑑於依靠市場機能，並不能在事前提供雇主足夠的安全誘因，以減少職業災害發生的機率，同時在職業災害發生後，亦不能對受害勞工提供適當的補償，因此很多學者即主張透過政府強制干預的方法，來彌補市場機能在事前預防與事後補償兩項功能之不足。一般政府干預的方法，主要有二種：(1) 透過職業災害保險的方式，來補償受害勞工的所得損失；(2) 實施勞工安全檢查，以預防職業災害的發生。以下即分別討論這二項制度對職業災害發生率的影響。

二、職業災害保險制度

近年來，世界各國爲了加強對勞工工作安全的保障，紛紛透過立法的方式，規定不管雇主是否有過失，皆須對其員工在工作場所所遭受的意外傷害或死亡，負補償的責任。而此一補償責任，包括員工受到意外傷害時的醫療給付，以及因意外傷害所造成工作所得損失的現金給付。通常雇主爲了負起員工職業災害的補償責任，乃由其直接爲員工向民營或政府經營的保險公司，投保職業災害保險。職業災害保險制度的建立，雖然對勞工多了一層保障，但是透過災害損失的保險給付，也減弱了勞動市場機能所產生的工資與風險之間的替換關係。因此，職業災害保險的財源籌措方式，乃被要求能提供廠商注重工廠安全的財務誘因(Moore and Viscusi, 1989)。實際上，職業災害保險制度對雇主安全誘因的影響，主要有下列二個途徑：

1. 雇主負擔保費。職業災害保險保費決定的方式，通常由雇主所適用的平均保險費率，乘上其所支付的員工薪資總額，因此其功能與薪資稅(payroll tax)相同，皆使雇主雇用勞動的成本提高(Russell, 1973)。

2. 實施經驗費率制度(experience-rating system)。經驗費率的意義，就是廠商所付的職業災害保險費，必須能反映該廠商在過去一段期間的損失經驗。在此一制度下，重視勞工安全的廠商（其職業災害發生頻率較低），可獲得享有保費折扣方式的財務報酬。而不重視勞

工安全致災害頻生的廠商，則會遭到保費加碼的財務上懲罰。透過此一方式，廠商就必須負擔職業災害的部份成本，如此可提供廠商做好工廠安全的財務誘因⁴。

除了影響雇主的安全誘因之外，職業災害保險制度亦會影響勞工在工作場所的安全注意程度，進而影響到意外災害發生的機率。Krueger (1990)即指出，職業災害的保險給付，使勞工在遭到意外災害時的傷害成本降低，因而使勞工降低其工作時對安全的注意程度，造成職業災害發生頻率反而增加的現象。此一效果可稱為勞工的道德危機效果(moral hazard effect)。

綜合上述的分析可知，職業災害保險制度對職業災害發生率的影響，在理論上並無法事前確定其方向。透過強迫雇主負擔全部的保費與經驗費率的方法，職業災害保險可提供雇主安全誘因，以減少職業災害發生的機率。但另一方面，勞工的道德危機效果，使職業災害保險制度的實施，反而會增加職業災害發生率。因此，職業災害保險制度的實際影響，將是一個待檢定的實證問題⁵。

三、勞工安全管制制度

本質上，職業災害保險制度係著重在職業災害發生後的補償功能，因此其所提供事前的雇主安全誘因，常隨各國保費決定方式之不同而不同。除了職業災害保險制度外，另一種常見的政府干預方式，即是採用直接的安全管制措施(safety regulation)，來達到事前預防的功能。利用事前管制的方式，政府可訂定各種工廠安全設備、員工工作環境衛生與勞動條件的最低安全標準。同時藉由對廠商的實地安全檢查，以及對違反安全規定的廠商予以懲罰的規定，來確保安全管制的標準能實際獲得執行。因此，勞工安全檢查制度的執行與違反勞工安全法規的罰則，亦可提供雇主投資安全設備的誘因。如美國於1970年公佈的職業安全與健康法案(Occupational Safety and Health Act of 1970)，及我國於1974年公佈的勞工安全衛生法，即是透過安全管制

措施，來防範職業災害的發生。

綜合以上分析，一國的職業災害發生頻率，主要是受到勞動市場機能、職業災害保險制度與勞工安全檢查制度等三項因素的影響。本文以下的分析，即根據此一架構，探討上述這三個因素對台灣職業災害發生率的實際影響。

參、台灣職業災害的統計分析

我國現行以政府干預方式來保障勞工安全的制度，主要有二種：第一種是職業災害保險制度，第二種是透過立法的方式，訂定各種直接的安全管制措施。本節首先簡要分析這二種制度的相關法令規定及實際執行時所產生的影響。其次，將利用各種職業災害的統計資料，分析我國的職業災害頻率及其長期變動趨勢，並做國際之間的比較。最後，則進一步探討我國勞工安檢查制度的執行情形。

一、我國職業災害保險制度

我國勞動基準法第五十九條明文規定，雇主對其所雇用的勞工，因遭受職業災害而致死亡、殘廢、傷害或疾病時應予以補償。而為了貫徹此一雇主補償責任的規定，勞工保險條例第六條規定，雇主必須為其所雇用的勞工投保職業災害保險，且保險費全部由雇主負擔（勞工保險條例第十五條）。另外，根據勞工保險條例第十三條規定，職業災害保險費率，按被保險人當月之月投保薪資，依職業災害保險適用行業別及費率表之規定辦理。在此一規定下，個別廠商所適用的費率是固定的，並不受廠商本身過去職業災害損失經驗的影響⁶。因此，我國職業災害保險制度的設計，只著重在補償的功能，並未利用經驗費率方法來提供雇主安全的誘因。

現行我國職業災害保險制度對受害勞工的補償，主要有醫療給付與傷病、殘廢及死亡等三種現金給付。其中的醫療給付，主要是補償

受害勞工的醫療費用，共分門診給付與住院診療給付二種。現金給付主要是補償受害勞工的工作所得損失。依勞工保險條例第三十六條之規定，如果勞工因職業傷害不能工作，以致未能取得原有薪資，則按被保險勞工平均月投保薪資百分之七十，發給其職業傷害補償費。如果職業傷害造成勞工身體殘廢，則按受害勞工的殘廢部位及等級，發給殘廢給付⁷。如果勞工因職業災害而致死亡者，則發給死亡給付。此項死亡給付不論受害勞工的保險年資，均按其平均月投保薪資，發給五個月的喪葬津貼，與四十個月的遺屬津貼（勞工保險條例第六十四條）。

二、我國勞工安全管制措施

從上述分析可知，我國現行的職業災害保險制度，並未對雇主提供明顯的安全誘因，因此提供雇主安全誘因的機能，主要是仰賴行政管制的方式。我國現行規範雇主安全責任的法令，主要是依據勞動基準法、工廠法、勞工安全衛生法與工廠檢查法等有關規定。根據這些規範勞工安全法令的規定，政府透過行政管制來保障勞工安全的方式，主要有下列各項：

1. 工廠安全與衛生設備之管制規定

工廠法第四十一條與第四十二條，分別對工廠所應設置的安全設備與衛生設備有明文規定。民國六十三年所通過的勞工安全衛生法，其主要立法目的，即為防止職業災害及保障勞工安全與健康，因此對工廠安全與衛生設備的規範，更為週詳。勞工安全衛生法，除了規定工廠應設置必要的安全設施外，更明文規定雇主的安全衛生管理責任，包括勞工安全衛生自動檢查人員之設置（第十二條），操作具有危險性機械人員之訓練（第十三條），及雇主對勞工應施以從事工作所必要之安全衛生教育與預防災變之訓練（第十九條）。

2. 勞動條件管制的規定

勞動條件的管制，主要有三方面：(1) 工作時間的限制。有關這

方面的規定，主要見於勞動基準法第三十條與工廠法第八條至第十三條。(2)童工及女工工作時間及工作性質之限制（勞基法第四十四至第四十九條，工廠法第五條至第七條與勞工安全衛生法第十八條）。(3)技術生最低年齡之限制（勞動基準法第六十四條）。

3. 勞工安全檢查的規定

爲了確保上述有關勞工安全衛生與勞動條件之管制規定能獲得執行，我國勞動基準法第七十二條規定，主管機關應設置勞工檢查機構，以負責勞工安全檢查。勞工安全衛生法則進一步規定所應檢查的事項，包括各種必要之安全設施是否符合最低安全標準，及危險性機械設備之檢查等（第五條及第六條），同時又賦予主管機關對不合規定者，有指導其限期改善及通知其部份或全部停工之權。而工廠檢查法，則針對應檢查事項及檢查員之職務與職權提出規定。根據上述法令的規定，目前我國共設有七個勞工檢查單位，負責勞工安全檢查的工作。至於檢查的對象，則只限於雇用勞工三十人以上之事業單位。而其適用行業之範圍，則以農、林、漁、牧業，礦業及土石採取業，製造業，營造業，水電燃氣業，運輸、倉儲及通信業與大眾傳播業爲主（參閱勞工委員會，1990a, pp.20-31）。

4. 雇主辦理職業災害陳報及統計之義務

工廠法第四十八條與勞工安全衛生法第二十五條皆規定，事業工作場所如發生職業災害，雇主應即採取必要措施，並向主管機關陳報。同時，勞工安全衛生法第二十六條亦規定雇主有辦理職業災害統計的義務。

5. 違反安全管制規定之處罰

對於違反上述勞工安全管制措施的雇主，勞基法、工廠法與勞工安全衛生法皆訂有罰則，其懲處的方式包括對事業負責人判處徒刑，拘役或科以罰金等。

三、我國職業災害頻率的分析

因為我國現行用來保障勞工安全的方法，共有職業災害保險與勞工安全檢查二種不同的制度，所以職業災害的統計資料亦有二種。第一種是根據職業災害保險給付所得的統計資料；第二種是根據勞工安全衛生法規定，雇主陳報職業災害之義務所獲得的統計資料。職業災害保險給付資料之計算方法，係以辦理保險給付的時間為準。同時，因這項統計資料只包含參加勞工保險的勞工，故未投保勞工之職業災害，就被排除在外，使所得到的職業災害統計有低估的現象⁸。但另一方面，這項統計資料也包含勞工於工作場所因公死亡的情形，這類案件通常與勞工作業沒有因果關係，使所得的職業災害統計有高估的現象（參閱勞工委員會，1990a, p.40）。而事業單位所陳報之職業災害統計，係以災害發生的時間為準，同時這項資料只包括雇用勞工三十人以上之事業單位，並且有些中小型廠商並沒有按規定陳報，故從這項資料所得到的職業災害統計，有低估甚多的現象。基於上述之差異，致現行我國二種職業災害統計資料結果並不完全相同。本節以下，即利用這二種不同的職業災害統計資料，分析我國職業災害的特性。

表一利用民國七十八年的職業災害保險給付資料，分析各行業的職業災害頻率及給付金額。表一的分析顯示，礦業及土石採取業是職業災害頻率最高的產業，其傷病率高達千分之六十一，而殘廢率則為千分之十二。其它高職業災害頻率的產業，分別是製造業，營造業，與運輸、倉儲及通信業。職業災害頻率較低的產業則是商業與服務業。農、林、漁、牧業的職業災害頻率亦甚高，經作者利用勞保局所提供的原始磁帶進一步分析，發現這一產業的職業災害案件，百分之九十以上皆發生在漁業。其死亡率更高達千分之一·七一，僅次於礦業及土石採取業。從表一的分析顯示，我國的漁民與礦工，是各行業的就業員工之中，生命安全最沒有保障的一群。

表一：台灣地區各業職業災害頻率及給付金額，民國七十八年——按職業災害保險給付資料統計

產業別	傷病給付			殘廢給付			死亡給付			
	投保人數	件數	傷病率 ¹ (%)	金額 (千元)	件數	殘廢率 ² (%)	金額 (千元)	件數	死亡率 ³ (%)	金額 (千元)
農林、漁、牧及狩獵業	237,348	520	2.19	3,714	144	0.61	11,247	407	1.71	109,630
礦業及土石採取業	17,688	1,083	61.23	45,912	220	12.44	59,959	33	1.86	22,430
製造業	2,929,331	17,092	5.83	146,234	4,311	1.47	326,965	593	0.20	304,977
水電、燃氣業	33,142	30	0.91	594	12	0.36	1,941	15	0.45	13,642
營造業	504,035	3,896	7.75	35,133	348	0.69	35,559	270	0.54	123,421
商業	908,577	1,237	1.36	13,012	243	0.27	22,730	128	0.14	61,154
運輸、倉儲及通信業	490,178	2,433	4.96	34,310	229	0.47	31,563	220	0.45	119,275
金融、保險、不動產 及工商服務業	291,707	174	0.60	2,501	25	0.09	2,409	30	0.10	15,077
公共行政、社會服務 及個人服務業	853,295	573	0.67	10,757	132	0.15	21,577	117	0.14	69,642
總計	6,265,301	27,048	4.32	292,167	5,664	0.90	513,950	1,813	0.29	839,248

1. 傷病率 = (傷病給付件數 / 投保人數) × 1,000

2. 殘廢率 = (殘廢給付件數 / 投保人數) × 1,000

3. 死亡率 = (死亡給付件數 / 投保人數) × 1,000

資料來源：台灣地區勞工保險局，台灣地區勞工保險統計，民國79年6月出版，表十一及表四十一。

表二係利用民國七十八年事業單位陳報之職業災害案件資料，分析各行業的勞工傷殘率及死亡率。表二的分析亦顯示，礦業及土石採取業的職業災害頻率最高。從表一與表二的比較發現，我國二種職業災害統計的數字有很大的差距，其中尤以營造業的差距最大。表二所列營造業的受傷人數只有28人，不到表一所列的領取勞保職業災害傷病給付人數的百分之一。造成此一現象的可能原因有二種：(1)事業單位未按規定陳報的比例甚高；(2)雇用三十人以下的事業單位，其發生職業災害的比例也很高，但因這些小廠商目前仍未列入勞工安全檢查的範圍之內，以致產生上述差異。另一方面，表二所列水電燃氣業的受傷人數有59人，超過表一所列領取勞保職業災害傷病給付的30人，顯示水電燃氣業有將近半數的受害勞工，未按規定投保職業災害保險。

表三則進一步利用事業單位陳報之職業災害統計，分析各行業的失能傷害頻率與失能傷害嚴重率。失能傷害頻率，係以職業災害造成勞工失能傷害的次數，除以總經歷工時而得，用以反映職業災害的發生頻率；而失能傷害嚴重率，則是由職業災害所損失的工作日數，除以總經歷工時而得，用以反映職業災害的嚴重程度。表三的分析顯示，礦業及土石採取業，不論就失能傷害頻率或失能傷害嚴重率來衡量，皆高居各業之首，其次是運輸、倉儲及通信業。表三同時利用陳報職害災害的單位次數，除以事業單位總數，來分析平均每家廠商發生災害的次數。表三顯示，水電燃氣業廠商的災害發生率最高，平均每家廠商每年皆有一次的職業災害案件，造成此一現象的原因為水電燃氣業的廠商平均規模較大，且大部份的廠商皆能按規定陳報職業災害所致⁹。而礦業及土石採取業則在每五家廠商之中，有一家會發生職業災害。

表二：台灣地區事業單位陳報之職業災害，按傷殘及死亡人數統計，民國七十八年

行業別	受 雇			受 害 勞 工 人 數			職 業 災 害 發 生 頻 率 (%)		
	員 工 人 數	傷 害 殘 廢	死 亡	合 計	傷 害 率 ¹	殘 廢 率 ²	死 亡 率 ³	合 計	
礦業及土石採取業	21,192	289	0	13	13.64	0	0.61	14.25	
製 造 業	2,535,168	5,948	99	89	2.35	0.04	0.03	2.42	
水電、燃氣業	35,938	59	3	10	1.64	0.08	0.28	2.00	
營 造 業	429,490	28	1	3	0.07	0.00	0.01	0.08	
運輸、倉儲及通信業	269,530	399	5	22	1.48	0.02	0.08	1.58	
總計	3,291,318	6,723	108	137	2.04	0.03	0.04	2.11	

1. 傷害率= (傷害人數/受雇員工人數) × 1,000

2. 殘廢率= (殘廢人數/受雇員工人數) × 1,000

3. 死亡率= (死亡人數/受雇員工人數) × 1,000

資料來源：行政院主計處，職業別薪資調查報告，民國79年，表1-表6。

行政院勞工委員會，勞工檢查年報，民國79年，第四章。

表三：台灣地區事業單位陳報之職業災害，民國七十八年

行業別	事業單位總數	陳報職業災害單位數	災害發生率(%) ¹	失能傷害頻數 ²	失能傷害嚴重率 ³	總傷害指數 ⁴
礦業及土石採取業	952	189	19.85	16.61	4,157.41	8.31
製造業	140,241	8,369	3.83	3.22	320.11	1.01
水電、燃氣業	130	132	101.54	1.06	868.59	0.96
營造業	17,957	225	1.25	0.85	427.02	0.60
運輸、倉儲及通信業	32,421	158	0.49	5.43	1,047.82	2.39
總計	191,704	9,073	4.73	3.32	420.26	1.18

1. 災害發生率 = (陳報職業災害單位數 / 事業單位總數) × 100

2. 失能傷害率 = 失能傷害次數 × 10⁶ / 總經歷工時

3. 失能傷害嚴重率 = 總計損失日數 × 10⁶ / 總經歷工時

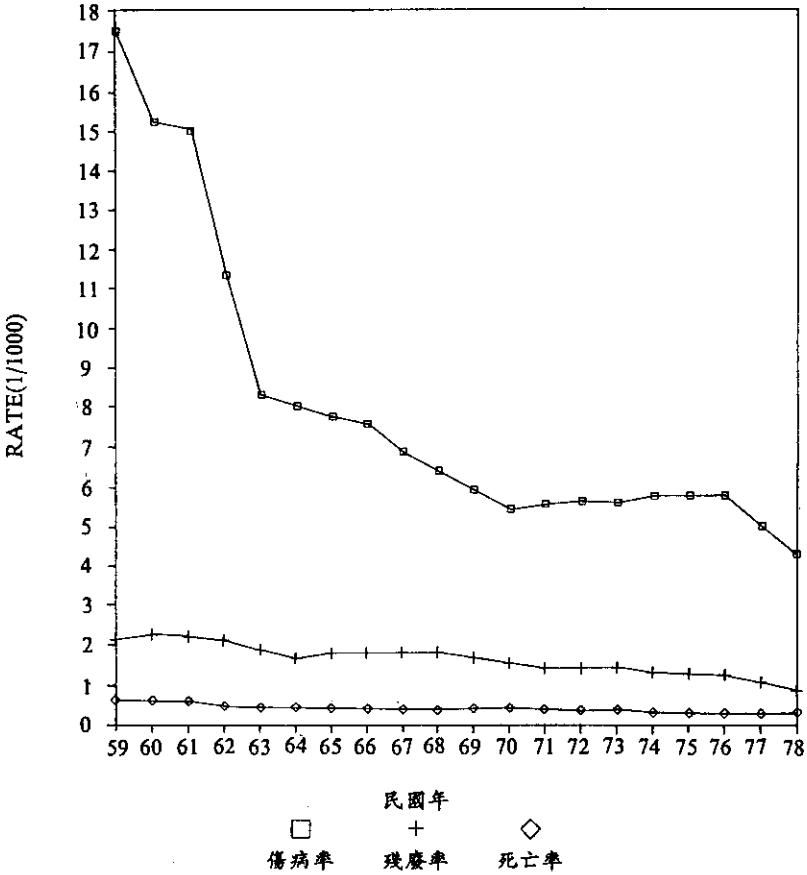
4. 總合傷害指數 = $\sqrt{\text{失能傷害頻數} \times \text{失能傷害嚴重率} / 1000}$

資料來源：行政院勞工委員會，勞工檢查年報，民國79年，表一及表五十四。

上述的統計資料，主要是利用民國七十八年的橫斷面資料，分析我國各行業的職業災害頻率。圖一至圖三則進一步利用時間數列資料，分析我國職業災害的長期趨勢。圖一利用職業災害保險給付資料的統計顯示，過去二十年來，我國職業災害案件雖然每年不斷地增加，但按投保人數計算的職業災害傷殘千人率與死亡千人率，則呈現逐年下降的趨勢。此一職業災害頻率長期下降的趨勢顯示，民國六十三年勞工安全衛生法通過後，政府利用勞工安全檢查來保障勞工安全的行政管制方式，已獲致若干成果。但另一方面，職業災害頻率的逐年下降，也反映我國近年來經濟活動人口的擴增，大部份係來自服務業與商業，而這些產業的職業災害頻率，通常皆較工業為低（見表一）。

圖二與圖三則利用事業單位所陳報之職業災害統計，分析各行業的職業災害頻率與嚴重率的變動趨勢。因這項統計資料係依據勞工安全衛生法的規定辦理，故在勞工安全衛生法開始實施以前，並無此項資料。從現有的民國六十七年到七十八年的資料顯示，我國全部產業或各主要行業的失能傷害頻率與失能傷害嚴重率，皆呈現長期下降的趨勢，但短期之間則偶有波動。綜合上述三個圖的分析可知，我國近年來的職業災害頻率與嚴重率，皆呈逐年下降的趨勢，此一結果肯定政府的勞工安全管制措施已漸獲致成果，使我國的勞工安全逐漸獲得改善。但是若與先進工業國家或我國鄰近的新興工業化國家相比，我國的職業災害頻率仍屬偏高（見表四）。表四的分析顯示，我國各行業的職業災害死亡千人率，皆遠高於所有先進工業國家；而製造業的職業災害頻率，也在亞洲四小龍之中居冠。因此，如何進一步減少我國的職業災害頻率，是我國欲進入已開發國家之林所必須正視的問題。

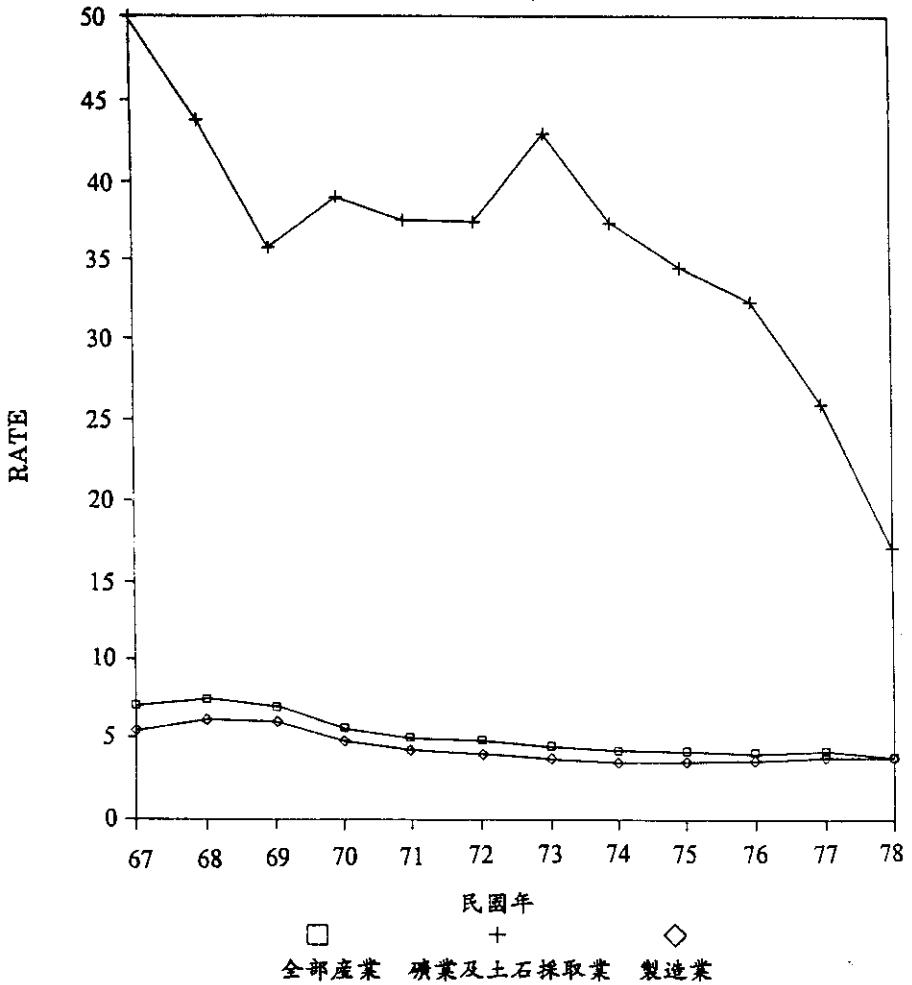
圖一：台灣地區歷年職業災害頻率——按職業災害保險給付資料統計



- 1. 傷病率 = (傷病給付件數/投保人數) × 1,000
- 2. 殘廢率 = (殘廢給付件數/投保人數) × 1,000
- 3. 死亡率 = (死亡給付件數/投保人數) × 1,000

資料來源：台閩地區勞工保險局，台閩地區勞工保險統計，
民國66年，69年，79年。

圖二：台灣地區歷年事業單位陳報職業災害——失能傷害頻率

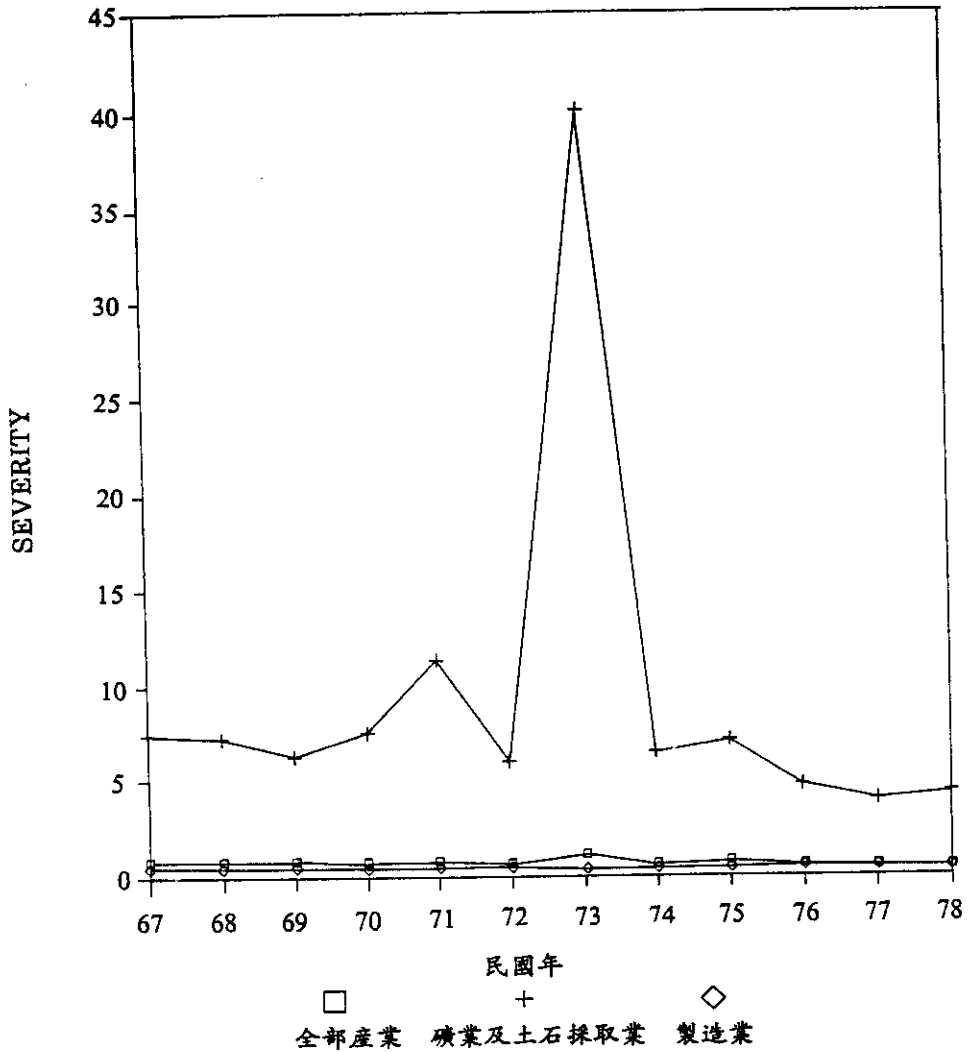


失能傷害頻率 = 失能傷害次數 × 10⁶ / 總經歷工時

資料來源：行政院勞工委員會，勞工統計年鑑，

民國七十九年，表74。

圖三：台灣地區歷年事業單位陳報職業災害——失能傷害嚴重率



$$\text{失能傷害嚴重率} = \text{總計損失日數} \times 10^6 / \text{總經歷工時}$$

資料來源：行政院勞工委員會，勞工統計年鑑，

民國七十九年，表 74。

表四：各國職業災害死亡千人率

業別與年份 (民國)	先進工業國家				新興工業化國家				
	美	英	德	法	日	中	韓	港	新加坡
礦業									
六十二年	1.01	—	0.69	—	1.22	2.17	5.98	4.65	—
六十七年	0.52	—	0.56	—	0.72	2.14	3.22	1.56	—
七十二年	0.33	0.14	0.36	—	0.65	2.43	3.30	1.17	—
七十六年	0.28	0.17	—	—	0.46	2.08	4.40	1.69	—
製造業									
六十二年	0.07	—	0.17	0.11	0.07	0.27	0.19	0.07	0.09
六十七年	0.07	0.02	0.14	0.08	0.02	0.26	0.23	0.08	0.15
七十二年	0.05	0.02	0.10	0.07	0.02	0.26	0.17	0.04	0.02
七十六年	0.05	0.02	—	0.06	0.02	0.21	0.18	0.03	0.02
營造業									
六十二年	0.31	—	0.37	0.45	0.74	1.11	0.82	—	0.59
六十七年	0.40	0.10	0.33	0.31	0.29	0.93	0.53	1.36	0.11
七十二年	0.32	0.12	0.28	0.29	0.22	0.61	0.55	1.11	0.07
七十六年	0.29	0.10	—	0.21	0.10	0.48	0.31	0.88	0.02
交通運輸業									
六十二年	—	—	—	0.61	0.14	1.02	—	—	—
六十七年	0.23	—	—	0.43	0.05	0.67	—	0.87	—
七十二年	0.16	0.03	—	0.29	0.07	0.55	0.54	0.55	—
七十六年	0.15	0.04	—	0.33	0.07	0.57	0.63	0.54	—

資料來源：行政院勞工委員會，勞工檢查年報，民國七十九年八月，表七十六—表八十。

四、我國勞工安全檢查制度的執行情形

我國現行勞工安全檢查的要點，主要有勞工安全、勞工衛生與勞動條件三個部份，表五即分析上述各部份檢查的執行情形。表五的分析顯示，我國現行的勞工檢查制度，因受限於檢查人力，平均約只有百分之五的廠商，受到安全與衛生檢查，而勞動條件的檢查比率則更低。若以行業區分，水電燃氣業因廠商平均規模較大，故每一家廠商一年平均受檢1.5次以上。其它受檢比率較高的行業為礦業及土石採取業與營造業，而運輸、倉儲及通訊業的受檢比率最低。從初次檢查不合格的比率來看，目前各行業仍大部份皆未能完全遵照勞工安全衛生法的規定。安全檢查項目完全符合規定的廠商還不到三成，衛生檢查項目與勞動條件檢查合格的廠商雖較多，但也不到五成。在安全檢查的各種不合格項目中，以安全衛生管理不良佔最大比例，衛生檢查不合格的項目中，則以醫療保健設施不良佔大多數，而勞動條件檢查不合格者，則以違反工作時間的規定最多（參閱勞工委員會，1990a）。

對於勞工檢查初查不合格的項目，勞工檢查單位在要求雇主限期改善後，可再進行複查。從表五的分析可知，複查的比率以礦業及土石採取業最高，其次是製造業。各業平均的複查率，則在百分之四十到百分之六十之間。有趣的是，複查改善率與複查率之間，存有正相關的關係，即複查率較高的產業，其複查改善率也較高。但是全部產業的平均複查改善率也只有六成左右，此顯示還有四成的項目，雖經複查仍不能完全符合勞工安全衛生法的規定。對於複查不合格的廠商，檢查機關可根據勞動基準法與勞工安全衛生法的罰則，將雇主移送主管機關或司法機關懲處。根據勞工委員會（1990a，表二十三）的統計，民國七十八年因違反勞工安全衛生法，移送主管機關懲處的廠商有1,994家，移送司法機關偵辦的廠商有155家，二者共佔所有受檢廠商家數的百分之十二。

表五：台灣地區勞工安全檢查次數與檢查結果，民國七十八年

	全部產業	礦業及土石採取業	製造業	水燃氣業	電業	營造業	運輸、倉儲及通訊業
事業單位總數	191,704	952	140,244	130		17,957	32,421
勞工安全檢查次數	10,914	126	6,462	204		3,339	783
初查次數	5.69	13.24	4.61	156.92		18.59	2.42
複查次數	74.45	89.68	75.01	53.43		82.42	38.31
初查合格比率(%) ¹	4,650	73	3,296	70		1,145	66
複查合格比率(%) ²	42.60	57.94	51.01	34.31		34.29	8.43
複查改善率(%) ⁴	58.05	69.48	54.31	45.78		63.97	40.73
勞工安全衛生檢查次數	10,747	188	6,234	203		3,339	783
初查次數	5.61	19.75	4.46	156.15		18.59	2.42
複查次數	60.64	64.36	56.88	46.80		76.70	37.16
初查合格比率(%)	4,660	107	3,272	70		1,145	66
複查合格比率(%)	43.36	56.91	52.49	34.48		34.29	8.43
複查改善率(%)	44.22	79.02	40.48	47.90		46.08	37.40
勞工安全衛生改善率(%)	4,145	71	2,891	27		917	239
初查合格比率(%)	2.16	7.46	2.06	20.77		5.11	0.74
複查合格比率(%)	45.55	54.93	50.67	33.33		28.35	50.63
初查改善率(%)	2,748	48	2,156	13		493	38
複查改善率(%)	66.30	67.61	74.58	48.15		53.76	15.90
複查改善率(%)	62.49	82.26	65.92	38.89		47.39	54.93

1. 初查比率 = (初查次數/事業單位總數) × 100

2. 複查比率 = (複查次數/初查次數) × 100

3. 初查合格比率 = (有一項以上不合格的廠數/受檢事業單位數) × 100

4. 複查改善率 = (複查時已改善項數/初查項數) × 100

資料來源：行政院勞工委員會，勞工檢查年報，民國七十九年，表一至表十二。

肆、計量實證分析

本節我們將利用民國七十四年至七十八年，製造業中分類（二欄位）行業的職業災害資料¹⁰，實証分析臺灣地區產業別勞工工作風險（risk）的決定因素。本節首先簡要評述國外相關實証研究的文獻，然後說明計量實証方法及相關的應變數（dependent variable）與解釋變數的特性，最後則解釋本文的實証結果。

一、國外實証文獻回顧

文獻上，有關勞工工作風險的實証研究，包括Smith (1979), Mendeloff (1979), Viscusi (1979), Curington (1986) 等人。這些研究，大多著重於職業安全法案對勞工傷害發生頻率的影響。例如：Smith (1979) 分析在美國職業安全健康法案下，政府勞工安全檢查對製造業傷害頻率的影響。Smith 發現，1973年勞工安全檢查，使得該年的傷害頻率顯著降低，比率大約在16%左右，而1974年則沒有顯著的效果，傷害頻率僅下降5%左右。Mendeloff (1979) 與Viscusi (1979) 則發現，在美國職業安全健康法案下，政府規定之職業安全標準，對美國製造業傷害頻率影響很小。另外，Curington (1986) 的研究重點，則放在職業傷害的嚴重程度而非傷害出現頻率。Curington 研究美國紐約州在1964年至1976年，18個製造業傷殘頻率與傷殘嚴重程度的演變。實証結果發現，1970年實施職業安全健康法案後，在18個製造業中，有過半數行業傷殘發生頻率呈現下降趨勢，而另外有6個行業的傷殘嚴重性亦明顯下降。

二、實証模型

本文的計量模型，主要由下列勞工工作風險(RISK)的迴歸式所構成：

$$RISK_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta + Z_{it}\gamma + U_{it} \quad (1)$$

式中 $RISK_{it}$ 代表第 i 個產業在第 t 期的勞工工作風險變數， X_{it} 與 Z_{it}

則為解釋變數向量， β_0 、 β 與 γ 則為待估計的參數，而 U_{it} 則為誤差項。

因本文的樣本，為民國74年至78年，5年之間20個製造業行業的合併資料(pooling data)，故我們假設代表迴歸式中不同行業差異的截距項，係一項隨機誤差(V_i)。因此，式(1)的誤差包含兩項，分別是 V_i 與 W_{it} ，其統計性質為：

$$U_{it} = V_i + W_{it} \quad (2)$$

$$(i = 1, 2, \dots, 20; t = 1, 2, \dots, 5)$$

$$V_i \sim N(0, \sigma_v^2);$$

$$W_{it} \sim N(0, \sigma_w^2);$$

$$\text{Var}(U_{it}) = \sigma_u^2 = \sigma_v^2 + \sigma_w^2 \circ$$

對所有 i, t 而言， $E(V_i, W_{it}) = 0$ ；若 $i \neq j$ 或 $s \neq t$ ，則 $E(W_{it}, W_{js}) = 0$ ；若 $i \neq j$ 則 $E(U_i, U_j) = 0$ 。

根據式(2)誤差項的假設，式(1)為計量經濟上的誤差項組成模型(error components model)，或稱隨機性效果模型(random effect model)¹¹。因此，式(1)的工作風險迴歸式，將利用一般化最小平方法(Generalized Least Squares, GLS)估計。

表六則列舉本文計量模型所使用的各項變數，並說明其定義、資料來源及平均數與標準差等樣本特性。本文用於衡量勞工工作風險的應變數，有下列三種：

1. 職業災害案件求償率(CLAIM RATE)。根據現行職業災害保險給付辦法，遭受職業傷害的員工，除了就醫時可獲免費的治療（醫療給付）外，還可依其傷害程度，分別領取傷病、殘廢與死亡的現金給付，以補償受害勞工的工作所得損失。因此從領取現金給付的人數，

表六：變數的定義及其平均數與標準差

變數名稱	定義	說明	製造業，民國74-78年		資料來源
			平均數	標準差	
應變數					
CLAIM RATE	(職業災害保險給付件數/投保人數) × 1,000		6.27	5.78	A
DEATH RATE	(職業災害保險死亡給付件數/投保人數) × 1,000		0.15	0.12	A
FATAL RATE	[(職業災害殘廢給付件數 + 死亡給付件數)/投保人數] × 1,000		1.14	1.04	A
解釋變數					
BENEFIT	各業受雇員工的平均非薪資報酬		1343.2	975.48	E
HOURS	各業受雇員工的每週工作時數		47.81	1.23	D
EXPER	服務滿三年以上的員工佔所有員工的比率		0.52	0.13	C
SEX	男性員工佔所有員工人數的比率		0.56	0.18	C
LABOR	工人數佔所有工人數的比率		0.79	0.057	E
PUBLIC	公營企業的員工人數佔該業所有員工人數的比率		0.13	0.24	C
CHECK	接受勞工安全檢查的廠商數目佔該業所有廠商的百分比		12.68	9.74	B
IMPROVING	初查不合格的項目複查時已改善的百分比		53.1	9.40	B

資料來源：A=勞工保險局未出版的原始職業災害統計，民國74-78年。
 B=勞工委員會，勞工檢查年報，民國74年-78年。
 C=主計處，受雇員工動向調查報告，民國74年-78年。
 D=主計處，台灣地區人力資源統計年報，民國74年-78年。
 E=主計處，職業別薪資調查報告，民國74年-78年。
 註：非薪資報酬以民國78年的幣值表示。

就可反映受到職業傷害的人數¹²，故本文用各行業職業災害各種現金給付件數（傷害、殘廢與死亡）的總和，除以投保人數所得的職業災害案件求償率，來衡量職業災害頻率。

2. 殘廢與死亡案件頻率(FATAL RATE)。此一變數亦係根據職業災害保險給付資料，利用領取職業災害殘廢給付與死亡給付的件數，除以投保人數而得。我們利用此一比率，來衡量各行業職業災害的嚴重程度¹³。

3. 死亡案件頻率(DEATH RATE)。利用上述職業災害保險資料的死亡給付件數，除以投保人數，所求得的職業災害死亡案件頻率，亦可用來衡量各行業職業災害的嚴重程度¹⁴。

至於解釋勞工工作風險變動的變數，根據前述理論的分析，應包括勞動市場特性，職業災害保險制度與勞工安全檢查制度等三項因素。惟因我國職業災害保險制度，並不具備雇主安全誘因，而且各項保險給付金額在各行業之間並沒有差異，故本文將無法檢定職業災害保險制度的影響。因此本文的分析，只能探討勞動市場的因素與勞工安全檢查制度，對我國職業災害發生率的影響。以下即介紹代表勞動市場因素與勞工安全檢查制度的解釋變數。

勞動市場的解釋變數(X)

衡量勞動市場特性的影響，主要有下列幾個變數：非薪資報酬(BENEFIT)，每週工作時數(HOURS)，員工工作經驗(EXPER)，員工性別比率(SEX)，工人與職員比率(LABOR)及公民營企業員工比率(PUBLIC)¹⁵。

雇主所支付的非薪資報酬，主要是包括雇主所支付保險費、雇主提撥退休金、資遣費、職工福利基金提存及其它福利支出等五項。利用此一資料，可作為各行業的福利指標。一般而言，風險程度愈高的工作，雇主所提供的福利應愈高，因此預期雇主所支付的非薪資報酬愈大，職業災害的發生率也就愈高。

員工每週工作時數(HOURS)，則反映員工的工作負荷。一般而言，每週工作的時間愈久，員工的工作負荷則愈重，其發生職業災害的比率就愈高，故其預期符號是正的¹⁶。而員工的工作經驗(EXPER)愈豐富，其技術就愈為熟練，因此職業災害發生率就愈低，故其預期符號是負的。受雇員工的性別比率(SEX)，則是代表所有受雇員工當中，男性員工所佔的比率。一般而言，風險較高的行業，男性參與的比率通常較高，故此一變數與職業災害發生率之間的關係應是正的。工人與職員的比率(LABOR)，則反映各行業生產方法的特性。一般而言，工人比率愈高，則發生職業災害的比率也就愈高，所以工人與職員比率的預期符號應是正的。最後，公民營企業的比率(PUBLIC)，則是反映各行業的產業特性。一般而言，公營企業應較民營企業遵守勞工安全法令，故其職業災害發生率應較低，故此一變數的預期符號應是負的。

勞工安全檢查的解釋變數(Z)

衡量勞工安全檢查制度對職業災害發生率的影響，主要有下列二個變數：

- (1) 各行業平均受檢比率(CHECK)。勞工安全管制的法令規定是否能確實獲得執行，主要是取決於政府勞工安全檢查人員的執法是否能徹底。因此若各業受檢的比率愈高，則廠商遵守勞工安全的誘因就愈強，因而發生職業災害的可能性就愈低。故各行業平均受檢比率與職業災害發生率之間的關係應是負的。
- (2) 各行業複查改善率(IMPROVING)。經勞工安全檢查初查不合格的廠商，勞工檢查機關可通令其限期改善，並再進行複查。複查時若發現初檢不合格項目的改善比率愈高，則表示勞工安全檢查的效果愈大，因此職業災害發生的頻率應該愈低。所以複查改善率對職業災害的預期影響應是負的。

三、實証結果

表七說明勞工工作風險的迴歸分析結果。表七的估計結果顯示，各行業勞工安全檢查比率(CHECK)，在CLAIM RATE與FATAL RATE二條估計式中，係數為負，符合理論預期，但都不顯著，而其在DEATH RATE估計式中，係數符號為正且顯著，與理論預期不合。至於各行業複查改善率(IMPROVING)，則在三種不同的應變數中，估計係數符號皆為負且顯著，與理論的預期相符合。上述結果顯示，勞工安全檢查比率愈高，並不一定能顯著減少職業災害頻率與嚴重程度，但是若勞工檢查初查不合格的項目，在複查時已改善的比率愈高，則就可顯著降低勞工的工作風險。從上述實証發現可知，光有勞工安全檢查，並不一定能改善勞工的工作安全，必須能有效督促僱主，對不符合勞工工作安全的項目，進行實質的改善，才能收到減少職業災害的效果。

至於代表勞動市場特性的解釋變數，表七的估計結果顯示，SEX, LABOR, PUBLIC的估計係數，皆符合理論預期，亦即男性員工愈多的行業，或者工人佔員工比例愈高的行業，其職業災害發生頻率與嚴重程度皆較高；而公營企業因一般較注重勞工安全，故公營企業比例愈高的行業，該行業的勞工職業災害愈低，但是此一估計結果並不顯著。此外，理論上，愈有工作經驗的工人，其發生職業災害的可能性愈低，此一論點在CLAIM RATE與FATAL RATE的估計式中，獲得証實，但在DEATH RATE的估計中，則呈現相反的結果，惟其估計係數並不顯著。而代表工作時間長度的變數(HOURS)，其估計結果亦與理論不符合，但並不顯著。

在探討勞工職業災害補償福利措施與職業傷害二者之關連方面，由國外實證發現，勞工職業災害補償措施愈好的行業或州，其傷殘率反而愈高，而其影響的大小，則視迴歸估計式的應變數是傷殘率

表七：工作風險迴歸式

解釋變數	應	變	數
	CLAIM RATE	FATAL RATE	DEATH RATE
INTERCEPT	2.069 (0.182)	2.440 (1.123)	-0.051 (-0.195)
CHECK	-0.045 (-0.831)	-0.006 (-0.581)	0.003 (1.979)
IMPROVING	-0.157 (-3.555)	-0.027 (-3.386)	-0.004 (-3.696)
PUBLIC	-2.799 (-0.535)	-0.390 (-0.385)	-0.191 (-1.635)
HOURS	-0.184 (-1.377)	-0.029 (-1.187)	-0.002 (-0.633)
EXPER	-16.711 (-1.855)	-3.985 (-2.335)	0.219 (1.059)
SEX	21.930 (5.148)	3.698 (4.312)	0.284 (3.135)
LABOR	21.389 (2.104)	1.766 (0.916)	0.272 (1.160)
BENEFIT	0.005 (2.013)	0.625×10^{-3} (1.447)	0.697×10^{-4} (1.168)
樣本數	100	100	100

註：樣本期間為民國74年至78年，分析對象為20個製造業行業。
括弧內數值為估計係數的t統計量。估計方法為一般最小平方法。

或補償給付件數而定。通常，災害補償金額對補償給付件數的影響較大，而對傷殘率的影響較小。（見Chelius and Kavanough, 1988; Ruser, 1985）。我國勞工傷殘死亡的給付，主要是根據勞保局的規定，但各行業本身亦會予以員工不同的補償水準。由於缺乏行業別的補償資料，故在此只得利用行業別非薪資報酬，作為福利指標。表七中發現，非薪資報酬愈高的行業，其給付件數比例(CLAIM RATE)、殘廢及死亡件數比率(FATAL RATE)與死亡件數比例(DEATH RATE)，皆隨著增加，實證結果和美國的研究一致。但是此一估計結果，只有在CLAIM RATE的迴歸式中，係數很顯著地異於零，而在其它兩個衡量職業災害嚴重程度的估計式中，估計係數並不顯著。此一結果顯示，職業災害保險給付所造成的勞工道德危機效果，只會增加職業災害發生的頻率，但不會因而增加職業災害的嚴重程度，此乃因勞資雙方不可能因補償福利增加，而疏忽安全到「玩命」的境地¹⁷。

伍、結論

我國的職業災害保險制度，因尚未應用經驗費率的方法，來提供雇主注重勞工安全的財務誘因，因此現行職業災害保險制度只具有補償的功能。在這種情形下，政府對勞工工作安全的保障，只能完全仰賴行政管制的方式。目前我國勞工安全管制的法令，主要是依據勞動基準法，工廠法，勞工安全衛生法與工廠檢查法等有關規定。為了確保勞工安全之管制規定能獲得執行，目前我國共設有七個勞工檢查單位，負責勞工安全檢查的工作。

而我國現行的勞工安全狀況，則可從實際的職業災害統計資料與勞工安全檢查的執行情形得知。從現有二種不同的職業災害統計資料顯示，礦業及土石採取業的職業災害頻率與嚴重程度，皆高居各業的首位。其它高職業災害頻率的產業，分別是製造業，營造業，與運

輸、倉儲及通信業。職業災害頻率較低的產業則是商業與服務業。若單以職業災害的死亡率分析，則以礦業與漁業最高，由此可見我國的礦工與漁民是各行業的受雇勞工之中，生命安全最沒有保障的一群。另外，利用時間數列的資料分析，我國職業災害頻率與嚴重率，皆有逐年下降的趨勢，顯見我國在勞工安全衛生法通過後，政府利用安全管制的方式來改善勞工安全，已獲致若干的效果。但是若與先進工業國家或新興工業化國家相比，我國的職業災害頻率仍屬偏高。此外，從民國七十八年的勞工檢查統計資料發現，我國有半數以上的廠商仍未能完全遵照勞工安全衛生法的規定，顯示雇主對勞工的工作安全仍未予應有的重視。同時，在經過工廠檢查人員複查後，仍有四成的項目不能完全符合勞工安全衛生法的規定。而被主管機關懲處或移送司法機關偵辦的廠商，則約佔所有受檢廠商數目的百分之十。

綜合上述的分析可以發現，目前我國對勞工安全的保障，在制度上仍有許多缺失。一方面，仍有許多雇主未按規定為員工投保職業災害保險，使為數不少的受害勞工因而無法獲得職業災害保險的補償。另一方面，現行勞工安全檢查制度因受限於人力，並未能擴及所有的廠商，使受雇於小型廠商的勞工，缺乏工作安全的保障。同時，因現行制度對違反勞工安全規定的處罰過輕，使安全管制的規定，並不能對雇主產生有效的嚇阻作用。此外，事業單位未按規定陳報職業災害統計的現象仍甚為普遍，使現行的職業災害統計資料有低估甚多的現象。

除了對我國現行的勞工職業災害，進行敘述性的統計分析外，本文亦進一步利用民國74年至78年，5年之間20個製造業行業的合併資料，分析影響台灣地區產業別勞工工作風險的決定因素。從迴歸分析的結果發現，勞工安全檢查複查改善率愈高的行業，其職業災害頻率與嚴重程度皆愈低。但在另一方面，勞工安全檢查比率，對職業災害頻率與嚴重程度的影響並不顯著。此一結果顯示，欲使勞工安全檢查

制度獲得預期的效果，只是增加檢查的次數並不夠，還必須要能夠有效督促僱主，對不符合勞工工作安全的項目，進行實質的改善，使複查改善率提高，才能有效降低勞工的工作風險。

最後，本文的研究亦發現，非薪資報酬愈高的行業，職業災害的頻率就愈高。雖然此一估計係利用行業別非薪資報酬來作為福利指標，但其可視為職業災害保險給付金額的替代變數。因此上述的實證結果顯示，職業災害保險所造成的道德危機效果，將使職業災害頻率反而增加。故建立職業災害保險制度的僱主安全誘因，亦是增進我國勞工安全的急要之務。我國勞動基準法第五十九條，雖規定僱主對其受雇員工的職業傷害負有補償的義務，但同法亦規定，若僱主已按勞工保險條例之規定，為員工投保職業災害保險，就可抵充上述的補償責任。因此職業災害保險制度的建立，雖然對受害員工提供一有效的補償管道，但同時也免除了勞動基準法所規定的僱主補償義務，因而降低了僱主對其受雇勞工安全的注意誘因。為了找回此一失去的安全誘因，除了採用經驗費率的方法外，另一個可行的辦法就是實施僱主自付額與部份負擔制。所謂僱主自付額，即規定某一金額以內的補償責任，仍必須由僱主負擔，保險公司不予補償，而超過此一金額的損失才由保險公司負補償的責任。而僱主部份負擔制，即要求僱主對職業災害所造成的損失，負擔某一比例的補償責任，剩餘的部份才由保險公司負責。因此，進一步研究將經驗費率，僱主自付額與部份負擔制，應用到我國職業災害保險制度的可行性，應是未來努力的方向。

註 釋

- 1 請參閱張曉春(1982)與勞工委員會(1990a,表七十七, pp. 252-253)。
- 2 請參閱勞工保險局(1990a,表十一, p.26)與勞工委員會(1990a, p. 40)。

- 3 有關這方面實證研究之文獻回顧，請參閱 Moore and Viscusi (1990)，劉錦添與詹方冠(1989)。
- 4 在美國與日本等工業先進國家，經驗費率方法早已被應用到職業災害保險制度上，而我國則尚未採用此一方法。有關經驗費率方法的實際應用及其效果的實證研究，請參閱 Russell (1973) 和 Ruser (1985)。
- 5 職業災害保險制度對職業災害發生率的影響，在美國已有許多實證研究，惟這些實證研究所發現的結論並不一致。Chelius (1982) 與 Butler and Worrall (1983) 的研究發現，職業災害給付金額與職業災害發生率之間具有正的關係，Moore and Viscusi (1989) 則得到相反的結果。請參閱 Krueger (1990，表二，p.83) 對這方面研究的文獻回顧。
- 6 現行職業災害保險費率，依各行業危險性質與程度之不同，共分成四十七種業別的差別保險費率。在同一分類內的廠商，不管其過去職業災害損失經驗的大小，皆適用相同的費率，而不同類別的廠商，則適用不同的費率，請參閱勞工保險局(1990b, pp.281-284)。
- 7 有關現行職業災害保險殘廢給付標準，請參閱勞工保險局(1990b, pp. 41-82)。
- 8 根據行政院勞工委員會所發佈的統計資料，民國七十八年重大職業災害罹災人員，未參加勞保者佔百分之二十六。請參閱勞工委員會(1990b, p.24)。
- 9 利用表二所列的各業受雇員工人數，除以表三所列的各業事業單位總數，可得各業廠商的平均規模。水電燃氣業廠商的平均雇用人數為276人，高居各業之冠。
- 10 製造業中分類行業為下列二十個：食品製造業，飲料及菸草業，紡織業，成衣及服飾品，皮革、毛皮及其製品，木竹製品及非金

屬家具，造紙、紙製品及印刷出版，化學材料，化學製品，石油及煤製品，橡膠製品，塑膠製品，非金屬礦物製品，金屬基本工業，金屬製品，機械設備製造修配，電力及電子機械器材製造修配，運輸工具製造修配，精密器械，雜項工業製品。請參閱行政院主計處(1983, pp.7-23)。

- 11 請參考Johnston (1984), pp.396-407。
- 12 現行職業災害的醫療給付與勞工保險普通事故的醫療給付，內容並無不同，因此各醫院在填報統計資料時，對於上述二者並未嚴格區分，使勞工保險統計（勞保局，1990a）所列的職業災害醫療給付件數，並不能正確反映職業災害的件數。此外，每一受害勞工的就醫次數，可能不只一次，因此從醫療給付件數並無法反映職業災害發生的次數。基於上述的理由，本文的分析將不包括醫療給付件數的資料。
- 13 作者感謝本文評審者對此一衡量方法的建議。
- 14 上述各項衡量工作風險的應變數，在迴歸分析時，皆是以千人率表示。另外，本文亦曾嘗試利用事業單位陳報的職業災害失能傷害頻率為應變數，但因此項資料有低報甚多的現象，使所得到的估計結果並不理想，故予以捨棄不用。
- 15 因本文所要估計的職業災害風險迴歸式為一縮減式(reduced form)，而工資通常為前述各項勞動市場特性的函數，故本文計量模型的解釋變數將不包括工資在內，但工資的影響則包含於代表勞動市場特性的解釋變數內。實證上，若要將工資與其它勞動市場特性的影響分別估計出來，則宜用一包含工資與職業風險二條迴歸式的結構式模型（如Moore and Viscusi, 1989）。本文的分析，因缺乏解釋工資的重要變數如教育程度等資料，故無法估計結構式模型。

- 16 有關探討工作時間與勞工職業災害發生率之間關係的文獻，請參閱李誠與吳惠林(1991, p.8)。
- 17 作者感謝本文評審者對此一論點的指正。另外，此一發現亦普遍獲得美國類似實証研究的支持，參閱 Moore and Viscusi (1989, p.500)。

參考資料

台閩地區勞工保險局

1990a 台閩地區勞工保險統計。

台閩地區勞工保險局

1990b 勞工保險法規彙編。

行政院主計處

1983 中華民國行職業標準分類。

行政院勞工委員會

1990a 中華民國七十八年勞工檢查年報。

行政院勞工委員會

1990b 七十八年重大職業災害檢查統計分析。

李誠、吳惠林

1991 「勞基法、延長工時與台灣的勞動市場」，發表於勞動市場與勞資關係研討會，中研院社科所。

張曉春

1982 「台灣地區勞工職業災害及其對策」，中央研究院三民主義研究所叢刊 10: 121-156。

劉錦添、詹方冠

1989 「台灣地區勞動者生命價值之推估——民國71年至民國75年」，經濟論文 17(2): 55-87。

Brown, C.

- 1980 "Equalizing Differences in the Labor Market," *Quarterly Journal of Economics* 94: 113-134.

Butler, R. and J. Worral

- 1983 "Workers' Compensation: Benefit and Injury Claims Rates in the Seventies," *Review of Economics and Statistics* 60: 580-589.

Chelius, J.

- 1982 "The Influence of Workers' Compensation on Safety Incentives," *Industrial and Labor Relations Review* 35: 235-242.

Chelius, J. and K. Kavanaugh

- 1988 "Workers' Compensation and the Level of Occupational Injuries," *Journal of Risk and Insurance* 55: 315-323.

Curington, W. P.

- 1986 "Safety Regulation and Workplace Injuries," *Southern Economics Journal* 53: 51-72.

Johnston, J.

- 1984 *Econometric Methods*. New York: McGraw-Hill Book Co.

Krueger, A. B.

- 1990 "Incentive Effects of Workers' Compensation Insurance," *Journal of Public Economics* 41: 73-99.

Mendeloff, J.

- 1979 *Regulating Safety: An Economic and Political Analysis of Occupational Safety and Health Policy*. Cambridge: The MIT Press.

Moore, M. J. and W. K. Viscusi

1989 "Promoting Safety Through Workers' Compensation: the Efficacy and Net Wage Costs of Insurance," *Rand Journal of Economics* 20:499-515.

1990 *Compensation Mechanisms for Job Risks*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Ruser, J. W.

1985 "Workers' Compensation Insurance, Experience-Rating, and Occupational Injuries," *Rand Journal of Economics* 16: 487-503.

Russell, R. B.

1973 "Pricing Industrial Accidents," in Monore Berkowitz (ed.), *Supplemental Studies for the National Commission on State Workmen's Commensation Laws*. Washington, D. C.: Government Printing Office 3:27-52.

Smith, R. S.

1979 "The Impact of OSHA Inspections on Manufacturing Injury Rates," *The Journal of Human Resources* 14(2):145-170.

Viscusi, W. K.

1979 *Employment Hazards: An Investigation of Market Performance*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

1983 *Risk by Choice: Regulating Health and Safety in the Workplace*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

SUN YAT-SEN INSTITUTE
FOR SOCIAL SCIENCES AND PHILOSOPHY
ACADEMIA SINICA

BOOK SERIES
(29)

LABOR MARKETS AND LABOR RELATIONS

Edited by
JUN-JI SHIH

NANKANG, TAIPEI, TAIWAN
REPUBLIC OF CHINA
AUGUST 1992