DOI: 10.6277/TER.2014.422.1

所得稅制與勞動供給: EITC 政策之模擬研究

何志欽・陳富立・林惠玲・林世昌*

本研究的目的是評估不同勞動所得租稅抵減制度 (Earned Income Tax Credit, EITC) 設計對勞動供給之影響。本文以雙元誤差模型 (two-error model, TEM) 處理勞動者面臨之分段線性預算限制式, 利用95年主計處人力運用調查資料輔以95年家庭收支調查資料設算非勞動所得, 分別估計20至60歲已婚夫婦的結構式勞動供給函數。接著模擬三種不同 EITC 方案下, 分析家戶勞動供給的變化。本文實證結果發現使用最小平方法或 Tobit 與 TEM 模型的估計結果明顯不同, 逕以縮減式估計勞動供給函數將可能產生內生性問題。其次, 妻子工時聚集於折點處的現象較丈夫明顯, 顯示妻子有較大的替代彈性。第三, 在不同的 EITC 設計下, 模擬分析發現隨著最高抵減額的增加, 勞動工時選擇出現往該區段聚集的現象, 且區段選擇跳動情況明顯。以最高抵減額48,000元, 遞增遞減率各爲40%與20%爲例, 將使丈夫、妻子平均分別減少6.9%、8.4%的工作時數。最後, 不論最高抵減額大小, 平均將使59%的無業家庭投入就業市場, 雖然工作時數的增加有限。

關鍵詞: EITC, 分段線性預算限制式, 雙元誤差模型, 勞動供給, 所得稅

JEL 分類代號: H20, H24, J22

*作者分別爲國立成功大學經濟學系教授兼執行副校長、日盛證券投資顧問公司研究員、國立台灣大學經濟學系教授兼社會科學院院長與國立清華大學經濟學系教授。林世昌爲通訊作者。作者感謝莊慧玲教授以及2010年台灣經濟計量學會年會暨劉大中先生逝世35週年紀念會與會者提供寶貴意見。我們也對經濟論文叢刊兩位匿名審稿人提出諸多建設性的意見與評論特表謝忱。

期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 42:2 (2014), 167–213。
國立台灣大學經濟學系出版

1 緒論

近年來由於全球化經濟活動的盛行, 世界各國產業急速變遷, 貧富差距的現象日趨惡化。舉例來說, 爲協助窮人渡過生活難關, 美國政府採取「依賴兒童家庭補助方案」(Aid to Families with Dependent Children, AFDC) 加以救濟, 該政策保證貧窮家庭至一最低所得水準, 所得若不足最低所得標準, 由政府直接補助至該水準爲止, 而過去文獻指出該政策往往削減貧窮家庭投入勞動市場的意願, 無法有效鼓勵就業, 進而脫離貧窮。

美國在1975年代迄今陸續實施勞動所得租稅抵減制度 (earned income tax credit, EITC), 該政策結合租稅與勞動供給, 將補貼與勞動所得掛鉤。有別於上述的 AFDC 方案, EITC 的補貼方式是依照其勞動所得大小, 設計不同的邊際補貼率給予補貼, 換言之, 不再直接給予貧窮家庭補貼, 而須投入勞動市場工作才能享有補貼, 該設計希冀有效解決貧窮家庭對政府社會福利制度的過分依賴。一般而言 EITC 分爲三階段, 依序爲抵減額遞增階段 (phase-in region)、抵減額持平階段 (flat region) 與抵減額遞減階段 (phase-out region)。抵減額遞增階段主要是爲了激勵無工作者進入勞動市場, 因此提供較高的邊際補貼率; 抵減額持平階段則爲抵減額最高階段; 抵減額遞減階段依據某一比率還回最高抵減額, 類似給予勞動所得一稅率, 直至前階段領取的最高抵減額完全扣除爲止, 該設計是爲了減緩非落於補助範圍內的勞動者減少工作時數, 領取 EITC 的情況發生, 因此, 該階段之邊際稅率通常較抵減額遞增階段之補貼率要低, 亦即較抵減額遞增階段來得平緩許多。

近年來, 我國的失業率逐年升高 (伴隨著貧富差距日益擴大), 政府的社會福利措施更顯重要, 如何以適當的政府政策降低失業率, 讓勞工得以走出失業的困境, 對於勞工個人、家庭及社會安定均有正面的效益, 而非是僅給予不繳稅或輕稅的消極性「協助」。由於 EITC 在國外行之有年, 我國是否能藉由該政策的實施誘使勞工增加工時、賺取所得甚至獲取政府補貼, 以達成脫離貧窮之目的? 近年來, 國內對 EITC 政策實施與否的討論亦相當廣泛, 然而, 深入評估該政策對我國影響之系統性研究仍相當缺乏。准此, 本文特將評估採行 EITC 制度對家戶勞動工時的影響進行模擬分析, 希冀提供政府施政的參考。

臺灣大學學術期刊資料庫

雖然國內探討勞動供給的文獻相當豐富 (參見莊慧玲與林世昌 (2006) 的整理), 但結合租稅與勞動供給的主題則較缺乏深入探討, 由於 EITC 補貼率依照勞動所得的不同累積階段而變化, 勞工面對的預算限制式爲一分段線性預算線 (piecewise-linear budget constraint), 而不再如同一般假設下的線性預算線單純。事實上, 國內的所得稅制度 (屬於累進稅制, progressive tax) 也有相同效果, 在不同的所得階段累積下, 給予每一所得累積階段不同的邊際稅率, 其預算線將會呈現具折點的分段線性預算線。傳統的計量模型如最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 或工具變數法 (instrumental variable, IV) 雖然操作上較爲簡便, 但用來處理分段線性預算限制式時, 隱含了無人選擇折點處的假設以及觀察到工時區段即爲該勞工欲選擇的區段, 忽略了異質性偏好的問題, 這些過於簡化的假設, 將使得參數估計結果產生嚴重的偏誤, 影響到政策分析與模擬 (如本研究的 EITC 制度設計) 的可信度。

本文使用95年主計處「人力資源調查」資料進行勞動供給實證與 EITC 政策模擬分析, 其中非勞動所得在估計非線性預算限制下的勞動供給結構式 (structural form) 扮演重要角色, 然而主計處人力資源調查資料並未涵蓋非勞動所得的資訊, 因此, 本研究從 95 年「家庭收支調查」中戶內 20 至 60 歲個別夫妻之非勞動所得逐項挑出, 利用一般線性迴歸法推估 95 年人力資源調查中缺乏的戶內夫妻非勞動所得。我們接著利用 Triest (1990) 的雙元誤差模型 (two-error model, TEM) 克服非線性預算限制的問題, 分別估計20 至 60 歲戶內夫妻之結構式勞動供給函數。最後, 我們設計三套不同的 EITC 制度, 在同時考慮綜合所得稅與 EITC 的架構下, 分別建構戶內丈夫與夫妻的預算線形態, 模擬 EITC 制度對戶內夫妻個別勞動供給的影響程度, 這些模擬結果希望能提供政府制定相關財政政策之參考。

接下來本文的章節安排如下: 下一節簡介美國的 EITC 制度與國內、外相關文獻回顧, 第 3 節則介紹處理分段預算限制式的 TEM 計量模型、分段預算限制下的概似函數以及相對應的參數限制條件等計量議題, 第 4 節則介紹資料來源、實證計量模型估計步驟以及戶內夫妻個別勞動供給函數實證結果, 第 5 節簡介本研究提出的 EITC 政策設計以及討論三種不同 EITC 設計下的模擬結果, 最後一節則爲結論與建議。

臺灣大學學術期刊資料庫

2 EITC 之介紹與文獻回顧

2.1 美國 EITC 簡介

勞動所得抵減制度於1975年在美國首次小幅度實行, 目前已成爲美國支出最龐大的社會福利制度之一, 該制度主要目的乃是爲了協助低所得的工作家庭以勞動所得抵減所得稅, 尤其是須扶養小孩的低所得家庭, 能夠脫離貧困。EITC 制度的採行係經一連串熱絡政策辯論而產生, 當時社會環境對於負所得稅減少貧窮的方式與效果有所質疑, 該政策可能造成貧窮勞工打消工作的念頭, 逐漸退出勞動市場。舉例而言, 政府訂定一貧窮線 (維持最低生活品質所得水準), 針對收入不足該所得水準者, 給予補貼使之達到設定的所得水準爲止, 容易造成變相鼓勵低所得者離開勞動市場。而 EITC 的出現是爲了改善負所得稅制度的缺失, 其精神是要獎勵貧窮家庭投入工作, 希望能夠在加入勞動市場後能夠以己之力逐漸擺脫貧窮, 不再需要政府的支援。[1]

EITC 是一項結合降低稅負與補貼薪資二種功能的措施, 其他國家如英國、加拿大、德國、奧地利、丹麥、比利時、紐西蘭等也實施類似 EITC 的政策。通常 EITC 抵減額的大小由納稅人的勞動所得和調整後總所得所決定, 此外, EITC 是可退還的 (refundable), 亦即將 EITC 的抵減額與所得稅抵減後, 若還有剩餘, 政府將退回該部分。舉例而言, 假若抵減金額爲勞動所得的 10%, 勞動所得爲 1,000 元, 該勞工可獲得 100 元的抵稅額。又假如此勞工本來的所得稅應納稅額爲 40 元, 則不但此 40 元可以完全抵免而無須繳納, 另外還可以從政府取得所剩 60 元的差額。美國 EITC 制度的設計分爲三階段, 第一階段爲抵減額遞增階段, 該階段的抵減金額爲一邊際補貼率乘上該納稅者之勞動所得。以 2004 年爲例, 位於該階段且撫養一名小孩的家庭補貼率爲 34%, 兩名小孩以上的家庭補貼率爲 40%。第二階段爲抵減額持平階段, 位於此階段可領到最高抵減額, 如前例中各可領 2,604 與 4,300 美元, 而第三階段爲抵減額遞減階段, 該階段依據某一比率乘上該納稅者之勞動所得, 直至前階段領取的最高抵減額完全扣除爲止, 如前例中各爲 16% 與 20%。

[1] Blumenthal, Erard, and Ho (2005) 以 1988 年美國 Internal Revenue Service (IRS) 稅務資料估計中、低收入戶符合 EITC 申請資格者, 約 89% 實際請領 EITC 補助。

臺灣大學學術期刊資料庫

美國的 EITC 制度於 1975 年至 1986 年間成長緩慢, 其中該抵減額因通貨膨脹而使其實質價值減低。1986 年著名的稅制改革方案 (Tax Reform Act of 1986, TRA86) 通過, 開始於 1987 年擴大實行 EITC, 該方案將通貨膨脹的因素納入抵稅額的計算。TRA86 改革方案之後, EITC 歷經多次擴大調整, 其中幅度最大的爲 1993 年總預算調和法 (Omnibus Reconciliation Act of 1993, OBRA93) OBRA93 分階段於 1994 至 1996 年實行, 將補貼率大幅調高, 對撫養兩個小孩或以上的家庭而言, 其抵減額補貼率由 19.5% 調高至 40%, 最高抵減額由 1,511 美元調高至 3,270 美元, 抵減額遞減階段稅率由 13.93% 調高至 21.06%。[2] 經一連串的擴大實行, EITC 的支出不斷擴大, 2008 年美國聯邦政府在 EITC 中的支出已超過430 億美元, 而另一幫助貧窮家庭的社會福利政策 —「亟須幫助家庭暫時援助」(Temporary Assistant for Needy Families, TANF) 計畫僅支出 165 億美元, 不足 EITC 支出的一半 (Eissa and Hoynes, 2011)。

2.2 國外文獻回顧

EITC 多次的擴大施行, 提供豐富的資料探討勞動供給的變化, 因此累積相當多文獻探討租稅與福利制度對於勞動供給的影響。其中 Nada Eissa 以及其合作學者以一系列文章探討 EITC 租稅改革與勞動供給行爲的關連性, (如: Eissa and Liebman (1996); Eissa and Hoynes (1998); Eissa and Hoynes (2004); Eissa and Hoynes (2005); Eissa, Kleven, and Kreiner (2008))。其中 Eissa and Liebman (1996) 檢視1986 年 EITC 的擴大實行, 對於單親媽媽的影響。發現該方案擴張施行後, 造成單親媽媽就業率幅度由原先的 74.2% 增加 2.8%。Eissa and Hoynes (1998) 檢驗1993 年的 EITC 擴大施行對已婚夫妻的影響, 考慮妻子爲次要工作者的設定之下, 發現於 EITC 擴張施行的 1984 年至 1996 年間, EITC 對於已婚婦女的就業與否有負面影響, 估計降低就業參與率約 1.2%。Averett, Peters, and Waldman (1997) 檢視美國所得稅對於已婚且有小孩的婦女選擇工時之影響, 納入托育成本考量下, 使用雙誤差模型建構結構式勞動供給函數。該文模擬結果發現, 政府若能給予已婚且有小孩的婦女邊際補貼, 效果將大於直接提高補助花費

[2]請參見 Dickert, Houser, and Scholz (1981), Table 1。

臺灣大學學術期刊資料庫

的上限額。Keane and Moffitt (1998) 將偏好與預算限制式作外生參數化設定, 預算限制式則以離散化處理爲多個點, 並且採用離散選擇模型 (discrete choice model) 估計。該模型的政策模擬顯示, 1984至1996年擴大實施 EITC 政策使單親媽媽的勞動參與率從原先的65.4%大幅增加10.7%。Meyer and Rosenbaum (2001) 檢驗 EITC 與其他福利政策對於單親媽媽的就業影響, 並且分開檢驗每一個政策的效果。該文發現1984至1996年單親媽媽就業率的增加有63%可歸因於 EITC, 而1992至1996的就業率增加有37%歸因於 EITC。Wu (2005) 考量 EITC 與其他社會福利政策下的非線性預算限制線, 以無母數方法估計單親媽媽的勞動供給函數。該文發現實行 EITC 後, 當單親媽媽工時選擇位於抵減額遞增階段時, 勞動供給將會增加; 當位於抵減額遞減階段時, 勞動供給將會減少。由於這兩種力量互相抵消, 正可解釋平均而言 EITC 對於勞動供給的影響不顯著的原因。雖然對某些特定家庭有不利的誘因存在, 然而 EITC 可以有效增加符合請領資格家庭的所得。Dahl, DeLeire, and Schwabish (2009) 以1994至1996 EITC 擴張階段估計單親媽媽從事工作的未來性, 發現因 EITC 激勵而工作的單親媽媽所得成長相對其他沒有領取 EITC 者來的高。

2.3 國內文獻回顧

國內結合租稅與勞動供給的相關文獻較爲缺乏, 對於 EITC 相關文獻多僅止於初步的介紹性研究, 如從立法面、制度面來比較的文獻較多, 或僅止於討論 EITC 對勞工選擇是否工作之影響, 且大多使用 Tobit 模型估計縮減式勞動供給函數, 尚缺乏於 EITC 下勞動供給的全面性模擬研究。其中梁正德 (1986) 以問卷方式蒐集資料, 並利用 OLS、3SLS 和 SUR 三種估計方法, 分別估計夫妻二人的勞動供給函數, 並且比較累進稅制與比例稅制所造成的福利損失的差異。許穎心 (2000) 參考 Hausman (1981a) 的實證方法以及 Tobit 模型估計經濟戶長的勞動供給函數, 探討綜合所得稅產生的無謂損失與總所得的相關性。李淑伶 (2003) 對多國 EITC 制度實施情況做一詳盡的介紹, 且利用 Tobit 來估計男性戶長的勞動供給函數, 實證結果顯示遞增階段對於勞動供給影響爲正向, 抵減額遞減階段爲負向。許道欣 (2003) 則探討分段預算限制線下, 消費者需求函數估計之問題; 使用

臺灣大學學術期刊資料庫

蒙地卡羅法模擬各種估計方法並且加以比較, 包含 TEM 模型的估計。模擬結果發現使用 OLS 與 Tobit 方法將造成嚴重的估計偏誤問題。值得一提的是該文利用中研院華人家庭動態資料庫, 設定非勞動所得爲0, 且將衡量誤差項的標準差予以固定後, 考量所得稅下的分段預算限制線估計國內勞動供給函數。該實證結果發現直線化線性預算線下估計結果與 TEM 估計結果差異不大, 隱含國內勞工選擇工時乃基於直線化線性預算線。王志誠與葛冠琳 (2009) 介紹美國實施 EITC 制度的情況, 主要係以立法與施行產生相關之優缺點作一探討。

3 勞動供給理論與計量模型設定

本節首先討論 Triest (1990) 的雙元誤差模型來處理分段預算限制式下的的估計問題, 接著介紹分段預算限制下的效用極大化, 以及如何推導與估計勞動供給函數, 模型設定係參考 Triest (1990)、Moffitt (1986) 以及 Heim and Meyer (2004)。

3.1 雙誤差聯合估計法

由前節所述, EITC 的實施將會改變預算線的形狀 (參見圖 1), 稱爲具折點的預算限制線 (kinked budget constraint)。事實上, 我國採用之綜合所得稅爲累進稅制, 其邊際稅率依據綜合所得金額的大小而定, 也會使得勞工面臨之預算限制式呈現具折點的分段預算限制式。此時邊際薪資決定於工時之多寡, 因而產生內生性 (endogeneity) 的問題, 進行實證研究時若不加以處理, 則無法得到迴歸係數的一致性 (consistent) 估計式。如圖2, 當選擇區段1時, 平均而言勞工面臨較低的邊際價格與虛擬所得, 同時選擇較少的需求量。

TEM 模型最早出現於 Burtless and Hausman (1978), 用來檢視因負所得稅與所得稅制下造成的非線性預算限制, 對於勞動工時選擇的影響。此計量模型允許個人有兩種誤差, 第一種誤差爲異質偏好誤差項 (以 α 表示), 代表不同個人間未觀察到的異質性偏好 (unobserved heterogeneity of preference), 表示不同個人間的效用函數變異, 亦即允許在面對相同預算

臺灣大學學術期刊資料庫

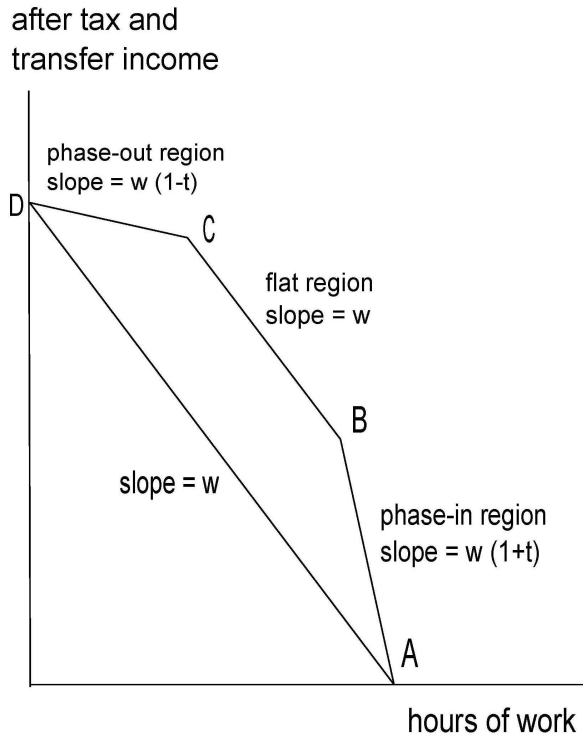


圖 1: EITC 下的預算限制線

線時, 選擇的消費量不一定會相同。第二個誤差項用來代表最適誤差 (optimization error) (以 ϵ 表示), 解釋個人實際上無法精確地調整至欲選擇之工時 (如折點), 因此當勞工想選擇折點的工時時, 很難精確落於折點處。[3] 考慮累進所得稅造成具有一折點 h_1 的分段預算線 (參見圖 3), 勞動工時的選擇模型如下:

[3]此模型中另一個誤差的來源爲衡量誤差 (measurement error), 捕捉因資料不精確產生的誤差。雖然衡量誤差與最適誤差在意義上並不相同, 但在雙誤差模型中無法區分這兩個誤差項, 因此, 文獻上通常將第二個誤差項解讀爲衡量誤差或最適誤差。參見 Hausman (1985)。

期刊資料庫

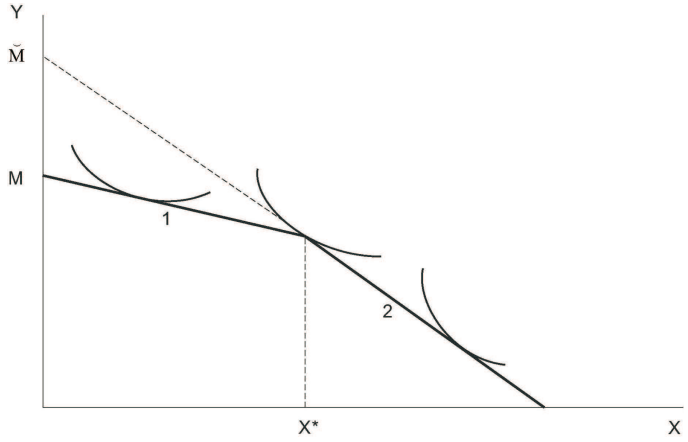


圖 2: 具一折點的分段預算線

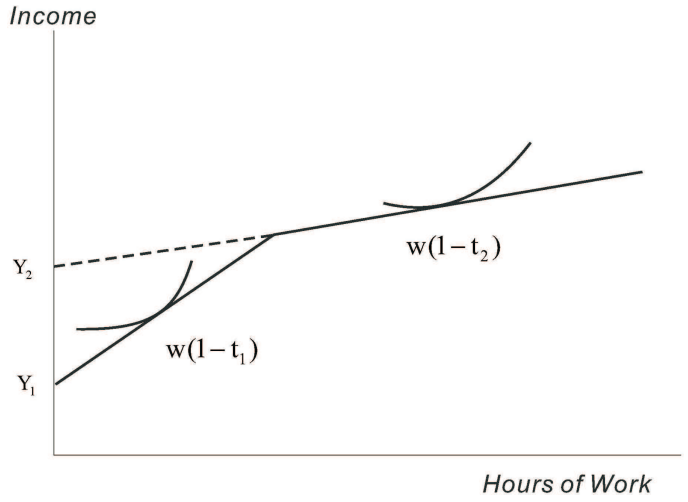


圖 3: 考慮所得稅後的勞動工時選擇分段預算線

$$
\begin{aligned}
h &= \gamma + \alpha_0 w\,(1 - t_1) + \beta y_1 + \alpha + \epsilon, \quad \text{if utility max. on segment 1,} \\
h &= \gamma + \alpha_0 w\,(1 - t_2) + \beta y_2 + \alpha + \epsilon, \quad \text{if utility max. on segment 2,} \\
h &= h_1 + \epsilon, \quad \text{if utility max. at the kink } h_1,
\end{aligned} \tag{3.1}
$$

臺灣大學學術期刊資料庫

Utility max. on segment 1, if $\gamma + \alpha_0 w(1-t_1) + \beta y_1 + \alpha < h_1$,

Utility max. on segment 2, if $\gamma + \alpha_0 w(1-t_2) + \beta y_2 + \alpha > h_1$,

Utility max. at kink h_1, if

$$\gamma + \alpha_0 w\,(1-t_1) + \beta y_1 + \alpha > h_1,$$
$$\gamma + \alpha_0 w\,(1-t_2) + \beta y_2 + \alpha < h_1, \tag{3.2}$$

其中, w 爲名目薪資, h_1 爲折點, y_1 與 y_2 分別爲第一、二分段的垂直軸截距, 亦即虛擬所得, t_1 與 t_2 爲此二分段下個別的所得稅率, γ 則代表個人特徵變數。式 (3.1) 表示不同分段下效用極大化之工時函數, 若勞工選擇工時落於第一段分段時, 線性迴歸式可以捕捉此一勞動工時的選擇, 此迴歸式包含第一段預算分段的截距 (虛擬所得 y_1) 與斜率 (淨薪資 $w(1-t_1)$), 加上代表個人偏好不同的異質偏好誤差 α, 以及衡量誤差 ϵ。同理, 若勞工選擇工時落於第二分段時, 工時可被第二個預算分段的截距與斜率, 加上異質偏好誤差與衡量誤差所解釋。然而, 當勞工決定其工時恰巧落於折點處 h_1 時, 此時勞動工時 h 等於折點工時加上衡量誤差 ϵ, 由於勞工欲選擇其勞動工時於此一折點處, 異質偏好誤差項並不包含在內。

式 (3.2) 表示勞工欲選擇其工時位於區段一、二或折點處。當想要的工時數小於 h_1 時, 將選擇第一區段, 亦即其所選擇之工時數將落在第一區段且不超過 h_1。特別注意的是, 此式並未包含衡量誤差, 意味著雙誤差中僅有異質偏好誤差會影響選擇區段決策, 而這也是式 (3.1) 與式 (3.2) 的差別。同理, 當想要的工時數大於 h_1 時, 工時選擇將位於第二區段。由上述中式 (3.2) 前兩式我們可以了解, 當 α 很大時, 代表此勞工具有傾向工作的偏好, 勞工將選擇第二區段, 反之當 α 很小時, 代表此勞工的偏好傾向厭惡工作, 勞工將選擇第一區段。而式 (3.2) 的最後三式表示當 α 落於兩臨界值間, 假如 α 很大, 使得在第一區段下的選擇超過 h_1, 亦即超過第一區段的範圍, 落於 h_1 的左邊, 且 α 相對很小, 使得在第二區段下的選擇超過 h_1, 亦即落於 h_1 的右邊, 此時, 勞工想要的工時不再屬於任一線性分段處, 而將會落於折點處。

Burtless and Hausman (1978) 使用最大概似法 (maximum likelihood estimation) 來估計上述模型的參數, 其中假設兩誤差項服從常態分配。待

臺灣大學學術期刊資料庫

估計的參數包含此二誤差項的變異數, 其估計結果由資料聚集折點的狀況而定, 倘若資料呈現強烈聚集折點處情況, 估計出的 σ_ϵ 將會很小, 因爲聚集於折點處意味著 ϵ 很小, 實際工時與想要的工時差距不大, 實際工時因此往折點趨近。

雙誤差模型亦可單獨去掉其中任一誤差項, 以便於操作。例如可將異質偏好誤差項去除, 僅衡量誤差存在於模型中, 但如此的假定隱含著條件相同之個人將會選擇相同工時, 而當條件相同的個人觀察到的工時不同時, 將所有的誤差來源全歸因於衡量誤差, 而非個人的異質性偏好所致。另一種作法則是去除衡量誤差項, 僅假設異質偏好誤差存在於模型中, 這樣的假設隱含強烈的趨向折點處選擇情形, 而因爲沒有衡量誤差, 使得想要的工時與實際觀察到的工時相同, 亦即資料上應可觀察到工時精準無誤於折點處的現象, 因此, 若資料呈現較不明顯的趨向折點處選擇時, 此純異質性偏好誤差模型設定上較不合適。在具折點的分段預算限制線下, 純異質偏好模型在折點處將呈現聚集現象。

允許兩種誤差項的雙誤差模型, 可使得折點聚集處較爲緩和。而此兩個誤差項的變異數相對大小可用來解釋工時選擇往折點處聚集的程度, 若異質偏好誤差變異數較衡量誤差變異數越大, 代表往折點處聚集情況越明顯。由於雙誤差模型允許衡量誤差的存在, 隱含觀察到的工時與其區段並非一定是效用極大化的最適區段, 使得觀察到的工時選擇區段與實際上效用極大化的區段不同。然而, 前面介紹的三種計量模型均假設觀察到的工時區段即爲效用最大的區段, 估計時將產生不一致性與偏誤。

3.2 分段預算限制線下的概似函數

考慮綜合所得稅後, 勞工決定勞動供給時數時, 面臨的預算將呈現分段線性預算線, 其形狀與稅制爲累進或累退稅制有關。以我國而言, 綜合所得稅爲一累進稅, 其預算線形狀爲包含分段線性部分與數個折點之預算線。第 i 分段的預算線由斜率 w_i 和截距 y_i 所構成, 而該斜率爲分段 i 下的淨薪資率 $w_i = w(1 - t_i)$, 截距即爲虛擬所得, 亦即勞動工時爲0時的所得。

我們可推導淨所得如下:

$$NY = w \cdot h + y - R(I), \tag{3.3}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

上式中, NY 爲個人在選擇工時 h 之下的淨所得 (課稅後所得), w 爲名目薪資率, y 爲非勞動所得 (unearned income or non-labor income), $R(I)$ 爲總稅額支出。I 爲應課稅所得 (taxable income), 係扣除免稅額 E (exemption) 與扣除額 D (deduction) 後的所得, 我們將總課稅支出 $R(I)$ 與應課稅所得 I 表示如下:

$$I = w \cdot h + y - D - E, \tag{3.4}$$

$$\begin{aligned} R(I) &= R\left(I_j\right) + t_j\left(I - I_j\right) \\ &= t_j I - \sum_{i=1}^{j} \left(t_i - t_{i-1}\right) I_i, \quad j = 1, \cdots, k, \end{aligned} \tag{3.5}$$

其中 j 爲勞動者應課稅所得爲 I 時所在的課稅級距, t_j 爲該級距的邊際稅率, I_j 爲該級距的最低應稅所得, k 爲個人之預算線最大分段數目, 將式 (3.4) 帶入式 (3.5) 後, 再將其帶入式 (3.3) 如下:

$$\begin{aligned} NY = {} & w\left(1 - t_j\right) h + \left(1 - t_j\right) y + t_j(E + D) \\ & + \sum_{i=1}^{j} \left(t_i - t_{i-1}\right) I_i, \quad j = 1, \cdots, k, \end{aligned}$$

上式中, 我們可以將淨所得分爲兩個部分, 勞動所得爲 $w(1 - t_j)h$, 非勞動所得爲 $(1 - t_j)y + t_j(E + D) + \sum_{i=1}^{j}(t_i - t_{i-1})I_i$, 而虛擬所得 y_j 之定義爲斜率爲 $w(1 - t_j)$ 之第 j 段分段預算線之截距, 亦即將 $h = 0$ 帶入即爲第 j 段預算線之虛擬所得:

$$y_j = \left(1 - t_j\right) y + t_j(E + D) + \sum_{i=1}^{j} \left(t_i - t_{i-1}\right) I_i, \quad j = 1, \cdots, k, \tag{3.6}$$

此時, 個人休閒與消費選擇模型可以設定如下:

$$\begin{aligned} \max_{\{C,h\}} \ & U(C, h) \\ \text{s.t.} \ & NY = C = w \cdot h + y - R(I)。 \end{aligned}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

由式 (3.3) 定義過的淨所得 NY 可知消費 C 可表示爲:

$$C = w\left(1 - t_j\right)h + \left(1 - t_j\right)y + t_j(E + D) + \sum_{i=1}^{j}\left(t_i - t_{i-1}\right)I_i, \quad j = 1, \cdots, k。$$

加入所得稅考量後, 雖然個人在分段線性預算線中的哪一段, 是由休閒與消費所決定, 然而個人的選擇行爲可以視作面對某一段線性預算線, 局部地選擇使個人效用最大, 此一段線性預算線之休閒的相對價格爲 $w(1-t_j)$, 虛擬所得爲 $(1-t_j)y + t_j(E+D) + \sum_{i=1}^{j}(t_i - t_{i-1})I_i$。其中第三項可以解釋爲一調整項, 若只採取一固定稅率 t_j 時與累進稅制之調整項, 亦即累進差額。因此, 在加入累進所得稅考量後, 個人的勞動供給可以解讀爲一局部之淨薪資與虛擬所得所構成的函數。

接著設定間接效用函數:

$$v(w, y) = e^{\beta w}\left(y + \frac{\alpha_0}{\beta}w - \frac{\alpha_0}{\beta^2} + \frac{\gamma + \alpha}{\beta}\right),$$

上式中 α_0、β 以及 γ 爲參數, 其中 α 爲隨機變數。當預算限制式爲線性時, 由上式之間接效用函數以 Roy's Identity 導出以下之勞動供給函數:[4]

$$h^*(w, y) = \gamma + \alpha_0 w + \beta y + \alpha。$$

由於異質性偏好無法被觀察到, 我們假設一隨機變數 α 來代表之。且因此異質偏好對於個人是固定的, 所以我們假設在母體中 α 服從一平均數爲 0 的常態分配 $(N(0, \sigma_\alpha^2))$。觀察到的工時 h 設定爲個人期望工時 (h^*) 加上誤差項 ϵ, 該誤差項代表樣本衡量誤差或是勞動市場中提供之工作時數與期望工時之誤差:

$$h = h^* + \epsilon。$$

[4]由 Roy's Identity 可知:

$$h^* = \frac{\frac{\partial v(w,y)}{\partial w}}{\frac{\partial v(w,y)}{\partial y}} = \frac{\beta e^{\beta w}(y + \frac{\alpha_0}{\beta}w - \frac{\alpha_0}{\beta^2} + \frac{\gamma+\alpha}{\beta}) + \frac{\alpha_0}{\beta}e^{\beta w}}{e^{\beta w}} = \gamma + \alpha_0 w + \beta y + \alpha。$$

臺灣大學學術期刊資料庫

假設觀察到的工時與期望工時之誤差項 ϵ 與異質偏好誤差 α 是獨立的, 且 ϵ 服從一平均數爲 0 的常態分配 $(N(0,\sigma_\epsilon^2))$。本文亦假設當期望工時爲 0 時, 將觀察到的工時設爲 0, 這樣的假設與 Triest (1990) 與 Hausman (1981b) 相同。

當觀察到的勞動工時 h 與期望工時 h^* 大於0時, 其概似函數如下:

$$
\begin{aligned}
f(h) = \sum_{i=1}^{k} \left[\int_{\alpha_{li}}^{\alpha_{ui}} \frac{1}{\sigma_\epsilon} \phi \left(\frac{[h-(\gamma+\alpha_0 w_i+\beta y_i+\alpha)]}{\sigma_\epsilon} \middle| \alpha \right) \frac{1}{\sigma_\alpha} \phi\left(\frac{\alpha}{\sigma_\alpha}\right) d\alpha \right] \\
+ \sum_{i=1}^{k-1} \left[\Phi\left(\frac{\alpha_{l(i+1)}}{\sigma_\alpha}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha_{ui}}{\sigma_\alpha}\right) \right] \frac{1}{\sigma_\epsilon} \phi\left(\frac{h-h_i}{\sigma_\epsilon}\right) \\
+ \left[1 - \Phi\left(\frac{\alpha_{8760}}{\sigma_\alpha}\right) \right] \frac{1}{\sigma_\epsilon} \phi\left(\frac{h-8760}{\sigma_\epsilon}\right), \qquad (3.7)
\end{aligned}
$$

上式中, $\phi(\cdot)$ 爲標準常態分配機率密度函數, $\Phi(\cdot)$ 爲標準常態分配累積機率密度函數, w_i 爲在第 i 段分段預算線的淨薪資率, y_i 爲在第 i 段分段預算線的虛擬所得, h_i 爲第 $i+1$ 段分段預算線開始之折點工時, 亦即第 $i+1$ 與 i 之折點工時。上式中第一項爲當期望工時落在某一分段預算線內, 且觀察到的工時爲 h 的聯合分配機率密度函數, 第二項爲當期望工時爲折點工時, 且觀察到的工時爲 h 之聯合分配機率密度函數, 亦即當 α 選擇落在折點時, ϵ 調整勞動工時使之爲觀察到的勞動工時。第三項爲當期望工時落在 8,760 小時 (本文假設之年工作時數上限), 且觀察到的勞動工時爲 h 的聯合機率密度函數。α_{ui} 爲使得期望工時落在第 i 分段預算線時的最大 α, α_{li} 爲使得期望工時落在第 i 分段預算線時的最小 α, α_{8760} 爲使得期望工時落在 8,760 小時的最小 α。α_{ui}、α_{li} 皆爲勞動供給方程式參數的函數:

$$
\begin{aligned}
\alpha_{ui} &= h_i - (\gamma + \alpha_0 w_i + \beta y_i)\,, \\
\alpha_{li} &= h_{i-1} - (\gamma + \alpha_0 w_i + \beta y_i)\,。 \qquad (3.8)
\end{aligned}
$$

而式 (3.7) 中之折點工時計算方式則與名目工資和非勞動所得有關:

$$
h_i = \frac{I_i - y}{w}。 \qquad (3.9)
$$

臺灣大學學術期刊資料庫

工時爲0時之概似函數則設定如下:

$$
\begin{aligned}
f(h=0) = & \int_{-\infty}^{\alpha_{l1}} \frac{1}{\sigma_\alpha}\phi\left(\frac{\alpha}{\sigma_\alpha}\right) d\alpha \\
& + \sum_{i=1}^{k}\left[\int_{\alpha_{l1}}^{\alpha_{ui}} \int_{-\infty}^{-(\gamma+\alpha_0 w_i+\beta y_i+\alpha)} \frac{1}{\sigma_\epsilon}\phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma_\epsilon}\right)\frac{1}{\sigma_\alpha}\phi\left(\frac{\alpha}{\sigma_\alpha}\right) d\epsilon d\alpha\right] \\
& + \sum_{i=1}^{k-1}\left[\Phi\left(\frac{\alpha_{l(i+1)}}{\sigma_\alpha}\right) - \Phi\left(\frac{\alpha_{ui}}{\sigma_\alpha}\right)\right]\Phi\left(\frac{-h_i}{\sigma_\epsilon}\right) \\
& + \left[1-\Phi\left(\frac{\alpha_{8760}}{\sigma_\alpha}\right)\right]\Phi\left(\frac{-8760}{\sigma_\epsilon}\right), \qquad (3.10)
\end{aligned}
$$

上式中, 第一項爲想要工作時數爲0的情況, 其餘三項爲觀察到的工時爲0的情況, 原因是衡量誤差爲想要的工時的減項, 因此積分範圍從負無窮大至恰好爲想要工作時數, 其概念與前面之敘述相同。

3.3 參數限制條件

上述概似函數中觀察到的工時, 乃基於個人效用函數爲凸性, 效用極大下的選擇而產生。而此概似函數中的機率若欲保證其爲正值, 必須滿足 $\alpha_{ui} \geq \alpha_{li}$ 與 $\alpha_{li+1} \geq \alpha_{ui}$ 兩條件, 前者可自動被滿足, 因 $h_k > h_{k-1}$; 而後者則對估計勞動供給函數的參數產生限制。MaCurdy (1992) 將第二條件重新表示如下:

$$
\begin{aligned}
h_i - (\gamma + \alpha_0 w_{i+1} + \beta y_{i+1}) &\geq h_i - (\gamma + \alpha_0 w_i + \beta y_i)\,, \\
\alpha_0 (w_i - w_{i+1}) &\geq \beta (y_{i+1} - y_i)\,。
\end{aligned}
$$

我們再將虛擬所得 y_i 與 y_{i+1} 定義帶入後得到:

$$
\alpha_0 (w_i - w_i + 1) \geq \beta (w_i - w_{i+1}) h_k。
$$

最後定義 S_k 如下:

$$
S_k \equiv \alpha_0 - \beta h_k \geq 0。 \qquad (3.11)
$$

式 (3.11) 中的 S_k 爲對每一個觀察值 i 之每一折點 j 處之受補償替代彈性或 Slutsky 條件。因此, 若要認定該概似函數, 須使得每一個觀察值 i 之每

臺灣大學學術期刊資料庫

一折點處 j 皆滿足 Slutsky 條件, 若能滿足式 (3.11) 的條件, 同時也將全域地 (globally) 滿足 Slutsky 條件。

當以最大概似法估計勞動供給時, 爲滿足上述之 Slutsky 條件, 實務上的做法是直接限制參數範圍, 強迫 $\alpha_0 \geq 0$ 以及 $\beta \leq 0$, 如此可保證式 (3.11) 被滿足。由於 MaCurdy, Green, and Paarsch (1990) 曾估計出負的受補償替代彈性, 表示 Slutsky 條件並無法自動地被滿足。值得注意的是該限制條件並非由經濟理論推導之結構式所產生, 而是使統計模型能夠被認定所加諸的條件, 其中假設 $\alpha_0 \geq 0$ 排除了後彎勞動供給曲線的可能性, 文獻上稱之爲 MGP 評論 (MGP critique)。MaCurdy (1992) 使用一個二次且可微分的預算線來近似真實的預算線, 試圖解決參數限制的問題, 然而, 此方法的前提假設真實預算線爲凸性形狀, 若真實預算線不具凸性, 需要將真實預算限凸性化才可使用。而 Heim and Meyer (2004) 則質疑, 普遍存於各個模型的效用函數爲凸性之假設是否適當, 若真實的效用函數並非凸性, 估計模型卻不允許非凸性效用函數的存在, Slutsky 條件可能不被滿足, 特別是在實證中, Slutsky 方程式爲負的情況常發生, 從效用的設定出發似乎是一個可行的方式, 進而提出直接效用估計法嘗試解決上述參數限制的問題。

4 資料來源與估計勞動供給函數

本節著重在如何估計勞動供給函數以提供 EITC 模擬之用, 底下依序介紹資料來源、推估非勞動所得、薪資方程式的估計、免稅額和扣除額的推算、綜合所得稅課稅級距以及預算線折點計算。

4.1 資料來源

本研究使用95年主計處「人力資源調查」附屬調查之「人力運用調查」資料, 該問卷以戶爲單位, 調查20歲以上之戶內人口人力運用情況。本文針對20歲至60歲之夫妻進行薪資方程式的估計, 此樣本選擇目的在盡可能排除退休人口; 戶內夫妻若有一人不在此年齡範圍內則予以剔除; 本文將身心障礙者、現役軍人、監管人口等亦排除研究樣本外。[5] 問卷中若回答欲

[5]本文將夫妻定義爲已婚且同居。由於人力運用調查中之問卷設定爲跳答型式, 倘若身

臺灣大學學術期刊資料庫

轉換另一工作或欲增加額外工作者我們也予以排除, 根據上述篩選準則得到的樣本數爲5,937。主要變數的敘述統計請參見附錄表表 A–1。

鑑於非勞動所得在估計勞動供給扮演重要角色, 然而, 95年人力運用調查資料缺乏該項變數, 因此, 本文利用95年「家庭收支調查」之收入資料 (該資料主要變數的敘述統計請參見附錄表 A–2), 將戶內夫妻年齡均爲20至60歲之間的戶內夫妻個別之非勞動所得挑出後, 以戶爲單位, 將每戶內夫妻非勞動所得總和以迴歸式估計, 吾人便可設算人力資源調查中20至60歲間的夫妻 (總和) 非勞動所得, 下一小節詳述如何進行該設算步驟。

4.2 估計非勞動所得

非勞動所得在勞動供給模型中扮演重要角色 (例如 Wu (2005)), 特別在分段線性預算模型中, 考慮每一分段預算線的形狀下, 非勞動所得是第一分段預算線的截距, 該截距的大小將會影響到每一分段預算線的虛擬所得、折點位置與折點個數。另, 我國所得稅制中, 可課稅所得定義爲綜合所得, 亦即包含了勞動所得與非勞動所得, 倘若我們逕自將每戶夫妻的非勞動所得設定爲0, 則所得來源僅爲勞動所得收入, 欲到達較高課稅級距階段將非常困難, 如此簡易的設定方式將與事實狀況不符, 因此, 本文認爲應將非勞動所得納入考量。[6]

我們將非勞動所得定義如下: (1) 財產所得收入: 包含利息收入 (金融機構、民間)、投資收入 (股利、紅利) 以及其他財產所得收入; (2) 自用住宅及其營建物設算租金; (3) 經常移轉收入依其來源可以分爲私人、政府、企業以及國外;[7] 以及 (4) 退休金: 包含月退休金與一次退休金。將上述定義之非勞動所得各項加總後, 即爲本文定義之個人非勞動所得。進一步將丈夫與妻子個別的非勞動所得加總, 可得到戶內夫妻非勞動所得。

心障礙者但有工作, 則無法由問卷中得知; 亦即較嚴謹的說法是本研究排除身心障礙且無工作者之樣本。

[6]雖然中央研究院「華人動態家庭資料庫」中涵蓋非勞動所得的選項, 然而該選項的拒答比率甚高, 除了樣本將大幅減少, 亦可能產生樣本選擇誤差問題。

[7]其中政府包括低收入生活補助、老人 (農) 津貼、公農勞保費、政府補助健保費、公益彩券中獎獎金、災害救助金、社會保險現金收益 (公、農、勞、軍保保險受益及健保保險受益等)。企業則包含人身意外災害保險現金收益、其他保險現金收益、中獎等。

期刊資料庫

利用95年家庭收支調查資料, 我們可以透過下列迴歸式推估戶內夫妻合併非勞動所得:

$$\begin{aligned} \text{夫妻非勞動所得} = {} & \beta_0 + \beta_1 \text{ 家庭人口} + \beta_2 \text{ 戶長教育年} \\ & + \beta_3 \text{ 配偶教育年} + \beta_4 \text{ 戶長年齡} \\ & + \beta_5 \text{ 戶長年齡平方} + \beta_6 \text{ 城市} + \beta_7 \text{ 配偶公職} \\ & + \beta_8 \text{ 配偶有無工作} + \sum_{i=1}^{9} \beta_{i+8} \text{ 行業別 } i + \epsilon。 \quad (4.1) \end{aligned}$$

值得一提的是我們將95年家庭收支調查與95年人力運用調查之行業別合併爲10個類別, 以利於上式非勞動所得之設算。[8] 此外, 95年家庭收支調查中之戶長定義爲經濟戶長, 爲戶內主要所得來源者 (亦即戶內收入最高者), 此與95年人力運用調查中之戶長定義不同, 其戶長定義爲設籍戶長, 未必爲戶內主要所得來源者。最後, 我們先將人力運用調查之夫妻總收入最高者選出, 另外定義爲經濟戶長, 才能與上述迴歸式定義之經濟戶長變數一致。上述非勞動所得的估計結果請參見附錄表 A–3。

4.3 估計薪資方程式

前一小節討論如何由家庭收支調查資料估計之迴歸式, 來設算人力資源調查中的非勞動所得; 下一步驟將分別估計丈夫、妻子薪資方程式, 來估算丈夫、妻子的名目薪資率, 結合戶內夫妻合併非勞動所得以及丈夫、妻子分別名目薪資率後, 我們才能逐步建構丈夫、妻子的勞動供給方程式。

本文薪資方程式的估計採 Heckman 兩階段方法 (有關國內估計薪資方程式的相關文獻整理, 請參見莊慧玲與林世昌 (2006)), 第一階段考慮到勞工的工時選擇可能爲0, 此時該樣本之工資率並無法被觀察到, 若樣本直接剔除掉以 OLS 估計薪資方程式除損失相當的資料訊息, 並產生樣本選擇偏誤 (sample selection bias), 常見的作法則是保留工時爲0之樣本 (censored sample), 使用 Heckman (1979) 二階段估計法來進行薪資率之估計, 第一階段使用 Probit 分別估計丈夫與妻子的勞動參與方程式,

$$Y_i^* = Z_i\delta + \nu_i,$$

[8] 這10個行業別的定義請參見附錄表 A–1。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中, Y_i^* 爲觀察不到的潛在變數 (latent variable), 若其值大於某個門檻值則觀察到的勞動參與行爲 Y_i 記爲1, 反之則爲0。對於兩個階段迴歸變數的選擇, 我們參考莊慧玲與林世昌 (2006), 其中變數向量 Z_i 包含就業的決定因素, 年齡、年齡平方、教育年數、城市、非勞動所得、是否有6歲以下子女、子女個數、主修一以及主修二。丈夫、妻子勞動參與方程式實證結果見附錄表 A–4與 A–5。

第二階段則使用 OLS 個別估計丈夫與妻子的薪資方程式:

$$w_i = x_i\beta + \hat{\lambda}_i\theta + \varepsilon_i,$$

其中, w_i 代表工資率, $\hat{\lambda}_i$ 爲第一階段 Probit 所得到的 inverse-Mills ratio, x_i 則爲工資的決定因素, 其中包括: 其中變數包括年齡、年齡平方、教育年數、主修一、主修二、大型公司、政府機關以及受雇員工。丈夫、妻子薪資方程式的估計則分別參見附錄表 A–6與 A–7。估計丈夫和妻子個別的薪資方程式後, 便可以依照其樣本的特徵, 無論觀察值有無工作, 皆可推估丈夫和妻子的名目工資率。

4.4 計算免稅額與扣除額

估計勞動供給方程式過程中, 需估算戶內夫妻合併可課稅所得 (taxable income), 即爲扣除所有免稅額、扣除額項目後的非勞動所得, 由於原始資料的缺乏, 在此須進行免稅額與扣除額的推算。其中本人、配偶與撫養親屬, 每人的免稅額爲77,000, 免稅額爲全部免稅額之加總。[9] 扣除額的部份則採取標準扣除額, 夫妻聯合申報扣除額爲92,000。有鑑於特別扣除額之列舉項目繁雜, 且資料缺乏詳細的報稅資料, 我們僅就資料中可資分辨的部分來定義特別扣除額項目。我們設算的特別扣除額項目如下:

1. 薪資所得特別扣除額78,000元, 若未滿78,000元者, 以薪資所得扣除之, 爲計算方便起見, 若夫妻每多一人工作, 我們認定其薪資特別扣除額增加78,000元。

[9]受撫養親屬定義如下: (1) 配偶與本人之直系親屬、祖父母、曾父母等, 年滿60歲; 未滿60歲者或無謀生能力者。年滿70歲者, 增加其免稅額50% (亦即115,500); (2) 未滿20歲子女, 或年滿20歲但在學, 或身心障礙者; 以及 (3) 兄弟姐妹或配偶之兄弟姐妹未滿20歲, 或滿20歲但仍就學, 或身心障礙者。

期刊資料庫

2. 身心障礙特別扣除額77,000元, 由人力運用調查中 (a7) 選項可以得知是否爲身心障礙者, 原始問卷回答爲 (9) 者可能爲高齡 (65歲以上) 或身心障礙者, 由於我們排除60歲以上樣本, 因此身心障礙者可以被認定。
3. 教育學費特別扣除額25,000元, 就讀大專以上子女之學費特別扣除額, 每戶最高可認列25,000元。

4.5 綜合所得稅課稅級距

根據下列我國95年之課稅級距與稅率:

1. 全年綜合所得淨額在370,000元以下者, 課徵6%。
2. 超過370,000元至990,000元者, 課徵22,200元, 加超過370,000元以上部分之13%。
3. 超過990,000元至1,980,000元者, 課徵102,800元, 加超過990,000元以上部分之21%。
4. 超過1,980,000元至3,720,000元者, 課徵310,700元, 加超過1,980,000元以上部分之30%。
5. 超過3,720,000元者, 課徵832,700元, 加超過3,720,000元以上部分之40%。

並經由上述免稅額、扣除額以及特別扣除額的扣除、推算後, 便可獲得每一戶內夫妻合併非勞動所得。

4.6 折點的計算

分段預算限制式折點的計算相對複雜, 需視其非勞動所得與課稅起始點之大小, 以決定之後每一分段之邊際稅率以及折點個數, 因此, 第一分段的截距與斜率甚爲重要。虛擬所得即爲每一分段預算線的截距, 表示可課稅所得達課徵標準方開始課稅, 因此需比較扣除免稅額、扣除額後的非勞動所得與所得稅起徵點的相對位置, 來決定第一分段的截距與斜率。舉例而言, 若戶內夫妻合併非勞動所得小於所得稅起徵點, 則第一分段截距即爲戶內

臺灣大學學術期刊資料庫

夫妻合併非勞動所得, 斜率則爲名目薪資。而若戶內夫妻合併非勞動所得位於邊際稅率 6% 的區間中, 則戶內夫妻合併非勞動所得超過起徵點之所得扣除邊際稅率 (6%) 所得稅後, 才是第一分段截距, 而斜率即爲扣除邊際稅率 (6%) 的薪資率。

值得注意的是, 我們在此作了兩項假設: 首先, 丈夫選擇工作時, 將戶內夫妻合併非勞動所得視作自身非勞動所得, 而妻子選擇工時時, 將丈夫的勞動所得納入, 視爲自身非勞動所得的一部分, 亦即丈夫先選擇工時, 妻子再選擇其工時。此外, 我們將年工時上限訂爲 8,760 小時, 若某折點之時數超過 8,760 小時, 則該折點令爲 8,760 小時, 且後面之折點不具意義。如上例中我們假設非勞動所得小於免稅額與扣除額之加總, 因此第一段之分段邊際稅率爲 6%, 而後依據其薪資水準決定其折點數, 若第 k 個折點超過 8,760, 則強迫爲 8,760, 且 k 以後之折點不在我們的考慮範圍中。由上述討論可知, 每個人的折點數都不盡相同, 需視個人的薪資率、面對的非勞動所得, 並推算免稅額與扣除額, 第一分段截距項的課稅級距也將影響折點個數, 最後還須考慮我們訂的理論工時上限, 將合理的工時納入我們的折點計算中, 這些都是建構完整分段預算限制式的要素; 我們計算折點數目以及折點工時後, 再計算每一分段預算線的邊際薪資率以及虛擬所得, 如此才能建構每一位勞工完整的分段預算限制式。

4.7 勞動供給函數實證結果

本研究利用 Matlab 軟體執行以最大概似法估計勞動供給函數。[10] 由於雙元誤差模型之函數型態具高度非線性, 實務上收斂過程相對不易, 是否收斂須視資料狀況而定, 此外, 一個好的起始點將可以加快收斂的速度, 設定多個起始點往往能夠避免其收斂點爲局部性 (local) 最適點, 若多個起始點能夠收斂至同一點, 那麼此點較有可能爲全域 (global) 最適點, 經過多次選

[10]爲進行勞動供給函數的估計, 我們參考 Moffitt (1986) 與 Triest (1990) 的方法, 將式 (3.7) 的第一項分解成兩個常態分配累積機率密度函數之差, 與常態分配機率密度函數的乘積, 以利於簡化概似函數, 爲節省篇幅, 詳細的推導請洽本文作者。另我們採用下坡式 simplex 搜尋法 (Downhill Simplex method) 來極大化概似函數, 參見 Matlab Optimization Toolbox 之 fminsearch 指令。

期刊資料庫

擇不同起始點的驗證, 我們得到相當穩定的解, 實證結果列於表 1 與 2。[11]

雙元誤差模型假設勞工完全地認知因累進稅制而產生的具折點預算限制線, 且允許異質性偏好的存在, 該異質性偏好呈現一期望值爲 0 的常態分配, 而想要的工時決定落於哪一分段預算限制式後, 再將觀察到的工時與想要的工時視爲最適誤差項, 該函數爲一結構式勞動供給函數。爲比較起見, 本文同時也估計縮減式勞動供給函數 (以 Tobit1, Tobit2, OLS1 以及 OLS2 表示), 此時的薪資率爲課稅後之邊際薪資率, 隱含著勞工在選擇工時的時候僅考慮目前所得稅的邊際稅率, 且恰有一條直線預算線切於該點, 而非全域地認知累進稅制下自己的預算限制線實際上是呈現一具折點的分段限制線。其中 Tobit2 與 OLS2 的估計乃採用薪資率爲名目薪資率, 假設勞工從事勞動工時選擇時, 所得稅制並不納入決策考量, 並認爲名目薪資率即爲實質薪資, 此即爲完全租稅幻覺的假設。

表 1 列出男性勞動供給函數的估計結果, 其中年齡越大對勞動工時的提供有負向影響, 但在 TEM 模型中並不顯著; 是否居住在城市的效果在 TEM 模型中相對大於 Tobit 和 OLS 的估計。Tobit 與 OLS 之薪資率的邊際效果 (Tobit1 爲 −1.65; Tobit2 則爲 −0.36) 皆爲負值且達 1% 的顯著水準, 而雙元誤差模型係數 (邊際效果) 則是 −0.69。有關虛擬所得係數估計, TEM 和 Tobit 以及 OLS 的邊際效果估計差異頗大, 其中 Tobit1 (−0.27) 和 OLS1 (−0.17) 遠大於 TEM 的 −5.2。若 18 歲以下小孩個數越多, 男性傾向提高其勞動供給, TEM (邊際效果約 88.1–88.3) 呈現較大的影響 (OLS, Tobit 模型的邊際效果介於 34.1 至 62.2 之間)。

表 2 婦女勞動供給的實證結果顯示不同模型存在顯著差異 (雖然不同模型之下, 年齡對勞動工時均呈正向顯著影響), 兩個 TEM 模型得到 2.96 和 2.65 的正向顯著之薪資率參數估計值, Tobit 和 OLS 的估計結果則數值較小或符號轉爲負值。虛擬所得對婦女勞動供給的邊際效果則以 TEM 較

[11] 本研究中將收斂敏感度 (估計係數與函數值) 設定爲 1.0E-8。此外, 附錄表 6 則提供估計勞動供給函數所用變數之敘述統計量, 除了所有樣本以外, 丈夫和妻子工時爲 0 以及大於 0 的子樣本亦同時列出。其中丈夫工時爲 0 (大於 0) 的樣本數遠小於 (大於) 妻子工時爲 0 (大於 0) 的樣本數, 與台灣的男、女性勞動參與率相近。附錄表 6 亦顯示相對於丈夫工時大於 0 的勞動者, 丈夫工時爲 0 者的平均年齡較高、18 歲以下小孩個數較少、較無 6 歲以下小孩以及較低的教育水準; 妻子亦有類似的趨勢。

期刊資料庫

表 1: 男性勞動供給函數估計結果

	TEMa	TEMb	Tobit1	Tobit2c	OLS1	OLS2c
截距	3,265.0***	3,371.3***	4,066.0***	3,339.2***	3,843.6***	3,320.9***
	(185.9)	(174.8)	(77.3)	(81.2)	(86.9)	(70.6)
年齡	−2.6	−4.0	−27.9***	−11.7***	−25.1***	−11.7***
	(3.7)	(3.6)	(1.7)	(1.8)	(1.7)	(1.6)
			[−14.1]	[−5.9]		
城市d	458.8***	433.0***	171.1***	362.0***	125.0***	280.0***
	(55.3)	(54.0)	(26.6)	(27.2)	(25.8)	(22.9)
			[88.4]	[182.1]		
薪資率	0	−0.69***	−3.26***	−0.71***	−3.26***	−0.60***
	—	(0.11)	(0.15)	(0.18)	(0.36)	(0.16)
			[−1.65]	[−0.36]		
虛擬所得e	−5.7***	−5.2***	−0.5***	−3.6***	−0.17	−2.8***
	(0.27)	(0.24)	(0.15)	(0.20)	(0.26)	(0.16)
			[−0.27]	[−1.83]		
18歲下小孩f	88.1**	88.3**	67.4**	76.2***	55.7***	62.2***
	(46.7)	(46.0)	(18.6)	(15.7)	(13.9)	(13.9)
			[34.1]	[38.3]		
σ_α	999.3***	982.0***	—	—	—	—
	(19.6)	(19.0)				
σ_ϵ	927.7***	926.6***	882.0***	913.0***	—	—
	(22.6)	(22.5)	(9.2)	(9.5)		
Avg. log likelihood	−7.487	−7.486	−7.2	−7.187	—	—
Adjusted R-squared	—	—	—	—	0.27	0.28
obs	5,937	5,937	5,937	5,937	5,937	5,937

註: ***, **, * 分別代表1%, 5%, 10% 顯著水準之下統計上顯著。括弧內 "()" 爲漸進標準誤 (asymptotic standard error)。中括弧 "[]" 代表 Tobit 模型下的邊際效果 (marginal effect)。

a. 限制 $\alpha_0 \geq 0$。

b. 對 α_0 無限制。

c. 薪資率爲稅前名目薪資率。本表中其他模型的薪資率定義爲觀察到的工時下, 依其位於課稅級距扣除所得稅後的淨薪資。

d. 城市定義爲: 台北市、高雄市、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市。

e. 單位爲千元。

f. 代表 18 歲以下小孩的個數。

爲顯著且幅度 (0.168) 較 OLS 和 Tobit 模型大, 此結果與男性勞動供給的負向顯著影響不同。表 2 也呈現6歲以下小孩的存在相當程度的縮減婦女勞動供給。此外, 我們可從 σ_α 與 σ_ϵ 的相對大小得知聚集折點處程度大小,

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 女性勞動供給函數估計結果

	TEMa	TEMb	Tobit1	Tobit2c	OLS1	OLS2c
截距	2,853.0***	2,787.7***	3,335.4***	3,161.2***	2,262.5***	2,553.0***
	(310.4)	(308.9)	(204.0)	(202.4)	(105.9)	(104.9)
年齡	−61.2***	−61.1***	−69.1***	−69.6***	−33.5***	−33.8***
	(6.5)	(6.5)	(4.3)	(4.28)	(2.1)	(2.1)
			[−34.83]	[−35.02]		
城市d	−183.9**	−204.7**	−126.2**	−158.0**	−60.7*	−79.0**
	(83.5)	(83.2)	(64.4)	(64.7)	(31.8)	(31.9)
			[−63.58]	[−79.56]		
薪資率	2.96***	2.65***	0.05	1.90***	−0.51*	0.67***
	(0.56)	(0.58)	(0.44)	(0.38)	(0.26)	(0.22)
			[0.025]	[0.956]		
虛擬所得e	0	0.168**	0.138	0.0075	0.076*	0.01
	—	(0.07)	(0.09)	(0.09)	(0.04)	(0.047)
			[0.070]	[0.004]		
6歲下小孩f	−560.2***	−558.1***	−582.0***	−608.3***	−292.9***	−310.4***
	(46.7)	(46.0)	(18.6)	(15.7)	(13.9)	(13.9)
			[−293.5]	[−306.3]		
σ_α	1,678.3***	1,671.0***	—	—	—	—
	(40.0)	(40.4)				
σ_ϵ	1,368.7***	1,370.3***	2,108.7***	2,106.5***	—	—
	(60.5)	(22.4)	(23.1)	(23.1)		
Avg. log likelihood	−4.8552	−4.8548	−4.8139	−4.8119	—	—
Adjusted R-squared	—	—	—	—	0.040	0.041
obs	5,937	5,937	5,937	5,937	5,937	5,937

註: ***, **, * 分別代表1%, 5%, 10% 顯著水準之下統計上顯著。括弧內 "()" 爲漸進標準誤 (asymptotic standard error)。中括弧 "[]" 代表 Tobit 模型下的邊際效果 (marginal effect)。

a. 限制 $\beta \leq 0$。

b. 對 β 無限制。

c. 薪資率爲稅前名目薪資率。本表中其他模型的薪資率定義爲觀察到的工時下, 依其位於課稅級距扣除所得稅後的淨薪資。

d. 城市定義爲: 台北市、高雄市、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市。

e. 納入丈夫的勞動所得, 單位爲千元。

f. 代表是否有6歲以下小孩。

由表 1 和 2 得知, 男性之 $\sigma_\alpha = 999.3$ 和 $\sigma_\epsilon = 927.7$ 的相對大小 (1.077) 遠較女性之 $\sigma_\alpha = 1678.3$ 和 $\sigma_\epsilon = 1368.7$ 的相對大小 (1.226) 來得小, 這樣的結果顯示相對於丈夫, 妻子工時選擇呈現往折點處聚集的現象。

臺灣大學學術期刊資料庫

綜上所述, 分別對照雙元誤差與 Tobit1、OLS1 模型對男性和女性勞動供給之估計結果, 使用縮減式逕行估計, 可能因內生性問題的產生, 造成估計偏誤, 使得估計值間存在明顯的差異。當使用觀察到的該工時點之邊際薪資與虛擬所得充當解釋變數時, 由於勞動工時決定了該工時下的淨薪資與虛擬所得, 導致淨薪資係數估計結果向下偏誤, 而虛擬所得係數將可能高估, 甚至使得參數符號變號, 抑或使得重要解釋變數之解釋能力下降。

另外, 租稅幻覺存在與否亦將影響到勞動工時的選擇, 由實證結果得知, Tobit2 與 OLS2 薪資率與非勞動所得之參數估計與雙元誤差模型亦有不小的差異, 且重要的解釋變數對勞動工時喪失顯著的解釋能力, 如女性的非勞動所得。即便如此, 武斷的認定女性勞動供給選擇不將非勞動所得納入考量, 並不恰當, 仍須回到勞動選擇工時時, 是否具有租稅幻覺之假定合理與否。本研究實證結果顯示, 以名目薪資來估計與 TEM 模型相較, 二者存在相當的差異, 亦即所得稅率的施行, 勞工確實能夠有所體認, 進而影響其勞動工時的決策。此項結果與許道欣 (2003) 一文之實證研究結果不同, 雖然皆使用 TEM 模型進行估計, 最主要的差異在於該文使用中研院華人家庭動態資料庫, 假設非勞動所得爲0, 且固定最適誤差項的變異數之情況下進行估計。

准此, 倘若實質的預算線爲一分段預算限制線, 名目薪資與實質非勞動所得作爲解釋變數的 OLS 將產生偏誤, 因此, 本文認爲過於簡化且武斷地認定租稅幻覺的存在下, 逕行使用名目工資當作解釋變數的估計方法並不適用於進行後續的 EITC 政策模擬分析。因此採用較爲嚴謹的雙元誤差模型來估計男、女性的勞動供給函數。

5 EITC 制度之設計與模擬

5.1 EITC 制度的設計

爲探討我國政府仿照美國採行 EITC 制度之後, 該政策對勞動供給的影響, 本文的模擬分析將 EITC 設定爲三個階段, 夫妻總勞動所得位於 0–90,000 元時爲抵減遞增階段, 位於該階段時, 補貼百分之 40% 的薪資所得, 直到名目勞動所得超過 90,000 元爲止, 而該勞動所得爲 90,000 元時, 可領抵減額 36,000 元, 此爲最高抵減額。夫妻總勞動所得超過 90,000 元, 但低於

臺灣大學學術期刊資料庫

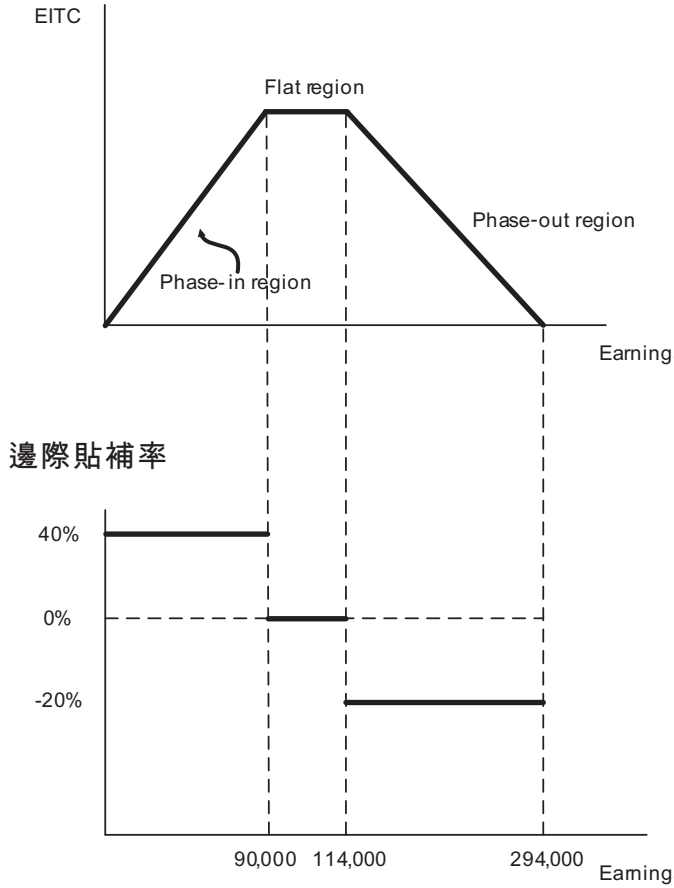


圖 4: EITC 設計圖

114,000 元時, 爲抵減固定階段, 此時總勞動所得中前 90,000 元的部分仍予以 40% 的補貼, 亦即 36,000 元的最高補貼額, 而超出 90,000 元的所得則不再給予邊際薪資補貼; 夫妻總勞動所得位於 114,000–294,000 元時爲抵減遞減階段, 位於該階段時, 將超過 114,000 元的勞動所得以 20% 之邊際稅率課稅, 直至此區段之課稅總額與前面所領到的 36,000 元租稅抵減抵消爲止 (參見圖 4 所示)。

除了上述 EITC 各階段的勞動所得以外, 我們也分別設計其他兩組不同勞動所得的 EITC 制度, 這兩組設計分別將抵減遞增階段的 90,000 元調

臺灣大學學術期刊資料庫

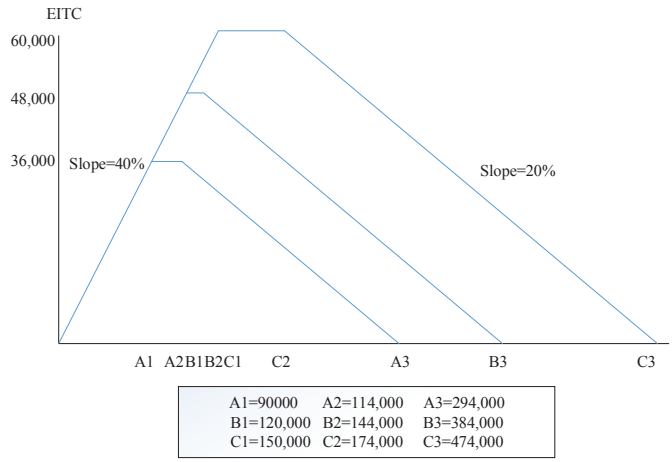


圖 5: EITC 補助額與勞動所得範圍

高爲 120,000 以及 150,000 元, 抵減固定階段自 114,000 元調爲 144,000 元以及 174,000 元, 抵減遞減階段自 294,000 元分別調整爲 384,000 元以及 474,000 元, 圖 5 顯示初步的設計 (A1–A3) 以及這兩組 (B1–B3, C1–C3) EITC 的設計。這三個 EITC 模擬設計 (A、B 以及 C 三案) 並未對領取 EITC 的資格有所限制, 爲了初步排除富有家庭, 我們特別限制非勞動所得必須低於 250,000 元, 亦即非勞動所得高於 250,000 元的家庭將不具申請 EITC 的資格。

5.2 實施 EITC 制度的模擬

我們接著利用 4.7 節估計之男女勞動供給函數, 以估計勞動供給函數中所使用的 5,937 戶已婚夫妻資料爲樣本, 加入非勞動所得須低於 250,000 元的限制後, 得到具 EITC 資格的 4,147 戶, 進行模擬不同 EITC 設計下的妻子與丈夫的工作時數。

具體而言, 丈夫優先決定工作時數後, 妻子再將丈夫之勞動所得納入非勞動所得的一部分進而決定她自己的工作時數。意味著考慮不同的 EITC 設計制度以及累進所得稅稅制之下, 本研究完整考慮丈夫與妻子面對的分段線性預算限制式, 該限制式的折點個數與該勞工的非勞動所得、名目薪

臺灣大學學術期刊資料庫

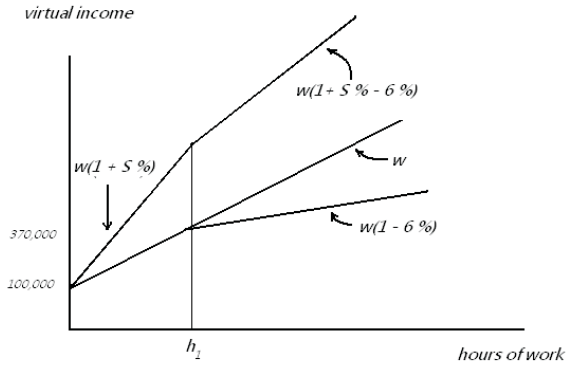


圖 6: 同時考慮 EITC 與所得稅的預算線

資、免稅 (扣除) 額有關。

當非勞動所得扣除所有的扣除額與免稅額後, 可課稅所得爲 100,000 元 (如圖 6 所示), 亦即爲第一階段的虛擬所得, 該金額未達到綜合所得稅的最低級距 370,000 元, 首先計算第一個折點 $h_1 = (370000 - \text{taxable income})/\text{wage rate}$, EITC 抵減額遞增階段補貼率爲 $S\%$, 則該勞工的第一分段預算線邊際薪資爲 $w(1 + S\%)$, 當工時累積超過折點 h_1 時, 由於其可課稅所得已經累計至第一課稅階段, 該階段稅率爲 6%, 因此第二分段預算線邊際斜率爲 $w(1 + S\% - 6\%)$, 亦即將 EITC 補貼率以及所得稅稅率當作斜率的加減項。當建構每一個丈夫、妻子的分段預算限制線後, 再利用估計出的結構式勞動供給函數, 分別計算出丈夫與妻子的勞動供給時數。

5.3 模擬結果

由於我們採用的參數乃限制 Slutsky 條件成立的情況下的估計結果, 該條件成立隱含替代效果爲正; 另外我們也限制參數 $\beta \leq 0$, 隱含所得效果爲負或爲 0。因此, 抵減額遞增階段對於勞動供給具有正向效果; 而抵減額持平階段可視爲現金補貼, 邊際薪資與名目薪資相同, 該階段僅有所得效果, 因此抵減額持平階段對勞動供給爲負向效果; 而抵減額遞減階段造成邊際薪資減少、所得增加, 因此替代效果與所得效果皆會使得抵減額遞減階段

臺灣大學學術期刊資料庫

的勞動供給減少。

基於本文之前的假設: 勞工自己充分了解所得稅與 EITC 下的預算線是具凹折點的分段預算限制式, 而非直線型的預算限制式, 因此, 他們能夠選擇自己處於分段預算線的位置。首先觀察限制符合 EITC 資格的模擬結果 (亦即限定非勞動所得小於 250,000 元以下者), 由表 3 觀察勞動工時選擇的區間跳動狀況, 其中勞工工時之選擇區間變動相當明顯, 且出現往最高抵減階段聚集之情形, 這樣的趨勢隨最高補助額的增加而越趨明顯 (亦即方案 A 至方案 C), 如此結果並不意外, 主要的原因是隨著最高抵減額的增加, 預算限制線越呈現凸性的結果。在不限定 EITC 領取資格條件下的結果也可觀察到上述聚集的現象 (參見表 4)。而這些往最高補助額聚集的勞工, 其來源爲何? 是來自於遞增、遞減階段抑或是 EITC 以外? 表 3 顯示聚集的來源是從抵減額遞減階段的勞工選擇跳動至最高補助階段, 而位於抵減額遞增階段的勞工選擇移動至最高補助階段則相較不明顯。另一個值得注意的是原先位於 EITC 補助範圍外的勞工, 隨著最高抵減額的增加, 他們傾向減少勞動供給時數而落於 EITC 補助範圍的情況越明顯, 以最高抵減額爲 36,000 (A 案)、48,000 (B 案)、60,000 (C 案) 元下, 位於 EITC 範圍外之戶內夫妻將因而約各有 7.2%、24.6%、48.4% 的比例減少工時而進入 EITC 補助範圍內。這樣的結果應該與勞工模擬前工時的位置息息相關, 倘若勞工工時選擇靠近某兩階段的交接處 (折點), 勞工則較可能改變模擬後的工時位置。

誠如 Eissa and Hoynes (2005) 所言, EITC 主要目的乃激勵工時爲 0 的勞工投入勞動市場之擴張邊際效果 (extension margin), 但由於限制非勞動所得須小於 250,000 元的 EITC 資格後, 樣本資料中所有的勞動工時選擇都大於 0。爲探討不同 EITC 設計下激勵工時爲 0 的勞工投入就業市場的效果, 我們也列出取消非勞動所得限制後的模擬結果 (計 5,937 戶), 由表 4 可觀察到約 59% (方案 A) 的戶內夫妻將開始投入勞動市場, 然而, 這樣的比率並不隨著最高抵減額增加而有顯著改變。

因應 EITC 政策的實施, 表 3 和表 4 提供戶內選擇總工時區段變化的結果, 表 5 則進一步觀察戶內夫妻的勞動工時選擇變化情況。由於本文假設丈夫優先選擇其工時, 妻子將丈夫的勞動所得視爲其非勞動所得一部

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 模擬 EITC 實施前後區間個數變動比較 (限制 EITC 領取資格)

	模擬後之區段 (方案 A)							
	0	遞增	折點 A1	持平	折點 A2	遞減	EITC 外	Total
0	0	0	0	0	0	0	0	0
遞增	0	16	0	6	3	1	0	26
持平	0	0	0	14	1	0	0	15
遞減	0	0	0	7	2	290	0	299
EITC 外	0	0	0	0	0	273	3,534	3,807
Total	0	17	0	27	6	564	3,534	4,147

	模擬後之區段 (方案 B)							
	0	遞增	折點 B1	持平	折點 B2	遞減	EITC 外	Total
0	0	0	0	0	0	0	0	0
遞增	0	42	0	2	0	0	0	44
持平	0	1	0	17	0	0	0	18
遞減	0	0	0	14	6	753	0	773
EITC 外	0	0	0	0	0	814	2,498	3,312
Total	0	43	0	33	6	1,567	2,498	4,147

	模擬後之區段 (方案 C)							
	0	遞增	折點 C1	持平	折點 C2	遞減	EITC 外	Total
0	0	0	0	0	0	0	0	0
遞增	0	60	1	5	0	0	0	66
持平	0	2	7	11	0	0	0	20
遞減	0	2	2	43	10	1,426	0	1,483
EITC 外	0	0	0	0	0	1,247	1,331	2,578
Total	0	64	10	59	10	2,673	1,331	4,147

分後, 再選擇自身的勞動工時, 妻子成爲次勞動者, 因此, 多數的抵減額區間呈現妻子的勞動工時變化較丈夫明顯, 特別是抵減額遞增階段, 由於邊際薪資受到 EITC 的補貼, 透過對替代彈性較大的妻子勞動供給函數, 使

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 模擬 EITC 實施前後區間個數變動比較 (不限制 EITC 領取資格)

	模擬後之區段 (方案 A)							
	0	遞增	折點 A1	持平	折點 A2	遞減	EITC 外	Total
0	46	66	0	0	4	0	0	112
遞增	0	154	17	21	0	0	0	192
持平	0	7	2	31	0	0	0	40
遞減	0	6	2	63	9	507	0	587
EITC 外	0	0	0	2	0	498	4,506	5,006
Total	46	233	21	117	9	1,005	4,506	5,937

	模擬後之區段 (方案 B)							
	0	遞增	折點 B1	持平	折點 B2	遞減	EITC 外	Total
0	46	66	0	0	0	0	0	112
遞增	0	219	6	17	0	0	0	242
持平	0	8	2	41	0	0	0	51
遞減	0	18	12	92	31	1,102	0	1,255
EITC 外	0	0	0	1	3	1,139	3,133	4,277
Total	46	311	20	151	34	2,241	3,134	5,937

	模擬後之區段 (方案 C)							
	0	遞增	折點 C1	持平	折點 C2	遞減	EITC 外	Total
0	49	63	0	0	0	0	0	112
遞增	0	284	8	14	0	0	0	307
持平	0	5	10	33	0	0	0	48
遞減	0	18	16	139	41	1,913	0	2,127
EITC 外	0	0	0	1	1	1,648	1,692	3,342
Total	49	370	34	187	42	3,562	1,693	5,937

其妻子的勞動工時大幅增加。此外, 我們發現隨著抵減額很小時 (36,000), 遞增階段的妻子勞動工時增加幅度明顯較大, 此與工時選擇區間跳動的原因有關, 對照之前的區間變動表 (表 3) 得知當最高抵減額增加後, 原先位

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 模擬 EITC 實施前後區間內夫妻總工時變化 (限制 EITC 領取資格)

	EITC 模擬前			EITC 模擬後							
	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫變動	妻子變動	夫妻總變動	平均EITC	區間個數
0	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0
遞增	2,037	35	2,072	2,037	193	2,230	0%	451%	7.6%	20,177	26
持平	2,201	192	2,394	2,123	261	2,385	−3.5%	36%	−0.4%	36,000	15
遞減	2,217	166	2,383	1,900	119	2,020	−14.3%	−28.3%	−15.2%	20,259	299
EITC 外	2,322	580	2,902	2,298	573	2,871	−1%	−1%	−1%	5,208	3,807
Total	2,311	545	2,857	2,267	537	2,804	−1.9%	−1.5%	−1.9%	14,277	4,147

	EITC 模擬前			EITC 模擬後							
	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫變動	妻子變動	夫妻總變動	平均EITC	區間個數
0	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0
遞增	2,106	87	2,192	2,106	147	2,253	0%	68.9%	2.7%	34,705	44
持平	2,215	108	2,322	2,101	108	2,208	−5.2%	0%	−4.9%	48,000	18
遞減	2,237	234	2,471	1,826	161	1,987	−18.3%	−31%	−19.6%	28,263	773
EITC 外	2,333	628	2,961	2,229	587	2,815	−4.5%	−6.5%	−4.9%	8,001	3,312
Total	2,312	546	2,858	2,152	500	2,652	−6.9%	−8.4%	−7.2%	18,652	4,147

	EITC 模擬前			EITC 模擬後							
	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫變動	妻子變動	夫妻總變動	平均EITC	區間個數
0	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0
遞增	2,148	105	2,253	2,148	172	2,320	0%	63.8%	3%	42,529	66
持平	2,162	121	2,283	2,071	121	2,192	−4.2%	0%	−4%	60,000	20
遞減	2,292	323	2,615	1,792	220	2,012	−21.8%	−31.9%	−23.1%	38,404	1,483
EITC 外	2,329	693	3,022	2,079	583	2,661	−10.7%	−15.9%	−11.9%	13,116	2,578
Total	2,312	548	2,860	1,977	444	2,422	−14.5%	−19%	−15.3%	27,456	4,147

於抵減額遞增階段的勞工將較不易跳動至最高抵減額區段。而隨著最高抵減額增加, 無論先前丈夫或妻子位於遞增、持平或遞減階段, 其增加或減少的幅度有擴大的趨勢。整體而言, EITC 對妻子或丈夫的勞動供給平均是負面的影響, 且該負面效果隨著最高抵減額增加而擴大 — 亦即抵減額 36,000 (A 案)、48,000 (B 案) 與 60,000 (C 案), 丈夫分別減少 1.9%、6.9% 與 14.5% 的勞動工時, 妻子則分別減少 1.5%、8.4% 與 19% 的勞動供給。

臺灣大學學術期刊資料庫

圖7顯示隨著最高抵減額與 EITC 補助範圍的擴大, 位於 EITC 補助外的勞工, 傾向於減少本身的勞動所得使自己落於 EITC 補助範圍內, 且減少的薪資所得較可獲得的 EITC 大, 其中減少的幅度以方案 C 最高。此外, 抵減額遞增區間則可觀察到勞動所得的增加, 雖然此階段僅少部分的勞動所得增加幅度大於 EITC 的領取, 多數勞動所得的增加均小於 EITC 領取額度。最後, 新加入就業市場的戶內夫妻僅選擇至抵減額遞增階段, 表 6 可觀察此一現象, 不論三種 EITC 之最高抵減額設計的大小, 戶內夫妻總工時從不工作 (0工時) 增加至63–66小時工時, 仍屬少量的增加。

最後, 我們要提醒讀者小心解讀上述 EITC 政策模擬的結果, 因本研究模擬操作的參數來自無 EITC 政策下之勞動供給函數, 而 EITC 政策制度的實施可能會改變個人對政策的反應方式, 進而改變模型中之參數, 最後影響 EITC 政策的實施效果。[12]

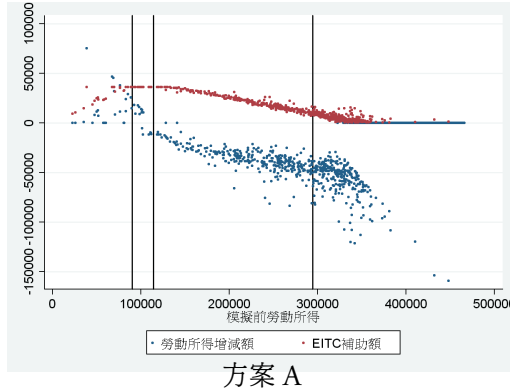
6 結論與建議

勞動所得抵減制度目前已經成爲美國社會福利支出中最龐大且成長最快的制度之一, 因其激勵工作之成效良好, 已爲多國仿效實行。雖然我國目前並無 EITC 制度, 爲評估實施 EITC 對勞動工時選擇之可能影響, 以利政府施政之參考, 本文利用95年主計處人力資源調查20至60歲的戶內夫妻爲樣本, 輔以95年家庭收支調查估計非勞動所得, 並使用雙元誤差模型, 考慮我國95年度的綜合所得稅制下造成的分段預算限制式, 分別估計丈夫與妻子的結構式勞動供給函數。最後本文設計不同的 EITC 制度, 同時考慮95年所得稅與 EITC 交互影響下的夫妻個別分段預算限制式, 模擬戶內夫妻個別勞動供給變化情形。

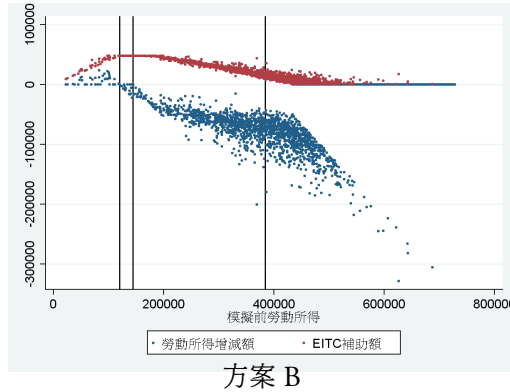
實證結果發現妻子的工時選擇往折點聚集的情況較丈夫明顯許多, 雖然與國外文獻比較之下, 無論丈夫與妻子之工時選擇向折點聚集情況皆不明顯。由於使用 Tobit 和 OLS 估計縮減式勞動供給函數可能受內生性問題以及忽略累進綜合所得稅的影響, 造成係數估計之偏誤, 本文發現應用 TEM 估計之結構式勞動供給函數與 Tobit 和 OLS 得到的估計參數有不

[12]我們感謝匿名審稿人點出 “Lucas critique” 的可能性, 在此致謝。

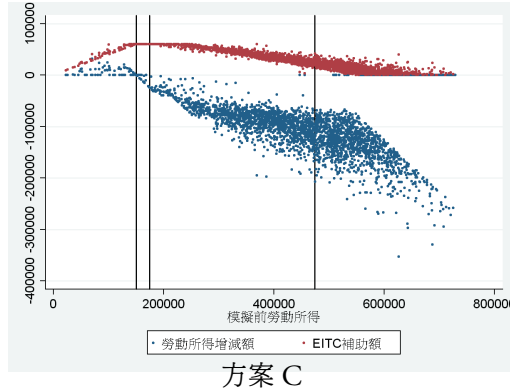
臺灣大學學術期刊資料庫



方案 A



方案 B



方案 C

圖 7: 薪資所得變動與 EITC 之關連性

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 模擬 EITC 實施前後區間內夫妻總工時變化
(不限制 EITC 領取資格)

	EITC 模擬前			EITC 模擬後							
	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫變動	妻子變動	夫妻總變動	平均 EITC	區間個數
0	0	0	0	0	66	66	0	—	—	8,896	112
遞增	356	99	455	356	218	574	0%	120%	26.2%	26,064	192
持平	1,074	179	1,253	1,029	179	1,208	−4.2%	0%	−18%	36,000	40
遞減	1,595	147	1,742	1,332	97	1,429	−16.5%	−34%	−18%	24,052	587
EITC 外	2,127	557	2,683	2,094	544	2,638	−1.6%	−2.3%	−1.7%	8,762	5,006
Total	1,969	490	2,459	1,916	478	2,394	−2.7%	−2.4%	−2.6%	18,434	5,937

	EITC 模擬前			EITC 模擬後							
	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫變動	妻子變動	夫妻總變動	平均 EITC	區間個數
0	0	0	0	0	0	66	66	—	—	8,896	112
遞增	505	111	612	505	232	738	0%	109%	20.6%	31,266	242
持平	1,144	145	1,289	1,076	145	1,222	−5.9%	0%	−5.2%	48,000	51
遞減	1,825	207	2,032	1,448	132	1,580	−20.7%	−36.2%	−22.2%	32,352	1,255
EITC 外	2,157	611	2,767	2,043	561	2,604	−5.3%	−8.2%	−5.9%	10,335	4,277
Total	1,969	490	2,459	1,808	444	2,252	−8.2%	−9.4%	−8.4%	22,857	5,937

	EITC 模擬前			EITC 模擬後							
	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫工時	妻子工時	夫妻總工時	丈夫變動	妻子變動	夫妻總變動	平均 EITC	區間個數
0	0	0	0	0	63	63	0	—	—	8,865	112
遞增	644	118	762	644	232	875	0%	96.6%	14.8%	37,112	307
持平	1,412	86	1,497	1,343	86	1,429	−4.9%	0%	−4.5%	60,000	48
遞減	1,988	287	2,275	1,522	185	1,708	−23.4%	−35.5%	−24.9%	42,054	2,127
EITC 外	2,154	678	2,832	1,901	551	2,453	−11.7%	−18.7%	−13.4%	15,463	3,343
Total	1,970	491	2,461	1,916	391	2,051	−2.7%	−20.4%	−16.7%	30,940	5,937

小的差距, 顯示採取直線預算線假設來估計勞動供給函數並不恰當, 建議採取 TEM 估計較爲合理。

本文模擬三個 EITC 方案並考慮參數限制下之勞動供給函數進行模擬, 模擬結果發現 EITC 將可引導約 59% 戶內皆無業的夫妻進入勞動市場工作, 而勞動供給呈現往最高抵減額階段聚集的情況, 隨著最高抵減額的

臺灣大學學術期刊資料庫

增加, 戶內丈夫或妻子除了區段選擇變動頻繁, 勞動供給亦有相當幅度的變動, 以48,000的最高抵減額 (方案 B) 且加入非勞動所得250,000的限制條件下的 EITC 設計而言, 丈夫與妻子平均分別減少6.9%與8.4%, 夫妻總平均勞動供給減少7.2%, 而各階段有領取 EITC 之家庭, EITC 的平均金額各爲34,705元、48,000元以及28,263元。總的來說, 我國採行 EITC 而言, 具有激勵無業者進入勞動市場的功能, 雖然因此增加的勞動工時並不多, 另方面, EITC 的採行將整體減少夫妻的勞動工時, 亦即 EITC 對妻子或丈夫的勞動供給平均是負面的影響。其中隨著最高抵減額與 EITC 補助範圍的擴大, 位於 EITC 補助外的勞工, 將傾向於減少勞動所得使自己落於 EITC 補助範圍內。

往後的研究方向可採用非參數方法估計勞動供給函數, 避免對誤差分配做過強烈的假設, 從而得到偏誤的政策模擬。另爲符合社會實際需要, 政策的模擬可對 EITC 的分類再行細分, 例如特別針對單親家庭或者家庭超過3個小孩的 EITC 政策設計。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表

表 A–1: 95年人力運用調查變數統計特性

	平均	標準差	最小值	最大值	個數
家庭人口	3.500	1.300	2	13	6,522
戶長教育年[a]	11.360	3.570	0	23	6,522
配偶教育年	10.780	3.360	0	23	6,522
戶長年齡	46.060	7.890	20	60	6,522
戶長年齡平方	2,183.300	711.300	400	3,600	6,522
城市	0.360	0.480	0	1	6,522
配偶公職	0.086	0.280	0	1	6,522
配偶有無工作	0.450	0.498	0	1	6,522
行業別1[b]	0.088	0.293	0	1	6,522
行業別2	0.069	0.253	0	1	6,522
行業別3	0.168	0.374	0	1	6,522
行業別4	0.052	0.221	0	1	6,522
行業別5	0.108	0.311	0	1	6,522
行業別6	0.047	0.211	0	1	6,522
行業別7	0.160	0.369	0	1	6,522
行業別8	0.184	0.387	0	1	6,522
行業別9	0.046	0.210	0	1	6,522
行業別10	0.073	0.261	0	1	6,522

註: a. 這裡的戶長定義爲經濟戶長。城市定義爲台北市、高雄市、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市。

b. 這10個行業別包含 (1) 農、牧業, 林業及伐木業, 漁業, 礦業及土石採取業。(2) 製造業。(3) 水電燃氣業, 營造業。(4) 批發及零售業。(5) 住宿及餐飲業。(6) 住宿、倉儲及通信業。(7) 金融及保險業, 不動產及租賃業。(8) 專業、科學及技術服務業。(9) 教育服務業, 公共行政業。以及 (10) 醫療保健及社會福利服務業, 文化、運動及休閒服務業, 以及其他服務業。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A–2: 95年家庭收支調查變數統計特性

	平均	標準差	最小值	最大值	個數
戶內夫妻合併非勞動所得	218.960	267.080	0.90	5,578.62	6,543
家庭人口	4.160	1.320	2	13	6,543
戶長教育年[a]	12.060	3.450	0	23	6,543
配偶教育年	11.400	3.390	0	23	6,543
戶長年齡	44.690	8.110	21	60	6,543
戶長年齡平方	2,063.100	719.100	441	3, 600	6,543
城市	0.410	0.490	0	1	6,543
配偶公職	0.077	0.266	0	1	6,543
配偶有無工作	0.535	0.499	0	1	6,543
行業別1[b]	0.097	0.297	0	1	6,543
行業別2	0.087	0.282	0	1	6,543
行業別3	0.203	0.402	0	1	6,543
行業別4	0.055	0.228	0	1	6,543
行業別5	0.106	0.307	0	1	6,543
行業別6	0.032	0.177	0	1	6,543
行業別7	0.160	0.367	0	1	6,543
行業別8	0.177	0.381	0	1	6,543
行業別9	0.045	0.208	0	1	6,543
行業別10	0.012	0.107	0	1	6,543

註: 同表 A–1。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A–3: 戶內夫妻非勞動所得估計結果*

	估計值	*t*-統計值
截距	372,322.6	4.59
戶長教育年[a]	7,873.5	5.0
配偶教育年	11,976.5	7.56
戶長年齡	−13,351.1	−3.42
戶長年齡平方	241.0	5.07
城市	56,925.6	7.93
戶內人數	3,559.7	1.72
戶長行業別 1[b]	−292,860.0	−9.15
戶長行業別 2	−329,440.3	−9.9
戶長行業別 3	−366,368.1	−12.57
戶長行業別 4	−334,982.0	−10.5
戶長行業別 5	−369,505.0	−12.76
戶長行業別 6	−338,682.6	−10.55
戶長行業別 7	−374,450.1	−13.15
戶長行業別 8	−375,407.9	−13.04
戶長行業別 9	−366,079.1	−12.48
配偶公職	−45,895.6	−3.86
配偶有無工作	42,634.0	6.27
adjusted R-squared		0.202

註: 同表 A–1。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A–4: 男性勞動參與方程式估計結果

	估計值	標準差	*t*-統計值
截距	0.76	0.90	0.84
年齡	0.028	0.004	0.74
年齡平方	−0.0003	0.0004	−0.94
教育年數	0.097	0.01	9.66
城市	0.353	0.05	6.11
非勞動所得	−5.66E-06	1.97E-07	−28.70
6歲以下子女	0.009	0.107	0.08
子女個數	0.0003	0.026	0.01
主修一	0.124	0.098136	1.268344
主修二	0.159	0.08	2.10
Obs	6,267.0		
Log Likelihood	−1,695.8		

城市定義爲: 台北市、高雄市、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市。
6歲以下子女爲虛擬變數。
主修一: 學歷爲大學以上者主修科目: 文、法、商、教育。
主修二: 學歷爲大學以上者主修科目: 理、工、醫、農。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A–5: 女性勞動參與方程式估計結果

	估計值	標準差	*t*-統計值
截距	−2.62	0.45	−5.80
年齡	−0.13	0.02	−6.40
年齡平方	−0.002	0.0002	−7.50
教育年數	0.055	0.008	6.80
城市	−0.12	0.035	−3.30
非勞動所得	−0.0002	6.14E-05	−3.30
6歲以下子女	−0.245931	0.054873	−4.481839
子女個數	−0.057	0.018908	−3.04
主修一	0.21	0.047	4.40
主修二	0.322	0.07	4.60
Obs	6,522.0		
Log Likelihood	−4,213.0		

城市定義爲: 台北市、高雄市、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市、台南市。
6歲以下子女爲虛擬變數。
主修一: 學歷爲大學以上者主修科目: 文、法、商、教育。
主修二: 學歷爲大學以上者主修科目: 理、工、醫、農。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A–6: 男性薪資方程式估計結果

	估計值	標準差	*t*-統計值
截距	−426.91	45.390	−9.40
年齡	20.10	2.060	9.79
年齡平方	−0.24	0.025	−9.40
教育年數	16.78	0.900	18.60
主修一	14.38	7.320	2.00
主修二	3.02	4.710	0.60
大型公司	40.58	7.080	5.70
政府機關	31.96	6.960	4.59
受雇員工	−21.27	5.680	−3.70
λ	287.91	45.990	6.30
Obs	5,402.00		
Adjusted R-squared	0.22		

主修一: 學歷爲大學以上者主修科目: 文、法、商、教育。
主修二: 學歷爲大學以上者主修科目: 理、工、醫、農。
大型公司: 員工人數一百人以上。

表 A–7: 女性薪資方程式估計結果

	估計值	標準差	*t*-統計值
截距	−505.10	78.390	−6.40
年齡	16.10	2.860	5.60
年齡平方	−0.18	0.037	−4.96
教育年數	18.68	1.150	16.20
主修一	11.76	5.260	2.24
主修二	24.80	6.950	3.57
受雇員工	−13.24	5.080	−2.60
政府機關	38.56	6.210	6.20
大型公司	25.17	4.830	5.20
λ	140.40	23.500	6.00
Obs	3,307.00		
Adjusted R-squared	0.31		

主修一: 學歷爲大學以上者主修科目: 文、法、商、教育。
主修二: 學歷爲大學以上者主修科目: 理、工、醫、農。
大型公司: 員工人數一百人以上。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 A–8: 估計勞動供給函數所用變數之敘述統計量

Variable	Mean	S.D.	Min	Max	Mean	S.D.	Min	Max
	所有樣本 (丈夫) $N = 5937$				所有樣本 (妻子) $N = 5937$			
年工時	2,012.90	900.40	0.0	5,148.0	1,112.70	1,168.80	0.00	5,148.0
薪資率	255.70	159.70	11.0	3,608.5	159.30	76.80	−2.07	1,732.1
非勞動所得	222.40	135.70	−27.2	789.7	685.90	372.80	−22.10	9,325.2
年齡	46.70	7.96	22.0	60.0	43.70	8.07	20.00	60.0
18歲小孩[a]	0.21	0.63	0.0	5.0	0.77	1.03	0.00	5.0
6歲小孩[b]	0.15	0.35	0.0	1.0	0.15	0.35	0.00	1.0
教育年	11.48	3.53	0.0	23.0	9.63	3.31	0.00	23.0
城市	0.37	0.48	0.0	1.0	0.37	0.48	0.00	1.0
	子樣本 (丈夫工時 $= 0$) $N = 850$				子樣本 (妻子工時 $= 0$) $N = 3030$			
年工時	0.00	0.00	0.0	0.0	0.00	0.00	0.00	0.0
薪資率	388.70	178.70	93.0	742.4	151.80	43.50	−2.07	363.9
非勞動所得	391.30	213.70	−22.1	789.8	676.00	343.70	422.10	6,467.6
年齡	52.70	6.24	27.0	60.0	45.20	8.25	21.00	60.0
18歲小孩	0.09	0.45	0.0	5.0	0.69	1.02	0.00	5.0
6歲小孩	0.04	0.19	0.0	1.0	0.13	0.34	0.00	1.0
教育年	10.32	3.56	0.0	23.0	8.87	2.98	0.00	23.0
城市	0.37	0.48	0.0	1.0	0.37	0.48	0.00	1.0
	子樣本 (丈夫工時 > 0) $N = 5087$				子樣本 (妻子工時 > 0) $N = 2907$			
年工時	2,349.20	394.80	416.0	5,148.0	2,272.40	392.80	104.00	5,148.0
薪資率	233.50	144.90	11.0	3,608.5	167.00	99.80	16.50	1,732.1
非勞動所得	194.20	910.90	−27.2	542.6	696.10	400.80	−22.10	9,325.2
年齡	45.70	7.79	22.0	60.0	42.19	7.59	20.00	60.0
18歲小孩	0.23	0.65	0.0	5.0	0.85	1.03	0.00	5.0
6歲小孩	0.17	0.37	0.0	1.0	0.16	0.37	0.00	1.0
教育年	11.68	3.49	0.0	23.0	10.41	3.46	0.00	23.0
城市	0.37	0.48	0.0	1.0	0.36	0.48	0.00	1.0

a. 代表18歲以下小孩的個數。
b. 代表是否有6歲以下小孩。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

王志誠與葛冠琳 (2009), “我國引進美國勞動所得稅額抵減制之立法課題,” 《財稅研究》, 41, 1–32。(Wang, Chih-Cheng and Kuan-Lin Ko (2009), “Study on The Introduction of Earned Income Tax Credit of United States in Taiwan," *Public Finance Review*, 41, 1–32.)

李淑伶 (2003), “薪資所得租稅抵減 (EITC) 之研究,” 碩士論文, 台北: 國立政治大學財政研究所。(Li, Shu-Ling (2003), *Study on The Earned Income Tax Credit*, Master Thesis, National Chengchi University.)

梁正德 (1986), “所得稅與勞動供給,” 碩士論文, 台北: 國立政治大學財政研究所。(Liang, Cheng-Te (1986), *Income Taxation and Labor Supply*, Master Thesis, National Chengchi University.)

莊慧玲與林世昌 (2006), “台灣婦女勞動供給實證研究之發展,” 《經濟論文叢刊》, 34, 119–172。(Chuang, Hwei-Lin and Eric S. Lin (2006), “The Evolution of the Empirical Study of Taiwan's Female Labor Supply," *Taiwan Economic Review*, 34, 119–172.)

許道欣 (2003), “分段線性預算限制模型之估計: 以台灣地區勞動供給爲例,” 博士論文, 台北: 台北大學都市計畫研究所。(Hsu, Tao-Hsin (2003), *An Estimation of Piecewise-linear Budget Constraints Model: A Case Study of Labor Supply in Taiwan*, Doctoral dissertation, National Taipei University.)

許穎心 (2000), “勞動供給、所得稅與超額負擔 — 台灣的實證研究,” 碩士論文, 台北: 國立政治大學財政研究所。(Hsu, Ying-Hsin (2000), *Labor Supply, Income Taxation and Excess Burden: Evidence from Taiwan*, Master Thesis, National Chengchi University.)

Averett, Susan L., H. Elizabeth Peters, and Donald M. Waldman (1997), “Tax Credits, Labor Supply, and Child Care,” *Review of Economics and Statistics*, 79, 125–135.

Blumenthal, Marsha, Brian Erard, and Chih-Chin Ho (2005), “Participation and Compliance with the Earned Income Tax Credit,” *National Tax Journal*, 58, 189–213.

臺灣大學學術期刊資料庫

Burtless, Gary and Jerry Hausman (1978), "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment," *Journal of Political Economy*, 86, 1103–1130.

Dahl, Molly, Thomas DeLeire, and Jonathan A. Schwabish (2009), "Stepping Stone or Dead End? The Effect of the EITC on Earnings Growth," *National Tax Journal*, 62, 329–346.

Dickert, Stacy, Scott Houser, and John Karl Scholz (1981), "The Earned Income Tax Credit And Transfer Programs: A Study of Labor Market and Program Participation," in James M. Poterba (ed.), *Tax Policy and The Economy 9*, 1–50.

Eissa, Nada and Hilary Hoynes (1998), "Married Couples, Work and the EITC," *Poverty Research News*, 2, 6–8.

——— (2004), "The Hours of Work Response of Married couples: Taxes and the Earned Income Tax Credit," NBER working paper series.

——— (2005), "Behavioral Responses to Taxes: Lessons from the EITC and Labor Supply," NBER working paper series.

——— (2011), "Redistribution and Tax Expenditures: The Earned Income Tax Credit," in James M. Poterba (ed.), *National Tax Journal*, 64, 689–729.

Eissa, Nada, Henrik Kleven, and Claus Kreiner (2008), "Evaluation of Four Tax Reforms in the United States: Labor Supply and Welfare Effects for Single Mothers," *Journal of Public Economics*, 92, 795–816.

Eissa, Nada and Jeffrey B. Liebman (1996), "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit," *Quarterly Journal of Economics*, 111, 605–637.

Hausman, Jerry (1981a), "Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss," *American Economic Review*, 71, 662–676.

——— (1981b), "Labor Supply," in Henry Aaron and Joseph Pechman (eds.), *How Taxes Affect Economic Behavior*, Washington, DC: Bookings Institution, 27–72.

——— (1985), "The Econometrics of Nonlinear Budget Sets," *Econometrica*, 53, 1255–1282.

Heckman, James (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 153–161.

Heim, Bradley T. and Bruce D. Meyer (2004), "Structural Labor Supply Models when Budget Constraints are nonlinear," Working Paper, Econometric Society.

臺灣大學學術期刊資料庫

Keane, Michael and Robert Moffitt (1998), "A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply," *International Economic Review*, 39, 553–589.

MaCurdy, Thomas (1992), "Work Disincentive Effects of Taxes: A Reexamination of Some Evidence," *American Economic Review*, 82, 243–249.

MaCurdy, Thomas, David Green, and Harry Paarsch (1990), "Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply," *Journal of Human Resources*, 25, 415–490.

Meyer, Bruce D. and Dan T. Rosenbaum (2001), "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and The Labor Supply of Single Mothers," *Quarterly Journal of Economics*, 116, 1063–1114.

Moffitt, R. (1986), "The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraints: A Survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method," *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 317–328.

Triest, Robert K. (1990), "The Effect of Income Taxation on Labor Supply in the United States," *Journal of Human Resources*, 25, 491–516.

Wu, Ximing (2005), "Labor Supply and Income Effects of the Earned Income Tax Credit and Welfare Programs," Working Paper, University of Guelph.

投稿日期: 2012年4月24日, 接受日期: 2013年3月29日

臺灣大學學術期刊資料庫

Income Tax and Labor Supply: Evidence from an EITC Simulation in Taiwan

Chih-Chin Ho

Department of Economics, National Cheng Kung University

Fu-Li Chen

JihSun Securities Investment Consulting

Hui-Lin Lin

Department of Economics, National Taiwan University

Eric S. Lin

Department of Economics, National Tsing Hua University

Nowadays Earned Income Tax Credit (EITC) has become one of the most expensive and fastest growing social welfare programs in America. As a result of the success of the EITC in America, this program has also been successfully instituted in many other countries. This paper evaluates the potential effect of an EITC on labor supply in Taiwan. The traditional econometric methods estimating reduced form labor supply by a Tobit or OLS will lead to serious endogeneity problems, when labor faces a kink-point-piecewise-linear budget. We apply the Two Error Model (TEM) in Triest (1990) to overcome this issue. Our finding reveals first that wives' labor hours tend to cluster more at the kink point than husbands do, and the elasticity of substitution for wives is larger than that for husbands. Secondly, the simulation of an EITC shows that when the largest tax credit rises, workers' labor hours are likely to be in the largest tax credit region. When the largest tax credit is 48,000, phase-in and phase-out rates are 40% and 20% respectively. An EITC program could cause a husband and wife on average to reduce their labor hours 6.9% and 8.4% respectively. Finally, no matter what the largest tax credit is, on average, the EITC program will encourage about 59% of non-working family to work.

Keywords: earned income tax credit, labor supply, manpower utilization survey, survey of family income and expenditure

JEL classification: H20, H24, J22

臺灣大學學術期刊資料庫