

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 1—34

民國81年8月，台灣，台北

## 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：

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

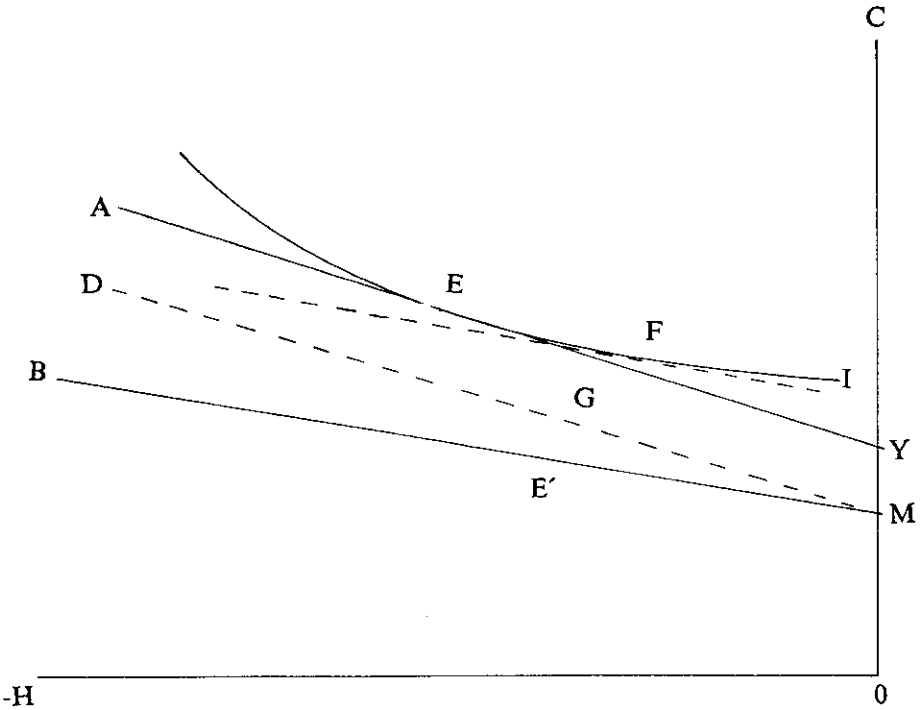
上式意味著個人之勞動供給量，決定於稅後薪資和稅後其它所得水準。

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<sup>1</sup>：

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

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

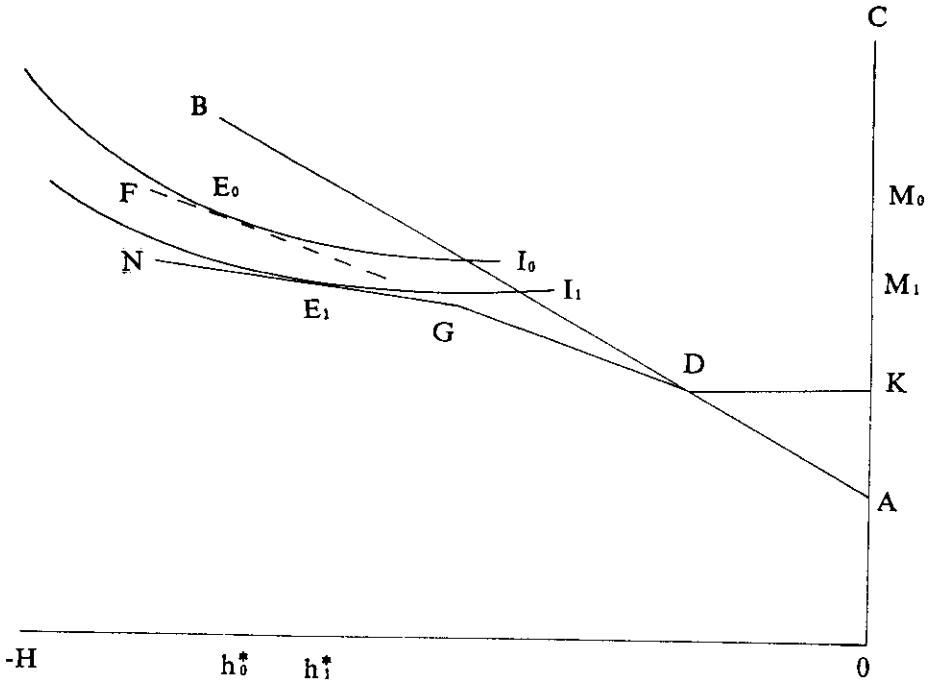
上述為標準的個人勞動供給模式，雖被廣泛使用，卻亦遭受嚴重的批評，其中最重要者有二：（一）經濟分析的基本單位應是家庭，而非個人。在家庭之中，所有成員（夫婦與子女）共同決定每人勞動供給、消費與家庭工作等。（二）各國的所得稅制大多採用累進稅率（而非比例稅），隨著個人或家庭所得之增加，邊際稅率遞增，稅後工資因而遞減，而非如上述固定不變<sup>2</sup>。分別敘述如下：

### 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  $M_1^*$ 。

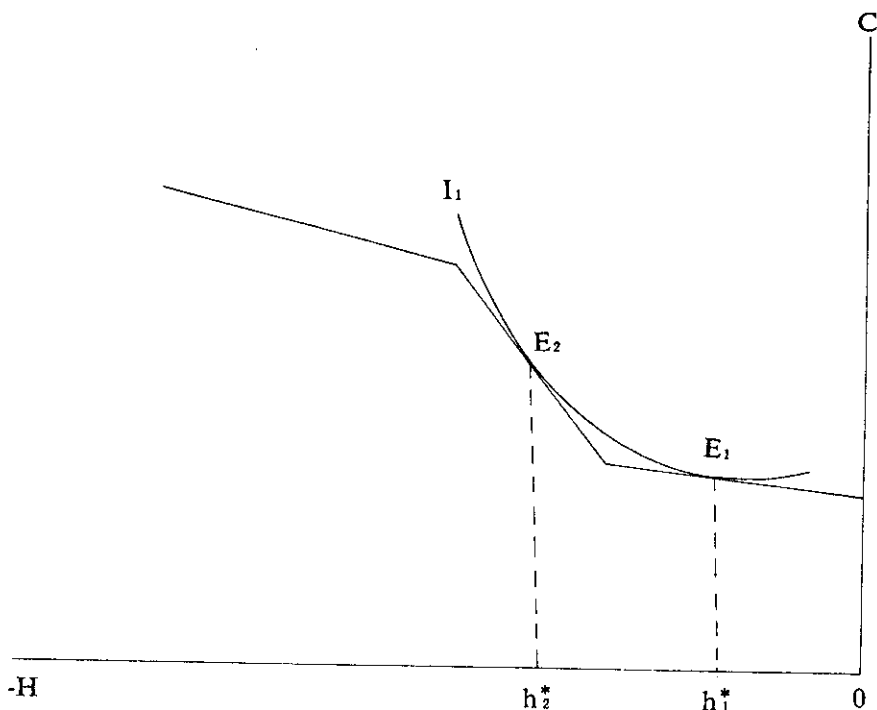
此非線型的預算線對實證估計會產生幾個困難：第一、内生工資的問題：在古典模式的勞動估計函數式內，稅後工資  $w$  和稅後其它所

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)<sup>3</sup>。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

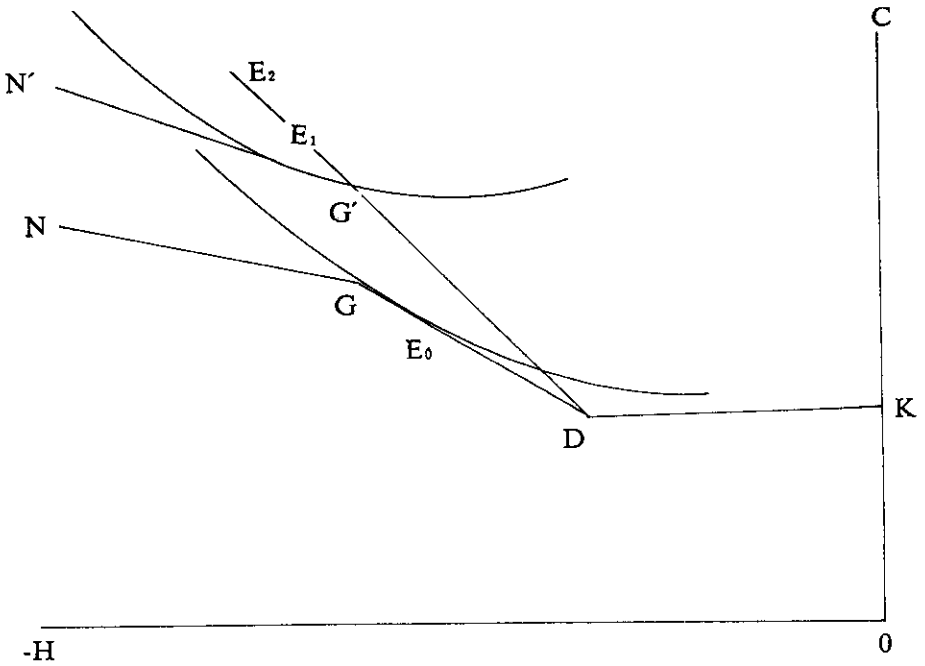
圖三：多數均衡現象



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  $\beta_2$  應小於（大於）零。至於  $\beta_1$  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  $\sigma_u^2$ （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  $\beta$  和  $\sigma$  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 $\beta_1$ 或 $\beta_2$ 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 $\lambda$ 。

第二，利用 $\lambda$ 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  $\beta$  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， $\delta_2$  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  $\xi_1^i$  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 $\xi_2$ 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  $0 \leq h_i^* \leq H_i$ （ $H_i$  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  $H_i \leq h_i^*$ ，那麼  $h_i^*$  就非最適工作時數，我們再移到上面



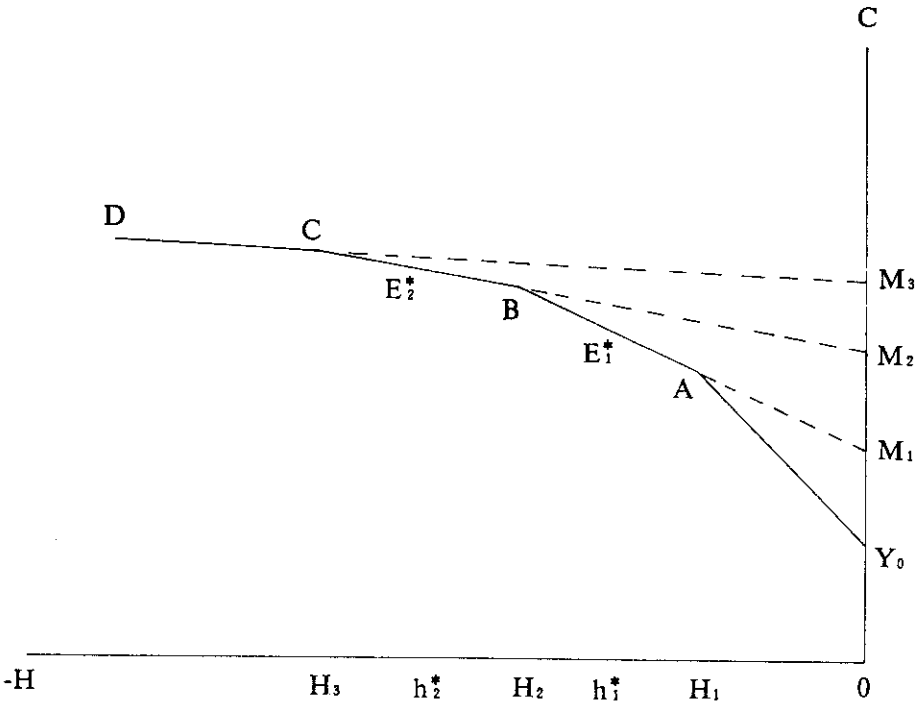
的線段。

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  $M = Y - T = Y_0 + wL + G - t(Y_0 + wL) = (1 - t)(wL + Y_0) + G = W_2L + M_2$ ，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<sup>4</sup>。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<sup>5</sup>。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<sup>6</sup>。

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<sup>7</sup>。

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( $\eta_i$ )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<sup>8</sup>。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. Auron 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.