「青少年勞動供給與最低工作時數限制」

陳 彧 夏*

* 東吳大學經濟系副教授。本文係由博士論文改寫而成；非常感謝指導教授Dr. Randall J. Olsen和其其二位論文指導委員Dr. kenneth I. Wolpin和Dr. Richard H. Steckel.

壹、前　言

一般僱主因爲有僱用人員時之固定成本——例如花在找合適人員的成本或訓練工作人員之成本、……等；所以在決定工資時，已隱含了一星期應工作的最低時數。例如全時間工作，一星期約 35～45 小時之間，受僱人員無法任意選擇他們所想要工作之時數。這樣一來，我們一般所觀察到的工作時數，很可能並非受僱人員在實際工資下的意願工作時數（亦即使其效用最高的工作時數）而是僱主要求的最低工作時間。因此以實際工作時數當作意願工作時數所估計出來的勞動供給函數會發生偏差。而這樣估計得到的勞動供給函數也很可能會誤導政府有關當局的決策。依Moffit（1982）的估計約有百分之八十四〔註1〕的人受到最低工作時數的影響，在樣本平均點所估計出的每人意願工作時數只有 21 小時，而最低工作時數却是 39 小時。可見這種工作時數的限制，在估計勞動供給函數上實在是不能忽略的重要因素。

就作者所知，Moffit（1982）是第一個考慮最低工作時數限制的文章，他的模型的要點如下：假設 H^s、H^d 分別代表意願工作時數及最低工作時數。而 H^s、H^d 分別是一些可觀察到的變數 X、Z（例如：教育程度、年齡）的線性函數。則Moffit 的模型可表示爲

$$H^s = X \cdot a + e_s \tag{1}$$

$$H^d = Z \cdot b + e_d \tag{2}$$

$$\begin{aligned} h &= H^s && \text{當 } H^s > H^d \\ h &= H^d && \text{當 } 0 < H^d - H^s < D \\ h &= 0 && \text{當 } H^d - H^s > D \end{aligned} \tag{3}$$

其中 h 是實際工作小時；D 即一常數參數；而 e_s、e_d 是誤差項，二者均是假設爲常態分配。換句話說，Moffit 假設如果意願工作時數 H^s 大於最低工作時數 H^d，則此人工作不受時數限制，可工作其意願工作時數 H^s；否則如果最低工作時數 H^d 大於 H^s，但它們的差小於一常數 D，則此人工作 H^d 小時。但若大於 D，則此人選擇不工作。Moffit 用最大概似法估計出“D”和勞動供給函數 H^s 及最低工作時數 H^d 的係數。

Moffit 的模型確實在估計勞動供給函數時一個觀念上的重大突破；但他

的常數D的假設有欠合理的地方；其實一般人選擇工作與否，應是比較二者的效用而作決定；並非由一常數而作決定；更何況此一常數可能因人而異，本文將就此“常數D”的假設加以放寬，用比較效用的方法來估計有考慮最低工時和未考慮最低工時二種模型下的勞動供給函數；並對最低工時限制是否對勞動供給函數的估計有統計上的顯著影響的假設（hypothesis）進行檢定。這種檢定對於過去一向假設勞工可選擇其意願工作時數而估計出來的勞動供給函數是否適當是很重要的；雖然如此，就作者所知，目前還沒有人作過類似的檢定。另外，在資料方面本文除了實際工作時數和實際工資……等資料外，還使用了意願工資及其所配合的意願工作時數的資料〔註2〕，這也是Moffit（1982）所沒有的。

貳、模　型

本文是先假設一線性的勞動供給函數，再由此勞動供給函數利用Roy's Identity 導出間接效用函數；再根據直接效用函數與間接效用函數的對偶性導出直接效用函數。假設最低工作時數也爲一線性函數；然後再比較工作最低工作時數的效用與不工作的效用來作爲個人決定是否工作的準則。最後加入意願工作時數與意願工資的資料以估計有最低工時限制下與沒有最低工時限制下的勞動供給函數，並用概似比例法（ likelihood ratio test ）檢定此限制是否對估計勞動供給函數有其顯著的影響。

一、考慮最低工時限制的模型

假設勞動供給函數H^s爲

$$H^s = \alpha W + \delta Y + Z_s \cdot \gamma \tag{4}$$

其中W爲工資率；Y爲非勞動所得；Z_s爲經濟、社會方面的自變數向量。而間接效用函數$V(P,Y)$

$$V(P,Y) = \max_{X} \left[U(X) : PX = Y \right] \tag{5}$$

X是N種消費品的向量，其中包括勞動供給$(-H^s)$[3]；P是價格向量；而$U(X)$是直接效用函數。需求函數與間接效用函數之關係可由Roy's Identity得到。

$$
\begin{aligned}
X &= \frac{-\dfrac{\partial V(P,Y)}{\partial P}}{\dfrac{\partial V(P,Y)}{\partial Y}} \\
-H^s &= \frac{-\dfrac{\partial V(W,Y)}{\partial W}}{\dfrac{\partial V(W,Y)}{\partial Y}}
\end{aligned} \tag{6}
$$

在有N種商品的情況下，解間接效用函數有很大困難，所以我們假設只有二種商品，勞動供給（$-H^s$）和複合商品X，而複合商品的價格標準化爲1。在同一無異曲線上（即$V(W,Y)=C$），可把Y看成W的函數，將（4）式代入（6）式解$V(W,Y)$爲

$$V(W,Y)=C=e^{\delta W}\left(Y+\frac{\alpha}{\delta}W+\frac{s}{\delta}-\frac{\alpha}{\delta^2}\right) \tag{7}$$

其中　$s=Z_s\cdot\gamma$

假設$U(h,X)$代表相對於$V(W,Y)$的直接效用函數；我們可由它們二者的對偶性解出$U(h,X)$，即由

$$U(h,X)=\min\left[V(W,Y)\ ,\ PX-Wh=Y\right] \tag{8}$$

解出　$$U(h,X)=\left(\frac{h-b}{\delta}\right)\ \mathrm{EXP}\ \left(-1+\frac{\delta(X+\hat{s})}{(h-b)}\right) \tag{9}$$

其中$b=\dfrac{\alpha}{\delta}$，$s_i=\dfrac{s_i}{\delta}-\dfrac{\alpha}{\delta^2}$我們可以很容易地由(9)式驗證勞動供給函數確是如(4)式所表示者。

令U_{oi}爲第i者不工作的效用；把$h_i=0$代入(9)式，則可得

$$U_{oi}=\left(-\frac{\alpha}{\delta^2}\right)\ \mathrm{EXP}\ \left(-\frac{\delta^2Y_i+\delta s_i}{\alpha}\right) \tag{10}$$

爲了容許工作者有不同的嗜好，也爲了比較效用函數計算上的方便，我們假設

δ 為一隨機變數，而且是個截形常態分配（truncated normal distribution）$TN(\mu_\delta, \sigma_\delta)$，其最高點為 0；也就是勞動的所得效果一定為負〔註4〕。

假設 $U_i(H_i^d, X_i)$ 代表第 i 者工作最低時數 H_i^d 的效用。那麼把

$$h_i = H_i^d \qquad \hat{s}_i = \frac{s_i}{\delta} - \frac{\alpha}{\delta^2} \qquad b = \frac{\alpha}{\delta}$$

和 $\qquad Y_i = X_i + W_i(-H_i^d)$

的關係代入 (9) 式，再經過運算，我們可得

$$U_i(H_i^d, X_i) = \left(\frac{\delta H_i^d - \alpha}{\delta^2}\right) \mathrm{EXP} \left(-1 + \frac{\delta^2 Y_i + \delta^2 W_i H_i^d + s_i \delta - \alpha}{(\delta H_i^d - \alpha)}\right) \tag{11}$$

假設最低工作時數 H^d 可表為一線性函數

$$H^d = Z_d \cdot \beta \tag{12}$$

其中 Z_d 是經濟、社會方面的自變數向量。決定第 i 者是否工作的關鍵值 δ_i^*，可由 $U_{oi} = U_i(H_i^d, X)$ 解出，亦即將（12）式代入（11）式，且令（11）式等於（10）式，在 Z_{si}、Z_{di}、α、β、γ、Y_i 和 W_i 已知的情況下可解出 δ_i^*〔註5〕。因為要先知道工資率 W_i 才能解 δ_i^*，乃用有工作者的樣本所估計出的工資函數來估計工作者和不工作者的工資率〔註6〕。

關於本文模型的其他假設如下：如果第 i 者選擇工作（也就是 $H_i^s > 0$ 且 $U_i(H_i^d, X_i) > U_{oi}$（即 $\delta > \delta_i^*$）），則當他的意願工作時數 H_i^s 大於最低工時 H_i^d 時，他會工作 H_i^s；否則若 $H_i^s < H_i^d$；他會工作 H_i^d。另外，如果 $H_i^s \leq 0$ 或 $U_i(H_i^d, X_i) \leq U_{oi}$（即 $\delta \leq \delta_i^*$），則此人會選擇不工作。用符號表示就是

$$\begin{aligned} h_i &= H_i^s + \varepsilon_{s_i} \text{ if } H_i^s > H_i^d, \ \delta > \delta_i^* \text{ and } H_i^s > 0 \\ h_i &= H_i^d + \varepsilon_{d_i} \text{ if } H_i^s < H_i^d, \ \delta > \delta_i^* \text{ and } H_i^s > 0 \\ h_i &= 0 \text{ if } \delta \leq \delta_i^* \text{ or } H_i^s \leq 0 \end{aligned} \tag{13}$$

其中 h_i 為第 i 者的實際工作時數，而 ε_{s_i}、ε_{d_i} 均為誤差項。為了使用意願工作時數和意願工資的資料，本文假設觀察到的意願工作時數 h_i^s 是未觀察到的意願

時數H_i^s和誤差項ε_{ss_i}的和。亦即

$$h_i^s = H_i^s + \varepsilon_{ss_i} \tag{14}$$

假設ε_{s_i}、ε_{d_i}、ε_{ss_i}彼此相互獨立。而且它們的分配分別是$N(0, \sigma_s^2)$、$N(0, \sigma_d^2)$和$N(0, \sigma_{ss}^2)$。這樣，概似函數可寫爲

$$\begin{aligned} L_1 = \prod_{i=1}^{N} & \left[f_1 ((\delta \le \delta_i^* \text{ or } H_i^s \le 0), \right. \\ & \left. h_i^s = H_i^s + \varepsilon_{ss_i}) \right]^{(1-d_i)} \cdot \left[f_2 (\delta > \delta_i^*, H_i^s > 0, H_i^s > H_i^d, \right. \\ & h_i = H_i^s + \varepsilon_{s_i}, h_i^s = H_i^s + \varepsilon_{ss_i}) + f_3 (\delta > \delta_i^*, H_i^s > 0, H_i^s < H_i^d, \\ & \left. h_i = H_i^d + \varepsilon_{d_i}, h_i^s = H_i^s + \varepsilon_{ss_i}) \right]^{d_i} \end{aligned} \tag{15}$$

其中N是樣本數；如果第i者工作則$d_i = 1$；否則$d_i = 0$。令$F_i = -\alpha(W_i / Y_i) - (Z_{s_i}/Y_i) \cdot \gamma$。且$B_i = (Z_{d_i}/Y_i) \cdot \beta - \alpha(W_i/Y_i) - (Z_{s_i}/Y_i) \cdot \gamma$，根據$\delta$，$\varepsilon_{s_i}$和$\varepsilon_{ss_i}$相互獨立和它們分配的假設，我們可以算出當$\delta_i^* \ge F_i$，$B_i > \delta_i^*$，且$B_i < 0$時的概似函數$L_1$

$$\begin{aligned} L_1 = & \left[\phi^{-1} \left(\frac{-\mu_\delta}{\sigma_\delta} \right) \right]^N \prod_{i=1}^{N} \left[(2\Pi E_{s_i})^{-1/2} \frac{1}{\sigma_\delta \sigma_{ss}} \text{ EXP} \right. \\ & \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\mu_\delta^2}{\sigma_\delta^2} + \frac{A_{s_i}^2}{\sigma_{ss}^2} - E_{s_i}^{-1} \left(\frac{Y_i A_{s_i}}{\sigma_{ss}^2} + \frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2} \right)^2 \right) \right) \\ & \left. \cdot \phi \left(\left(\delta_i^* - E_{s_i}^{-1} \left(\frac{Y_i A_{s_i}}{\sigma_{ss}^2} + \frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2} \right) \right) E_{s_i}^{1/2} \right) \right]^{(1-d_i)} \\ & \left[(2\Pi \sigma_{ss} \sigma_s \sigma_\delta)^{-1} D_i^{-1/2} \text{ EXP } \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\mu_\delta^2}{\sigma_\delta^2} + \frac{A_i^2}{\sigma_s^2} + \frac{A_{s_i}^2}{\sigma_{ss}^2} \right. \right. \right. \\ & \left. \left. - \left(\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2} + \frac{Y_i}{\sigma_s^2} A_i + \frac{Y_i}{\sigma_{ss}^2} A_{s_i} \right)^2 D_i^{-1} \right) \right) \left(\phi \left(-D_i^{-1/2} \right. \right. \\ & \left. \left(\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2} + \frac{Y_i}{\sigma_s^2} A_i + \frac{Y_i}{\sigma_{ss}^2} A_{s_i} \right) \right) - \phi \left(\left(B_i - \left(\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2} + \frac{Y_i}{\sigma_s^2} A_i \right. \right. \right. \\ & \left. \left. \left. \left. + \frac{Y_i}{\sigma_{ss}^2} A_{s_i} \right) D_i^{-1} \right) D_i^{1/2} \right) \right) + \left((2\Pi E_{s_i})^{-1/2} \cdot \frac{1}{\sigma_{ss} \sigma_\delta} \right. \\ & \text{EXP } \left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\mu_\delta^2}{\sigma_\delta^2} + \frac{A_{s_i}^2}{\sigma_{ss}^2} - E_{s_i}^{-1} \left(\frac{Y_i A_{s_i}}{\sigma_{ss}^2} + \frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2} \right)^2 \right) \right) \end{aligned}$$

$$\cdot\left(\phi\left(\left(B_i - E_{s_i}^{-1}\left(\frac{Y_i A_{s_i}}{\sigma_{ss}^2}+\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2}\right)\right)E_{s_i}^{1/2}\right)\right.$$

$$\left.-\phi\left(\left(\delta_i^* - E_{s_i}^{-1}\left(\frac{Y_i A_{s_i}}{\sigma_{ss}^2}+\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2}\right)\right)E_{s_i}^{1/2}\right)\right)$$

$$\left.\left.\frac{1}{\sigma_d}\phi\left(\frac{h_i - Z_{d_i\beta}}{\sigma_d}\right)\right)\right]^{d_i} \tag{16}$$

其中$A_i = h_i - \alpha W_i - Z_{s_i}\cdot\gamma$；$A_{s_i} = h_i^s - \alpha W_i^s - Z_{s_i}\cdot\gamma$；$E_{s_i} = (1/\sigma_\delta^2) + (Y_i^2/\sigma_{ss}^2)$；$D_i = (1/\sigma_\delta^2) + (Y_i^2/\sigma_s^2) + (Y_i^2/\sigma_{ss}^2)$；$\phi$是標準常態的累積分配函數。其他五種情形也可以用同樣方法來計算L_1。

① $\delta_i^* \geq F_i$，$B_i > \delta_i^*$且$B_i \geq 0$。

② $\delta_i^* \geq F_i$且$\delta_i^* > B_i$。

③ $F_i > \delta_i^*$，$B_i > F_i$且$B_i < 0$。

④ $F_i > \delta_i^*$，$B_i > F_i$且$B_i \geq 0$。

⑤ $F_i > \delta_i^*$且$F_i > B_i$。

二、未考慮最低工時限制的模型

當沒有最低工時限制時（即最低工時H^d等於零），則$U(H^d, X)$與U_0相同；而以$U(H^d, X)$與U_0比較來決定此人是否工作已失去意義。所以沒有最低工時限制的模型可直接由（13）式簡化成

$$\begin{aligned} h_i &= H_i^s + \varepsilon_{s_i} \quad \text{if} \quad H_i^s > 0 \\ h_i &= 0 \quad \text{if} \quad H_i^s \leq 0 \end{aligned} \tag{17}$$

再加方程式（14）式即可。亦即除了所得係數爲一隨機變數和多用意願工作時數、工資率的資料外，此模型與Tobit 的模型相同。它的概似函數L_2爲

$$L_2 = \prod_{i=1}^{N}\left[f_4(H_i^s \leq 0\,,\ h_i^s = H_i^s + \varepsilon_{ss_i})\right]^{(1-d_i)}$$

$$\left[f_5(H_i^s > 0\,,\ h_i = H_i^s + \varepsilon_{s_i}\,,\ h_i^s = H_i^s + \varepsilon_{ss_i})\right]^{d_i}$$

$$= \left[\phi^{-1}\left(\frac{-\mu_\delta}{\sigma_\delta}\right)\right]^N \prod_{i=1}^{N}\left[(2\Pi E_{s_i})^{-1/2}\frac{1}{\sigma_\delta\sigma_{ss}}\right.$$

$$\text{EXP}\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\mu_\delta^2}{\sigma_\delta^2}+\frac{A_{s_i}^2}{\sigma_{ss}^2}-E_{s_i}^{-1}\left(\frac{Y_i A_{s_i}}{\sigma_{ss}^2}+\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2}\right)^2\right)\right)$$

$$\cdot\left(\phi\left(\left(\left(F_i - E_{s_i}^{-1}\left(\frac{Y_i A_{s_i}}{\sigma_{ss}^2}+\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2}\right)\right)E_{s_i}^{1/2}\right)\right)\right]^{(1-d_i)}$$

$$\left[(2\Pi\sigma_{ss}\sigma_s\sigma_\delta)^{-1} D_i^{-1/2}\ \mathrm{EXP}\ \left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\mu_\delta^2}{\sigma_\delta^2}+\frac{A_{s_i}^2}{\sigma_{ss}^2}\right.\right.\right.$$

$$\left.\left.-\left(\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2}A_i+\frac{Y_i}{\sigma_{ss}^2}A_{s_i}\right)^2 D_i^{-1}\right)\right)$$

$$\left(\phi\left(-D_i^{-1/2}\left(\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2}+\frac{Y_i}{\sigma_s^2}A_i+\frac{Y_i}{\sigma_{ss}^2}A_{s_i}\right)\right)\right.$$

$$\left.-\phi\left(\left(F_i-\left(\frac{\mu_\delta}{\sigma_\delta^2}+\frac{Y_i}{\sigma_s^2}A_i+\frac{Y_i}{\sigma_{ss}^2}A_{s_i}\right)D_i^{-1}\right)\cdot D_i^{1/2}\right)\right)\right]^{d_i}$$

其中ϕ，F_i，E_{si}，A_i，A_{si}和D_i與L_1中所代表的相同。

從以上的討論中，我們可知在有最低工時限制下所要估計的參數爲（α，γ，β，μ_δ，σ_δ，σ_s，σ_{ss}，σ_d），在沒有限制下所要估計的參數爲（α，γ，μ_δ，σ_δ，σ_s，σ_{ss}），在第4節中將用最大概似法估計這些參數並用概似比例法來檢定最低工作時數限制是否在統計上對勞動供給函數的估計有顯著的影響。

叄、樣本及資料

資料來源是美國全國縱切面的調查（National Longitudincal Surveys，簡稱NLS）的青少年樣本。此樣本是一個具有全國代表性的縱切面的樣本，它一共包含在1979年年齡14～21歲的12686個樣本點。自從1979年第一次調查起，以後每年都調查一次。此NLS青少年的資料包括了許多題目，例如教育、訓練及就業經驗、所得與財產、婚姻、子女情形、健康情況、服兵役及種族、……等。本文所用的資料主要是來自1982年的調查，到1982年，樣本中的青少年已經是17～24歲。但當我們估計工資函數或導出其他自變數時，有時會用到1982年以前的資料。

本文所用的樣本是在1978或1979年高中畢業的194位單身男性，他們到1982年調查爲止不再升學也不是自僱工作者（self-employed）。自僱工作者基本上不受最低工時的限制，所以我們去除這一類人。選擇青少年的理由是他們較易受最低工時的限制；因爲比起其他較高年齡的工作者，青少年接受

訓練的受益工作年數較長，所以他們很可能較有進修或接受更多訓練的傾向而不願工作太長時間。何況他們又無家累（單身）不必為養家活口而工作。此外本文未考慮非意願性失業，選擇已經高中畢業 3 ～ 4 年的樣本，他們找不到事或打零工的機會較小。另一方面孩子的照顧成本會使工作者至少要工作特定時數以上，為了不使這個因素影響本文的估計，所以樣本限於單身男性。

表 1 中列出各變數的樣本平均值及標準差。第一眼我們可能認為平均每星期意願工作時數 H^s 為 42.0 大於平均實際工作時數 36.66（如考慮沒工作的 16 人，則為 39.7）。但是意願工資率平均為每小時美金 7.08 元也是大於平均實際工資率 5.05 元。所以最低工作時數之限制是否顯著地影響勞動供給函數的估計仍有必要作一檢定。

表 1　樣本平均值及標準差

變　　　數	平　均　值	標　準　差
1982 年每星期實際工作時數	36.66	9.02
1982 年每星期意願工作時數	42.00	6.48
1982 年每小時意願工資	7.08	3.33
1982 年估計之每小時工資 *	5.05	0.69
父親最高教育年數	11.08	3.07
母親最高教育年數	11.20	2.24
父親職業、白領階級（虛擬變數）	0.24	0.43
父親職業、藍領階級（虛擬變數）	0.58	0.50
母親職業、白領階級（虛擬變數）	0.23	0.42
母親職業、藍領階級（虛擬變數）	0.24	0.43
種族，非白人（虛擬變數）	0.20	0.40
1982 年住所在 SMSA 者（虛擬變數）	0.68	0.47
身體不健全者，1982（虛擬變數）	0.06	0.23
每星期的非勞動所得 **	12.97	11.74
1982 住處所在地的失業率	10.70	3.69
高中最後一年課程為大學先修者（虛擬變數）	0.14	0.35
高中最後一年課程為職業或商業性者（虛擬變數）	0.25	0.44
1979 年高中畢業者（虛擬變數）	0.52	0.50

* 詳細的估計過程請參考附錄一。

** 每人已加美金 10 元的每星期非勞動所得；這樣可以解決對於非勞動所得為零者在估計 δ_i^* 上的困難；而且也不會影響非勞動所得係數 δ 的估計；而只是影響常數的估計值而已。

表 2　勞動供給函數 (H^s) 與最低工作時數函數 (H^d) 的各係數估計值

	考慮最低工時限制之模型		未考慮最低工時限制之模型
	H^s	H^d	H^s
常數	32.81** (40.56)	39.85** (110.64)	40.44** (9.32)
工資率	0.47** (7.83)	0.02 (1.42)	−0.28 (−0.90)
父親最高敎育年數	−0.20** (−11.39)		0.34 (1.11)
母親最高敎育年數	1.26** (31.50)		0.45 (1.19)
父親職業，白領	−7.58** (−61.43)		−0.57 (−0.27)
父親職業，藍領	−4.95** (24.48)		−0.14 (−0.08)
母親職業，白領	6.18** (20.95)		1.02 (0.60)
母親職業，藍領	−4.13** (−27.53)		−0.99 (−0.62)
種族，非白人	10.11** (77.77)	−32.95** (−6.63)	0.97 (0.56)
住處在 SMSA 者	1.63** (15.38)	−0.002 (−0.04)	0.30 (0.21)
身體不健全者	−3.32** (−7.90)		−1.34 (−0.48)
住處所在地之失業率		0.0009 (0.26)	
μ_δ	41.19** (6.19)		154.6 (0.86)
σ_δ	7.03** (45.35)		12.94** (4.48)
σ_s	0.005** (10.5)		5.64** (19.81)
$\sigma_{\delta s}$	17.29** (47.5)		16.6** (51.84)
σ_d		11.25** (26.89)	
ln L	−1498.3		−1546.3
n	194		194

註：括號內爲 t 的趨近值。

* 顯著水準爲百分之五時顯著的係數。

** 顯著水準爲百分之一時顯著的係數。

肆、實證結果

如果大部分工作在最低工作時數，而最低工作時數的規定又不受工資或非勞動所得的影響時；則理論上可以猜測出在未考慮最低工時限制所估計出來的工資係數和非勞動所得係數可能偏低或者與零沒有顯著差異。

沒有最低工時的假說是指 H^d 函數的5個係數均假定爲零。由概似比例檢定，我們可以知道 $-2(\ln L_2-\ln L_1)$ 是自由度爲5的 x^2 分配。由表2實證結果我們可以算出 $-2(\ln L_2-\ln L_1)$ 爲96.0，已知 $x^2_{0.95}(5)=11.07$，$x^2_{0.99}(5)=15.09$，所以不論在百分之五或百分之一的顯著水準下都拒絕沒有最低工時的假說。換句話說，最低工時對勞動供給函數的估計有顯著影響。沒有考慮最低工時所估計的工資係數爲－0.28，而且正如所預料的，不和"零"有顯著差異。在樣本平均點所估計出的 H^s、H^d 及工資彈性列在表3。我們可由表3知道所得係數的預期值 $E(\delta)$ 的估計値爲－0.79，正如所預料的，比有考慮最低工時所估計的－1.14爲小（指絕對值而言）；這表示在未考慮最低工時限制下所估計出的工資係數失去其解釋勞動供給的能力；而所得效果也有被低估的現象。

表3 工資、所得彈性和平均工作時數*

	考慮最低工時限制之模型	未考慮最低工時限制之模型
未補償之工資彈性	0.08	－0.04
受補償之工資彈性	5.83	3.95
預期之所得彈性	－0.48	－0.27
預期之所得效果 $\hat{E}(\delta)$**	－1.14	－0.79
δ 的標準誤 $\hat{E}(\delta-\hat{E}(\delta))^2$***	1.08	6.69
意願工作時數	30.95	37.67
要求之最低工作時數	33.37	

* 表3中的所有估計值均樣本平均點（sample means）估計的。

** 關於 $E(\delta)$ 的導出過程請第看附註7。

*** 關於 $E(\delta-E(\delta))^2$ 的導出過程請參看附註8。

至於表3所列的補償性工資彈性低估的來源，主要是由於工資和非勞動所得彈性估計上的偏差而導致的結果。因爲我們可由Slutsky Equation導出補償性工資彈性。如果工資、所得效果估計上有偏差，當然估計工資、所得彈性也會有偏差，跟著由Slutsky Equation所導出的補償性工資彈性的估計值會有偏差。

在樣本平均點估計大約有百分之五十二的人受最低工時限制，這比Moffit（1982）所估計百分之八十六爲小；主要原因可能是本文使用意願工作時數和意願工資率的額外資料以及使用比較一般化的模型來估計。當然其他如變數之不同、樣本不同也會有所影響。不過結果與 Moffit 相同，再度指出最低工時的限制在估計勞動供給函數上的重要性。

伍、結　論

本文主要是探討廠商要求最低工作時數的現象是否會顯著地影響勞動供給函數的估計。在方法上分別以有考慮最低工時限制和沒考慮最低工時限制兩種模型來供給勞動供給函數；然後比較兩者參數的估計值並作檢定。所得的實證結果拒絕了沒有最低工時限制的假說。意思是指最低工時限制對估計勞動供給函數有顯著的影響。在樣本平均點上也估計出百分之五十二左右的人受到最低工時的限制。由此可見，在估計勞動供給時，此最低工時乃一不容忽視的現象。未考慮這個限制會使所估計的所得、工資效果發生偏差。甚至如本文的結果，工資完全失去了解釋勞動供給的能力，而所得效果也被低估。

最後，值得一提的是，本文未考慮非意願性失業，因爲本文假設若某人想工作，那麼只要他的意願工作時數大於他所面對的最低工時，則他就可以工作他所願意的時數。但事實上，非意願性失業是存在的，亦即也有最高工作時數的限制。所以考慮最高工時的限制將是本文一可行的延伸方向。

附　　註

〔註1〕 此估計值在樣本平均點估計的。

〔註2〕 意願工作時數和意願工資的資料是由問下列問題所得到的。“多少工資你才願意接受這份工作？”“一星期你想工作幾天？”“而一天你想工作多少小時？”而後二問題是緊跟著第一問題而問的。

〔註3〕 因爲假設工作有負效用，所以用“$-H^s$”。把預算限制式寫成 $Y+WH^s=PX$ 與把“$-H^s$”當作商品的預算限制式 $Y=PX+W(-H^s)$ 相同。

〔註4〕 以上由勞動供給函數的設定至假設非勞動所得效果爲負，係根據 Hauseman (1980) 而來。

〔註5〕 用電腦趨近來解 δ_i^* 並不難。

〔註6〕 主要由於Randall J. Qlsen (1985) 檢定出僅用工作者的樣本所估計出的工資函數並沒有顯著的選擇性偏差 (selectivity bias) ，而且他所用的樣本包含了本文的樣本。

〔註7〕
$$\hat{E}(\delta)=\left(\phi\left(\frac{-\hat{\mu}_\delta}{\hat{\sigma}_\delta}\right)\right)^{-1}\int_{-\infty}^{0}\delta\cdot\frac{1}{\sqrt{2\Pi}\ \hat{\sigma}_\delta}\ \mathrm{EXP}\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\delta-\hat{\mu}_\delta}{\hat{\sigma}_\delta}\right)^2\right)d\delta$$
$$=\hat{\mu}_\delta-(\sqrt{2\Pi})^{-1}\phi\left(\frac{-\hat{\mu}_\delta}{\hat{\sigma}_\delta}\right)^{-1}\ \hat{\sigma}_\delta\cdot\mathrm{EXP}\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{-\hat{\mu}_\delta}{\hat{\sigma}_\delta}\right)^2\right)$$

將表2中 μ_δ、σ_δ 的估計值 $\hat{\mu}_\delta$、$\hat{\sigma}_\delta$ 代入上式，即可得表3之 $\hat{E}(\delta)$ ，但因 $\hat{\sigma}_\delta$ 很大，尤其在未考慮最低工時限制的模型。所以 $\hat{E}(\delta)$ 對於計算過程中所選的有效數字的位數相當敏感。

〔註8〕
$$\hat{E}(\delta-\hat{E}(\delta))^2=\left(\phi\left(\frac{-\hat{\mu}_\delta}{\hat{\sigma}_\delta}\right)\right)^{-1}\int_{-\infty}^{0}(\delta-\hat{E}(\delta))^2\frac{1}{\sqrt{2\Pi}\hat{\sigma}_\delta}\cdot\mathrm{EXP}\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\delta-\hat{\mu}_\delta}{\hat{\sigma}_\delta}\right)^2\right)d\delta$$

$$=\hat{\sigma}_\delta^2+\hat{\mu}_\delta\hat{E}(\delta)-(\hat{E}(\delta))^2$$

將 $\hat{\mu}_\delta$、$\hat{\sigma}_\delta$ 和 $\hat{E}(\delta)$ 代入上式即可。

〔註9〕 在樣本平均點，受最低工時限制之百分比的估計如下

$$\begin{aligned}Pr(\overline{H}_s<\overline{H}_d)&=Pr(\hat{\alpha}\overline{W}+\delta\overline{Y}+\overline{Z}_s\cdot\hat{\gamma}<\overline{Z}_d\cdot\hat{\beta})\\&=Pr(\delta\overline{Y}+45.74<33.37)=Pr(\delta<0.046)\\&=0.052\end{aligned}$$

其中 $\overline{W}$，$\overline{Y}$，$\overline{Z}_s$ and $\overline{Z}_d$ 分別為 W，Y，Z_s and Z_d 的平均數。

附　錄

1982 半對數工資函數各係數的估計值 a

常數	1.99183** (8.33)
父親最高教育年數	0.02698 (1.797)
母親最高教育年數	−0.04040* (−2.138)
1979 年高中畢業者	−0.20301** (−2.732)
高中最後一年課程爲職業或商業性者	−0.07646 (−0.879)
高中最後一年課程爲大學先修者	−0.03580 (−0.328)
住處在SMSA者	0.02564 (0.324)
住處所在地之失業率	−0.00897 (−0.861)
非白人	−0.10357 (−1.158)

註：括號內爲 t 值。

* 顯著水準爲百分之五時顯著的係數。

** 顯著水準爲百分之一時顯著的係數。

a：各估計值是用OLS估計的。
本樣本一共包含 201 位 1978 年或 1979 年高中畢業的單身男性工作者；而他們至 1982 年調查爲止，未再升學。

參考文獻

1. Ashenfelter, Orley. "Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labor Supply." Econometrica 48 (1980).
2. Burtless, G. and J.A. Hausman. "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment." American Economic Review 72 (1978): 1103-30.
3. Chen, Yu-Hsia. "Youth Labor Supply and the Minimum Hours Constraint." Unpublished Ph. D. Dissertation, Department of Economics, The Ohio State University, 1986.
4. Cogan, J.F. "Fixed Costs and Labor Supply." Econometrica 49 (1981): 945-64.
5. Dickens, W.T. and S.J. Lundberg. "Hours Restriction and Labor Supply." Working Paper, Department of Economics, University of California, Berkeley, 1985.
6. Fisher, Franklin M. The Identification Problem in Econometrics. New York: McGraw-Hill, 1966.
7. Gronau, R. "Wage Comparisons-A Selectivity Bias." Journal of Political Economy 82 (1974): 1119-1143.
8. Hall. R.E. "Wages, Income, and Hours of Work in the U.S. Labor Force." In Cain and Watts, eds. (1973): 102-162.
9. Ham, J. "Estimation of a Labor Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment." Review of Economic Studies 49 (1982).
10. Hausman, J.A. "The Effect of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation." Journal of Public Economics 14 (1980): 161-94.

11. Hausman, J.A. "Labor Supply." In H. Aaron and J. Pechman, eds., How Taxes Affect Economic Behavior Washington, D.C.: Brookings Institute, 1981, 27-72.

12. Heckman, J.J. "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models." Annals of Economic and Social Measurement 5 (Fall 1976): 475-92.

13. Heckman, J.J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." Econometrica (1979).

14. Killingsworth, M.R. Labor Supply. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.

15. Moffit, R. "The Tobit Model, Hours of Work, and Institutional Constraints," Review of Economics and Statistics 54 (1982): 510-15.

16. Nelson, Forrest. "Censored Regression Models with Unobserved Stochastic Censoring Threshholds." Journal of Econometrics (November 1977): 309-27.

17. Olsen, R.J. "An Econometric Model of Family Labor Supply." Unpublished Ph.D. Dissertation, Department of Economics, The University of Chicago, 1977.

18. Olsen, R.J. "The Value of Time and Wage Offers: Selection in Longitudinal Data." Working Paper, Department of Economics, The Ohio State University, 1985.

19. Perlman, Richard. Labor Theory: New York: John Wiley and Sons, 1969.

20. Rosen, H.S. "Taxes in a Labor Supply Model with Joint Wage-Hours Determination." Econometrica 44 (1976).

21. Rosen, H.S. and R.E. Ouandt. "Estimation of a Disequilibrium Aggregate Model Market." Review of Economics and Statistics 60 (1978): 371-79.

22. Tobin, James. " Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. " Econometrica 26 (January 1958) : 24-26.

主 評

劉錦添先生：

很榮幸有機會來拜讀陳教授這篇大作。陳教授這篇文章是 Moffit, R. (1982) 文章的延伸，估計最低工時對青少年勞動供給的影響。陳教授利用美國的資料，發現最低工時的限制影響勞動的供給。個人對這篇文章有幾點粗淺的看法請教陳教授。

第一點是關於工資率函數估計中樣本選擇性偏誤 (sample selection bias) 的問題。陳教授認爲她是根據 Olsen, R. J. 的研究所使用的資料，並沒有樣本選擇性偏誤的現象。Olsen 這篇文章我是沒看過，不過我猜想在 Olsen 文章中每一勞動者所面臨的選擇是兩種，也就是工作或不工作。但陳教授這篇文章在探討最低工時，每位勞動者所面臨的選擇卻有三種，也就是工作超過最低工時，工作正好是最低工時，以及完全不工作。既然有三種不同的選擇，在勞動參與決定 (participation decision) 的估計，必須利用 multinominal logit 方法。這和一般兩種選擇的情況下，利用 Probit 估計勞動參與的機率稍有不同。而且，工資函數將有兩條，一條是分析工作時數正好是最低工時，另外一條是工作時數超過最低工時。關於多重選擇下樣本選擇性偏誤的討論，請參考 Lung-Fei Lee, Econometrica, March, 1983。

第二點是表二的 H^d 函數。在 H^d 函數中最重要的變數是「非白人」。在全部樣本中，「非白人」的人數共有 38 個人。如果我們將非白人的樣本全部剔除後，那最低工時的影響是否正如作者所稱的那麼大？

第三點是有關實證的結果。陳教授只針對工資率這個變數加以討論，其他變數如父母的教育、父母親的職業，作者都未加以討論。這些變數對青少年勞動供給的經濟意義究竟是甚麼？請陳教授加以說明。

第四點是有關樣本數目的問題。原先調查的樣本數目共有 12,686 人，但在本文中作者只使用了 194 人。請陳教授說明這一百九十四個樣本是如何選取。另外，在附錄裏作者使用的樣本數是 201，但在表二卻只有 194，似乎不大一致。

最後是有關最高工作時間限制的問題。一般勞動者所面臨的不僅有最低工作小時的限制，而且也有最高工作小時的限制。如果考慮這兩項限制，將是 Two-limit Censored Tobit Function，而非本文的 Tobit 模型。

作者答覆

首先，非常謝謝劉教授對我文章的詳細評論，現在就讓我來答覆他所提出的問題。

第一點，關於 R. J. Olsen 的文章，他的主要目的是估計工資率函數。他用二種方法，一種是只用有工作的人的資料來估計工資率函數，其所用的方法是一般的線性迴歸（OLS）。這種因爲沒工作的人缺乏工資資料，而只用工作者的資料來估計所有人（包括工作者與不工作者）的工資率可能會有選擇性偏誤（seletivity bias）。因此，R. J. Olsen 所用的另一種方法則有考慮此選擇性偏誤，利用所有人的資料來估計工資率函數，其所用的計量方法爲最大概似法（MLE）。然後他檢定沒有選擇性偏誤的虛無假設，而他所得到的結果是無法推翻虛無假設。所以，至少就他所用的樣本，只用工作者的資料來估計工資率函數，其結果並沒有顯著的選擇性偏誤。既然 Olsen 的樣本又包含本文的樣本，所以本文只利用工作者的資料來估計所有樣本點的工資。另外，劉教授提到我文內個人應該是面臨三種選擇——工作超過最低工時、等於最低工時和不工作；所以工資率要分別就前二者的情形加以分開估計。但本文的模型是個人必須先知道工資率，才能比較以上三種選擇的效用而作一最好的決定。所以在工資率未估計出來以前，我們無法辨認那些工作者是工作在最低工時，那些工作者工作超過最低工時，當然更無法分別估計其工資函數。不過，一方面也是爲了計算上的方便，我用工作者的資料來估計所有人的工資，但如果考慮選擇性偏誤，則需要用聯立方程式同時工資率和勞動供給二函數，這是個可能的延伸方向，而在我的博士論文最後一章有較詳細的提到。

第二點關於劉教授提到由表二的 H^d 函數中，除了常數項外，就只有非白人的因素對 H^d 有顯著的影響。如果把非白人的樣本點去掉，是不是最低工時對勞動供給的影響就不那麼大。其實如果去掉非白人，最低工時很可能只爲一常數例如 40 小時一星期；但即使是一常數，它對一般勞動供給的估計在理論上仍會造成偏誤（bias）。例如：如果大部份的人在不同的工資下仍工作 40

小時；那麼我們一般所估計的勞動供給函數的工資係數仍很可能會趨近零或與零無顯著性差異。而這並不是隱含著工資上升或下降所造成補償性工資效果，與所得效果互相抵消的結果，而是最低工時所造成的估計偏誤。

關於第三點，我所能想到的只是父親教育年數較高，可能影響兒子在畢業後仍較有進修或受訓的意願，因此對勞動供給有負的影響。其他例如父親是白領階級的係數為負，意思是相對於父親沒工作的人，父親是白領階級的人願意工作較少的時數。不過，我本人是學計量的；只因為資料方便才作勞動方面的研究。所以父親教育年數或其他因素對勞動供給的影響，相信在場的勞動專家比我更能解釋清楚。

最後，最早的調查是有12,686個樣本點；但因為選擇樣本時考慮許多因素，而選擇過程詳細記載在我論文第四章。不過還好只有194個樣本點，因為我即使要找一個最大概似法的起始點；就用掉電腦時間一小時左右，如果樣本點再多的話，恐怕要花掉太多電腦時間。至於附錄中工資函數所用的樣本數為201，與勞動供給的樣本數194不同。原因是工資函數與勞動供給函數二者所用之自變數不同，而二個樣本均各自剔除缺乏任一自變數資料的人，所以二樣本才有些出入。不過，工資函數的樣本與勞動供給函數的樣本都是1978或1979高中畢業，而至1982年為止不再升學的單身青少年；所以，雖然二者樣本有些出入，但在工資的估計應不會有太大的影響。

最後一點，如果考慮最低工時限制，本文的模型並非Tobit的模型，只有在未考慮最低工時限制時，本文的模型才簡化成類似Tobit的模型，這在本文第二節第二部份有提到。而考慮最高工時限制也是本文的可能延伸方向，較詳細的說明可參考我的論文最後一章。