DOI: 10.6277/TER.202006_48(2).0002

台灣已婚婦女勞動供給之實證研究 — 動態非線性追蹤資料模型之應用

曾中信・張勝凱*

本文參考 Hyslop (1999) 的計量方法, 在非線性追蹤資料模型中加入一階狀態相依 (first-order state dependence)、誤差項一階自我迴歸 (first-order autoregression) 等動態結構, 探討已婚婦女勞動參與具有持續性的現象。研究資料採用華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics, 簡稱 PSFD) 民國 93–96 年的主樣本資料。研究結果發現, 年齡與教育年數的影響皆符合一般理論預期; 勞動參與具有顯著正向的一階狀態相依, 以及負向的誤差項一階自我迴歸; 小孩個數對婦女勞動供給在靜態模型中具有顯著的內生性。然而, 在動態模型中, 此外生性假設的檢定並不顯著。此外, 丈夫薪資所得無論在靜態或動態模型中皆具有顯著的內生關係。

關鍵詞: 追蹤資料模型, probit 模型, Tobit 模型, 狀態相依
JEL 分類代號: C23, C24, C25, J21

1 前言

近五十年來, 國內的社會經濟結構有著急遽的改變, 經濟社會由農業轉型爲以工業、服務業爲主的生產結構。家庭內部分工也逐漸從傳統「女主內、

*作者分別爲國立台灣大學經濟學系博士與國立台灣大學經濟學系教授, 國立台灣大學計量理論與應用研究中心特約研究員。張勝凱爲通訊作者 (Email: schang@ntu.edu.tw)。作者感謝由中華經濟研究院提供的研究補助。我們也感謝特刊主編及兩位匿名評審的寶貴意見。此外, 作者亦感謝由科技部與教育部所提供的計畫經費補助 (計畫編號: MOST 105-2410-H-002-007-MY2; MOST 107-3017-F-002-004; NTU-107L900201)。文中若有任何疏誤, 當屬作者之責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 48:2 (2020), 187–220。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

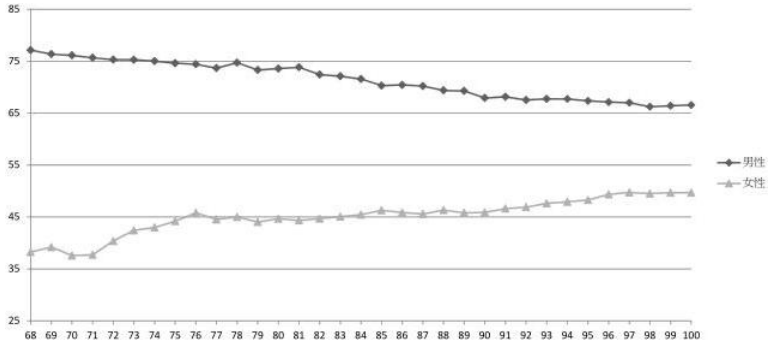


圖 1: 人力運用調查–歷年男性與女性勞動參與率

男主外」爲主的模式轉變爲雙薪家庭, 這意味著勞動市場中勞動供給者的組成結構已今非昔比。圖 1 主計總處每年公布的人力運用調查資料顯示, 近三十年來, 台灣男性的勞動參與率有逐漸下降的趨勢, 從民國 68 年的 77.11% 下降至民國 100 年的 66.56%, 相反的, 女性勞動的參與率逐漸上升, 從民國 68 年的 38.23%上升至民國 100 年的 49.64%, 儘管勞動參與率的差異逐漸縮小, 但目前仍然有 16.92%的差異。

女性在社會中扮演家庭孕育功能的核心角色。在傳統社會中, 已婚婦女除了生育外, 尚得負擔多數的家務勞動, 也因此缺乏時間與心力外出就業。然而即使是現今社會中, 女性的自主意識逐漸抬頭, 家庭的經濟重心也不再由男性一手獨攬, 女性的勞動參與率仍然只有大約 50%。圖 2 爲婦女婚育與就業調查中所公佈的資料。女性因結婚或生育而離職的比率近十年來明顯上升。這樣的趨勢應當是伴隨單身女性就業率提高而來。在我們的普遍認知中, 女性的勞動決策相較男性爲複雜, 所考量的變數也與男性有所差異。文獻上發現台灣女性的就業狀況與婚姻、生育等家庭因素有很大的關係, 就業中的女性通常因爲婚姻或生育而離開勞動市場 (簡文吟與薛承泰, 1996), 其中部分離職的女性可能在子女年齡增長後重返勞動市場 (簡文吟, 2004)。

由於女性勞動參與率較低, 且可能因家庭因素退出或重返勞動市場。使得進行已婚婦女勞動供給實證研究時, 估計方式相較於男性爲複雜。因爲資料中大量觀測點的勞動供給爲角解 (corner solution), 無法觀測其薪資。

臺灣大學學術期刊資料庫

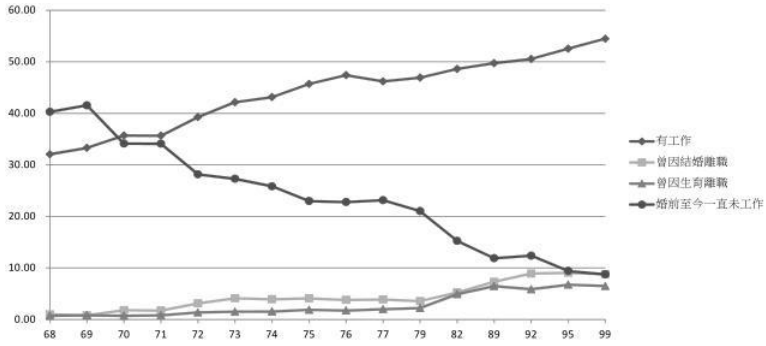


圖 2: 婦女婚育與就業調查–歷年就業與離職原因之比例

若於估計時必須加入工資變數而將其刪除, 則會產生樣本選擇偏誤 (sample selection bias)。若不處理上述角解與樣本選擇偏誤等問題, 直接以線性模型進行估計, 在參數估計上將不具有一致性。在過往台灣已婚婦女勞動的研究中, 已有部分文獻提出樣本選擇偏誤可能造成的影響。黃台心 (2000) 以1979–1994人力運用調查資料建構準追蹤資料進行分析,[1] 並使用 Heckman 兩階段法進行樣本選擇偏誤的修正。文中發現刪除兩階段法中第一階段之 inverse Mills' ratio 直接進行估計的結果並不理想, 尤其休閒與工資的關係不符合理論預期。作者認爲樣本選擇偏誤情形嚴重, 在估計時無法將其忽略。

莊慧玲與林世昌 (2006) 分別透過1990、1993、2000、2003年的「人力資源調查」與「婦女婚育與就業調查」兩組資料庫進行估計。[2] 他們分別將 Heckman 兩階段法與1970早期以前實證研究所使用的第一代計量模型比較後發現, 不同資料的估計結果並無明顯的差異。然而, 使用不同計量方法卻有截然不同的估計結果, 其中工資對勞動供給的影響在正負符號上相反。[3] 作者認爲在已婚婦女就業率未達50%的情況下, 勞動供給應尚未達後彎階段, 以兩階段法進行的估計較爲可信, 也較符合國內外實證文獻的結果。另外, 作者中也發現, 一般文獻在使用設算工作經驗當作解釋變數時,[4]

[1] 樣本爲1979年15–59歲的已婚婦女, 其中未滿15歲者在年滿15歲後加入樣本。

[2] 樣本爲15–64歲的已婚婦女。

[3] 文中第一代計量模型的估計爲負, 樣本選擇偏誤修正後的模型估計爲正。

[4] 文章中定義的設算工作經驗 = 年齡 − 教育年數 −6。

臺灣大學學術期刊資料庫

會出現線性重合問題。婦女容易因婚姻或家庭而中斷工作, 使設算工作經驗與實際工作經驗出現落差。在比較實際工作經驗做爲解釋變數的估計後發現, 使用實際工作經驗的結果較爲可靠。

在已婚婦女勞動的調查資料中, 持續的參與或不參與勞動一直是個普遍的現象。換句話說, 如果我們能從資料中觀察到已婚婦女勞動參與的一段序列, 則有大量的樣本會呈現每期皆工作或是每期皆不工作。在經濟理論模型中, 可透過上一期參與勞動將改變當期偏好的方式進行解釋。此外, 亦有理論是透過搜尋模型 (search model) 解釋, 即上一期參與勞動將降低當期勞動搜尋的成本, 使得當期參與勞動的可能性也較高。

上一期勞動參與影響當期勞動參與的現象在文獻上稱爲狀態相依 (state dependence)。Heckman (1978), Heckman (1981a), and Heckman (1981b) 提出區分確實狀態相依 (true state dependence) 和虛假狀態相依 (spurious state dependence) 的概念。虛假狀態相依是指個體具有無法被觀測的異質性, 例如無法被觀測到的語言能力、工作能力等。這些異質性使得個體參與勞動的機率提高。若將上一期的勞動參與納入解釋變數進行估計, 則上一期的勞動參與將成爲無法被觀測之個體異質性的代理變數 (proxy variable), 因此產生上一期參與勞動者當期參與勞動機率較高的現象。相較於虛假狀態相依, 確實狀態相依則是確切因爲上一期參與勞動, 改變了個體偏好或搜尋成本所造成。

辨別勞動參與的持續性來自確實狀態相依或是虛假狀態相依是文獻中相當重要的議題, 因爲這兩種不同的狀態相依對於勞動政策的影響有很大的區別。若勞動參與的持續性存在確實狀態相依, 則政府刺激就業的政策效果將透過確實狀態相依持續至長期。反之, 若勞動參與的持續性來自虛假狀態相依, 則政府的政策除非能夠影響無法被觀測之個體異質性, 否則該政策的效果會在政策終止後失效, 無法將刺激就業的效果向後延續。

在國外動態勞動供給的實證研究中, Hyslop (1999) 以線性機率模型 (linear probability model, 簡稱 LPM) 與 probit 模型對美國 Panel Study of Income Dynamics (PSID) 從 1979 到 1985 年的追蹤資料進行分析,[5] 研究已婚婦女勞動參與、生育決策與非勞動所得之間的內生性。[6] 文中除了靜態

[5] 樣本爲 1980 年 18–60 歲的已婚婦女。

[6] 文中以丈夫的薪資所得當作已婚婦女非勞動所得的代理變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

probit 模型外, 分別估計了一階狀態相依 (first-order state dependence, 簡稱 SD(1)) 的動態線性機率模型與動態 probit 模型。作者以 Chamberlain (1984) 的方法設定相關隨機效果 (correlated random effects), 控制個體異質性對勞動參與的影響。除此之外, 作者也加入誤差項一階自我迴歸 (first-order autoregressive, 簡稱 AR(1)) 的假設, 藉此控制個體異質性無法被相關隨機效果所捕捉到的影響。作者發現已婚婦女的勞動參與, 具有顯著的一階確實狀態相依。在誤差項爲 AR(1) 的動態模型中, 亦發現誤差項有顯著的負向自我迴歸。這表示在誤差項不是自我迴歸的估計中, 有虛假狀態相依的情形存在。由不同計量模型所預測的勞動參與序列中, 動態線性機率模型的配適能力相當不理想, 預測結果與實際資料差異極大, 動態 probit 模型的預測與實際資料吻合。另一方面, 作者也發現小孩個數對已婚婦女勞動參與影響爲外生的假設, 在靜態模型下能夠顯著地拒絕, 然而在動態模型下卻無足夠證據拒絕此假設, 說明過往靜態模型中, 生育變數對已婚婦女勞動產生的內生性問題, 在動態模型中可能並不存在。

Chang (2011) 以 Cragg (1971) 提出的 two-tiered Tobit 模型對美國 PSID 從 1984 到 1992 年的追蹤資料進行分析,[7] 研究已婚婦女的年齡、教育、種族、生育決策、丈夫薪資所得對勞動參與決策以及勞動投入時間的影響。文中透過 GHK (Geweke-Hajivassiliou-Keane) 模擬的方式, 極大化模擬出的概似函數進行參數的估計。爲控制個體特質性與解釋變數內生的估計問題, 亦加入相關隨機效果的設定。不同於 Hyslop (1999), 作者爲避免增加太多需要估計的參數, 改以 Mundlak (1978) 的方法設定相關隨機效果。文中除了靜態的 Tobit 模型與 two-tiered Tobit 模型外, 亦估計 SD(1) 以及誤差項爲 AR(1) 的動態模型。文中發現已婚婦女前一期的勞動供給決策, 都對當期的決策有顯著的影響。生育決策與對勞動供給之間的關係爲外生的假設, 無論是在靜態模型或動態模型下, 皆可被顯著的拒絕。丈夫的薪資所得在此模型估計下亦存在內生關係。在靜態 two-tiered Tobit 模型且爲相關隨機效果的模型下, 教育對勞動參與有顯著的正影響, 然而對於勞動投入時間卻無顯著影響; 黑人女性與年長女性在給定參與勞動的情形下投入較多的勞動時間, 而種族與年齡卻對勞動參與與否的決策無顯

[7] 樣本爲 1985 年 19–60 歲的已婚婦女, 且 1984 到 1992 年 9 年的婚姻狀態未中斷。

臺灣大學學術期刊資料庫

著影響; 丈夫的薪資所得、5歲以下的幼齡小孩對勞動參與以及給定參與下的勞動投入時間, 都有顯著的負影響; 6到13歲的小孩對勞動參與與否有正影響, 但卻對勞動投入時間有負影響。儘管如此, 相關隨機效果設定下的動態 two-tiered Tobit 模型顯示, 教育對勞動參與以及勞動投入時間, 都有顯著的正影響, 其他變數的估計結果與靜態模型相近。

台灣目前並無探討已婚婦女勞動參與持續性與狀態相依的研究, 本文是第一篇嘗試使用動態模型估計, 探討已婚婦女勞動供給跨期之間的關係。透過不同計量模型的設定控制無法被觀測到的個體異質性可能造成的問題, 藉此分析我國已婚婦女勞動的持續性是否來自狀態相依。其中特別將非線性的 probit 與 Tobit 模型做爲估計上的重心, 以避免線性模型無法處理的勞動供給角解問題, 並透過個體異質性的設定, 檢定小孩個數與丈夫薪資所得, 對已婚婦女勞動爲外生關係的假設。我們的結果顯示台灣已婚婦女勞動參與具有顯著正向的一階狀態相依, 以及負向的誤差項一階自我迴歸; 小孩個數對婦女勞動供給在靜態模型中具有顯著的內生性。然而, 在動態模型中, 小孩個數與已婚婦女勞動具有外生性的檢定並不顯著。此外, 丈夫薪資所得無論在靜態或動態模型中皆具有顯著的內生關係。

本文具有兩項主要的貢獻。首先, 我們是首篇以動態計量模型分析台灣已婚婦女勞動的文章。由於在實證方法上受到資料的限制, 我國目前的實證研究仍以分析橫截面資料爲主。橫截面資料並無法用以分析已婚婦女勞動供給的動態行爲, 特別是解釋資料中已婚婦女勞動參與具有持續性的現象。另一方面, 在國外的文獻中發現, 無法被觀測到的個體異質性會影響計量模型的估計結果。在估計橫截面資料的計量模型中, 無法被觀測到的個體異質性會產生遺漏變數 (omitted variable) 的問題, 導致係數的估計出現偏誤以及不一致等現象。此外, 部分的國外文獻也提到, 勞動供給與小孩個數、丈夫所得之間可能存在內生關係。然而, 橫截面資料模型亦無法在這個議題上有所著墨。

我們的另一項貢獻是確切指出台灣已婚婦女勞動參與持續性具有狀態相依的特性, 這說明政府對於已婚婦女的勞動政策效果將可延續至長期, 並不會在政策終止後立即失效。已婚婦女勞動參與狀態相依的存在並非普遍現象, 可能根據不同的國家的文化與社會結構有所差異。在近期的研

臺灣大學學術期刊資料庫

究中, Del Boca and Sauer (2009) 使用 European Community Household Panel (ECHP) 資料研究義大利、西班牙與法國已婚婦女的勞動參與情形, 並發現這三個國家的就業持續性一致地來自確實狀態相依。Cai (2018a) and Cai (2018b) 發現澳洲的已婚婦女的勞動受到個體異質性的影響, 在控制可觀察與不可觀察的個體異質性後, 已婚婦女的勞動仍具有持續性, 即澳洲的已婚婦女的勞動具有確實狀態相依。然而, Okamura and Islam (2011) 以日本的資料進行估計, 發現日本已婚婦女的勞動持續性並不存在狀態相依。他們也發現外生衝擊的延續才是影響日本已婚婦女的勞動決策的主要原因。該文認爲日本政府提就業性別平等這類的政策將不具有長期的效果。由於亞洲國家仍相當缺乏這方面的研究, 目前僅日本有相關的文獻刊載, 且研究的結果也與歐美國家的結論有很大的差異, 本文的研究恰可彌補這部分的不足。本文將於第 2 節提出實證研究估計之計量方法, 在第 3 節說明資料來源與處理方法, 在第 4 節說明估計與檢定結果, 最後於第 5 節提出結論。

2 實證方法

2.1 實證模型設定

近年由於動態理論模型長足的發展, 動態理論模型的實證研究成爲趨勢。一般的橫截面資料 (cross-sectional data) 並無法應用在這類模型的實證研究上, 必須仰賴同時記錄橫截面與時間序列資料的追蹤資料 (panel data)。Arellano and Honoré (2001) 將早期討論追蹤資料估計方法的文章分成三大類。第一類是將無法觀測且不隨時間改變之個體異質性 (unobserved time-invariant heterogeneity) 設定爲固定效果 (fixed effects) 進行討論的文章; 第二類的文獻則是對變異數採取較爲寬鬆的假設, 著重在隨機效果 (random effects) 的討論; 第三類文獻是探討模型存在自我迴歸 (autoregression) 的計量方法。

對於個體異質性進行假設, 是估計追蹤資料的模型中, 必然得面對的課題。在固定效果的假設下, 線性模型在處理上有相當的便利性。可透過一階差分 (first-order difference) 或去平均化 (demeaning) 的調整後再做估計。然而如 probit、logit 和 Tobit 等非線性模型, 並無法透過上述的方式

臺灣大學學術期刊資料庫

消除個體異質性。雖然在追蹤資料的期數趨近無窮期的條件下, 最大概似法仍可求得具有一致性的估計式, 但在一般以個體經濟學爲實證主題的研究中, 追蹤資料的期數往往很小, 且遠小於個體觀測數。以固定效果爲假設的估計將會出現 incidental-parameter problem。[8] Hsiao (2003) 中提出一個兩期的 logit 模型, 並證明引入固定效果假設的個體異質性後, 將造成係數估計的不一致性。儘管如此, 根據 Neyman and Scott (1948) 的準則, 固定效果假設下的 logit 模型可透過條件最大概似法 (conditional maximum likelihood method) 求得具有一致性的估計式。[9] 另外, Honoré (1992) 則是以 trimmed least-absolute-deviation 和 trimmed least-squares 一致性地估計固定效果假設下的 Tobit 模型。不過 probit 模型依然缺乏固定效果假設下求得一致性估計式的方法。部分文獻透過蒙地卡羅法對固定效果假設下的 probit 模型進行模擬, 討論固定效果對於 probit 模型估計的影響, 如 Heckman (1981c)。

個體異質性在隨機效果的假設下, 需加入個體異質性與解釋變數爲外生的假設, 才可求得具有一致性的估計式。這樣嚴格的假設在一般的情況下, 往往無法成立。文獻上爲控制隨機效果下個體異質性與解釋變數相關的估計問題, 採用相關隨機效果 (correlated random effects) 的方式進行處理, 將個體異質性設定爲解釋變數的線性函數後進行估計。Mundlak (1978) 將個體異質性設定爲解釋變數平均數的線性函數, 而 Chamberlain (1980) and Chamberlain (1984) 則是設定爲所有時期解釋變數的線性函數, 後者的缺點是在估計期數較長的追蹤資料時, 要加入較多的待估係數而增加電腦運算時間。

我們將被解釋變數 y_{it} 的資料型態區分爲兩種形式。一種是代表勞動參與的屬質變數, 另一種則是婦女每週的勞動時間 (單位爲小時)。假設

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \tag{1}$$

式中 $\varepsilon_{it} = c_i + e_{it}$ 是模型中的合成誤差項 (composite errors), c_i 爲無法觀測且不隨時間改變的個體異質性, e_{it} 爲特質誤差項 (idiosyncratic errors),

[8] 由 Neyman and Scott (1948) 提出。

[9] 可參考 Hsiao (2003) 第 194 頁。

臺灣大學學術期刊資料庫

符合以下假設:

$$E\left(e_{it}|x_{i1}, x_{i2}, \cdots, x_{iT}, c_i\right) = 0, \quad \forall t = 1, 2, \cdots, T。 \tag{2}$$

若我們將個體異質性視爲隨機效果, 則必須對 c_i 的分配採取以下嚴格的假設:

$$c_i|\mathbf{x}_i \sim N\left(0, \sigma_c^2\right), \tag{3}$$

(3) 式隱含 $\mathbf{x}_i$ 與 c_i 彼此獨立。然而隨機效果在解釋變數與個體異質性彼此獨立的假設過於嚴格, 往往在使用隨機效果假設估計時, 會因爲違反獨立的假設而造成模型設定錯誤 (misspecification error)。爲放寬 (3) 的假設, 可採取相關隨機效果的設定。Chamberlain (1984) 將個體異質性 c_i 做以下假設:

$$c_i = \theta_0 + \theta_1 x_{i1} + \cdots + \theta_T x_{iT} + \eta_i, \tag{4}$$

上式即是把個體異質性假設爲所有時期解釋變數之間的線性組合, 其中 η_i 符合以下假設且與 e_{it} 獨立:

$$\eta_i|\mathbf{x}_i \sim N\left(0, \sigma_\eta^2\right)。 \tag{5}$$

假設模型中有 K 個解釋變數與 c_i 相關, (4) 式的設定將會增加 $K \times T$ 個待估計的參數, 進而增加電腦運算的時間。本文的相關隨機效果採取 Mundlak (1978) 的設定,

$$c_i = \theta_0 + \bar{\mathbf{x}}_i\theta + \eta_i。 \tag{6}$$

其中 $\bar{\mathbf{x}}_i = 1/T \sum_{t=1}^{T} x_{it}$, 且 η_i 符合 (5)。上式的設定只需增加估計 K 個參數。

2.2 動態結構

由於已婚婦女的勞動參與具有持續性的現象, 勞動參與集中分佈在持續工作與持續不工作的兩種極端狀況。爲解釋勞動參與具有持續性的現象, 我們必須在模型中加入動態結構進行分析。上一期的被解釋變數若對當期的被解釋變數具有影響, 稱作一階狀態相依, 我們以 SD(1) 代表有這類性質的模型。在 probit 模型的架構下, 模型設定如下:

臺灣大學學術期刊資料庫

$$y_{it}^{*} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\beta + c_i + e_{it}, \quad \forall t = 2, \cdots, T, \tag{7}$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1, \text{ if } y_{it}^{*} > 0, \\ 0, \text{ otherwise}。 \end{cases} \tag{8}$$

若我們進一步加入 (6) 式中相關隨機效果的設定, 將 (7) 表示爲:

$$y_{it}^{*} = \theta_0 + \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\beta + \bar{\mathbf{x}}_i\theta + \eta_i + e_{it}, \quad \forall t = 2, \cdots, T。 \tag{9}$$

在上式中, 對任意時間 t, η_i 與 e_{it} 獨立且符合 (5) 的常態假設。此外假設誤差項 e_{it} 爲序列獨立 (serially independent), 且對任意時間 t, $e_{it} \sim N(0, 1)$。

爲了解決起始值 y_{i1} 的問題, 我們採用 Heckman (1981c) 對起始條件的設定, 以第一期解釋變數的線性組合做爲近似, 並且容許起始值的誤差項與之後的誤差項相關:

$$y_{i1}^{*} = \mathbf{z}_{i1}\omega + \epsilon_{i1}, \tag{10}$$

其中 $\mathbf{z}_{i1}$ 爲所有期初的解釋變數, ϵ_{i1} 與 η_i 相關但與任意 $t > 1$ 之 e_{it} 獨立。除此之外, 我們假設 $\epsilon_{i1} = \rho\eta_i + e_{i1}$。對任意個體 i, 給定 $\mathbf{x}_i$ 與 η_i 下, 觀察到 y_{it} 序列的聯合機率爲:

$$\Phi\left[(\mathbf{z}_{i1}\omega + \rho\eta_i)\,(2y_{i1} - 1)\right] \prod_{t=2}^{T} \Phi\left[\left(\theta_0 + \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\beta + \bar{\mathbf{x}}_i\theta + \eta_i\right)(2y_{it} - 1)\right]。 \tag{11}$$

根據 (5) 中 η_i 的假設, 當樣本有 N 個隨機抽樣的觀測者時, 對數概似函數爲:

$$\sum_{i=1}^{N} \log \left\{ \Phi\left[\left(\frac{\mathbf{z}_{i1}\omega}{\sqrt{1 + \rho^2\sigma_\eta^2}}\right)(2y_{i1} - 1)\right] \prod_{t=2}^{T} \Phi\left[\left(\frac{\theta_0 + \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\beta + \bar{\mathbf{x}}_i\theta}{\sqrt{1 + \sigma_\eta^2}}\right)(2y_{it} - 1)\right]\right\}。 \tag{12}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

2.3 誤差項自我迴歸

以 (7) 與 (10) 爲基礎, 則每期的合成誤差項分別爲:

$$u_{i1} = \rho\eta_i + e_{i1},$$
$$u_{it} = \eta_i + e_{it}, \quad \forall t = 2, \cdots, T。$$

若我們進一步加入誤差項爲 AR(1) 的假設:

$$e_{it} = \zeta e_{i,t-1} + \nu_{it}, \tag{13}$$
$$|\zeta| < 1。$$

並定義 Σ 爲 $u_i = (u_{i1}, \cdots, u_{iT})$ 的變異數共變數矩陣, 則

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \rho^2\sigma_\eta^2 + 1 & \rho\sigma_\eta^2 + \zeta & \cdots & \cdots & \rho\sigma_\eta^2 + \zeta^{T-1} \\ \rho\sigma_\eta^2 + \zeta & \sigma_\eta^2 + 1 & \cdots & \cdots & \vdots \\ \rho\sigma_\eta^2 + \zeta^2 & \sigma_\eta^2 + \zeta & \sigma_\eta^2 + 1 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho\sigma_\eta^2 + \zeta^{T-1} & \sigma_\eta^2 + \zeta^{T-2} & \sigma_\eta^2 + \zeta^{T-3} & \cdots & \sigma_\eta^2 + 1 \end{bmatrix}。 \tag{14}$$

Σ 可透過 Cholesky 分解爲 $\Sigma = AA'$, 其中 A 爲下三角矩陣, 且其第 i 行第 j 列的元素爲 a_{ij}。由於 u_i 是多元常態分配, 我們可將 u_i 改寫爲 $u_i = A\lambda_i$, 其中 $\lambda_i = (\lambda_{i1}, \cdots, \lambda_{iT})'$ 且 $\lambda_i \sim N(0, I)$。

透過上述的分解, 我們可以將 (7) 和 (10) 式改寫成:

$$y_{i1}^* = \mathbf{z}_{i1}\omega + a_{11}\lambda_{i1},$$
$$y_{it}^* = \theta_0 + \gamma y_{i,t-1} + \bar{\mathbf{x}}_{it}\beta + \bar{\mathbf{x}}_i\theta + \sum_{s=1}^{t} a_{ts}\lambda_{is}, \quad \forall t = 2, \cdots, T。$$

因此對任意個體 i, 給定 $\mathbf{x}_i$ 下觀測到 y_{it} 序列的聯合機率爲:

$$\Phi\left(\Gamma_{i1}\left[2y_{i1} - 1\right]\right) \int_{l_{i1}}^{h_{i1}} \Phi\left(\Gamma_{i2}\left[2y_{i2} - 1\right]\right) \phi\left(\lambda_{i1}\right) d\lambda_{i1} \times$$
$$\int_{l_{i1}}^{h_{i1}} \int_{l_{i2}}^{h_{i2}} \Phi\left(\Gamma_{i3}\left[2y_{i3} - 1\right]\right) \phi\left(\lambda_{i2}\right) \phi\left(\lambda_{i1}\right) d\lambda_{i2} d\lambda_{i1} \times \cdots\cdots。 \tag{15}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

上式中

$$\Gamma_{i1} = \frac{\mathbf{z}_{i1}\omega}{a_{11}},$$
$$\Gamma_{it} = \frac{\theta_0 + \gamma y_{i,t-1} + \bar{\mathbf{x}}_{it}\beta + \bar{\mathbf{x}}_i\theta + \sum_{s=1}^{t-1} a_{ts}\lambda_{is}}{a_{tt}}, \quad \forall t = 2, \cdots, T。$$
$$(l_{it}, h_{it}) = \begin{cases} (-\Gamma_{it}, \infty), & \text{if} \quad y_{it} = 1 \\ (-\infty, -\Gamma_{it}), & \text{if} \quad y_{it} = 0 \end{cases}, \quad \forall t = 1, \cdots, T。$$

(15) 式中的 λ_{it} 爲截斷常態隨機變數, 我們可透過下式的抽樣進行模擬:

$$\lambda_{i1}^r = \Phi^{-1}\left[\left(1 - \xi_{i1}^r\right)\Phi\left(l_{i1}\right) + \xi_{i1}^r\Phi\left(h_{i1}\right)\right],$$
$$\lambda_{it}^r = \Phi^{-1}\left[\left(1 - \xi_{it}^r\right)\Phi\left(l_{it}^r\right) + \xi_{it}^r\Phi\left(h_{it}^r\right)\right], \quad \forall t = 2, \cdots, T。$$

式中 $\xi_{it}^r \sim U(0, 1), \forall t$。由此我們可以導出模擬的概似函數爲:

$$\prod_{i=1}^{N}\left\{\frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R}\Phi\left[\Gamma_{i1}\left(2y_{i1} - 1\right)\right]\prod_{t=2}^{T}\Phi\left[\Gamma_{it}^r\left(2y_{it} - 1\right)\right]\right\}。 \tag{16}$$

藉由極大化 (16) 式, 我們可以求得具有一致性的 MSL 估計式。

由於誤差項加入 AR(1) 後的模型在電腦運算上較爲複雜且費時, 文獻上常改以模擬的方式進行。本文採用 maximum simulated likelihood (MSL) 並透過 GHK 模擬的方法來估計。

3 實證資料

3.1 資料來源與處理

本文使用中央研究院學術調查研究資料庫 (Survey Research Data Archive) 的華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics, 簡稱 PSFD) 進行實證分析。PSFD 是以家庭爲單位的面訪追蹤資料庫, 於民國 87 年建立, 並在民國 88 年開始第一年的抽樣調查。當年度面訪的對象爲全台灣出生於民國 42–53 年隨機抽樣的 999 個樣本點, 並在隔年增加出生於民國 24–43 年 1960 個樣本點以及前述兩組樣本 16–22 歲子女樣本。

臺灣大學學術期刊資料庫

PSFD 資料庫中所訪問的變項相當廣泛。以已婚者爲例, 除了本人與配偶、子女之個人資訊, 如性別、出生年、教育程度、居住地等, 尚有本人與配偶的工作、薪資等社會變項。另外, 尚有以及生活習慣, 如父母及子女之相處模式、吸菸習慣等問題的追蹤。然而此資料庫的缺點是部分變項並未持續追蹤, 且每年釋出資料的變項命名不同。屬質變項之數字所代表的意義、問卷編號的編碼都有可能因爲資料年度不同而有所差異,[10] 因此在資料合併與串聯上較難處理。

表 1 爲資料代碼、抽樣對象等資訊。資料型態分爲兩種, 資料代碼開頭字母是 R 者爲主樣本, C 則爲子女樣本。主樣本每年進行追蹤, 而子女樣則是隔年追蹤。羅馬數字爲 I 者是當年度新抽樣的資料, II 則是第一次追蹤, 以此類推。資料庫於民國 92 年新增 1,152 個出生於民國 53–65 年的主樣本點, 並在民國 93 年起將年滿 25 歲的子女樣本納入主樣本。[11] 由於較早釋出的資料調查對象當時年齡已經約 40 歲, 有對特定年齡層過度抽樣的情形, 因此本文的分析主要是使用民國 93–96 年加入較爲年輕的樣本點之後的資料。

由於 PSFD 是以家庭爲單位進行面訪, 因此資料中即便樣本點爲已婚男性, 亦可透過其配偶資料取得已婚婦女的個人資訊。本文所分析的樣本爲民國 93–96 年婚姻狀態未中斷的已婚女性, 且於民國 94 年時年齡介於 21–60 歲, 主要使用代碼爲 CIII2004 的子女樣本資料以及 RIIRVRVI2004、RCI2004、RR2005、RCI2005、RR2006 與 RR2007 這 6 年的主樣本資料。由於教育程度的追蹤期數不長, 因此教育程度是以樣本點進入資料庫的第一年資料, 透過問卷編號串聯, 串聯教育程度所使用到的資料爲代碼 RI1999、RI2000、CI2000、RI2003、RCI2004 與 RCI2005 這 5 筆。

資料處理方式是以民國 96 年釋出資料代碼 RR2007 中的變項名稱以及屬質變數之分類爲準, 將其他年度調整一致。在選取已婚的樣本點後, 將缺乏配偶出生年、小孩出生年等資料者以及資料登錄不合理者刪除。[12] 每年因資料登錄不完整或不合理而刪除的數量並不多, 以民國 96 年爲例, 已婚者中因配偶資訊不完整而被刪除的樣本點只有 9 筆, 因小孩資訊不完整

[10] 如民國 92 年的編碼方式與其他年度不同。

[11] 與當年新抽樣之樣本一起納入代碼開頭爲 RC 之資料中。

[12] 如刪除每週勞動時數超過 120 小時者。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: PSFD 釋出資料說明

	代碼	抽樣與追蹤對象	樣本數
民國 88 年	RI1999	民國 42–53 年出生者	999
民國 89 年	RI2000	民國 24–43 年出生者	1,959
	RII2000	RI1999 樣本第 1 次追蹤	802
	CI2000[a]	RI1999 與 RI2000 子女[b]	1,379
民國 90 年	RII2001	RI2000 樣本第 1 次追蹤	1,730
	RIII2001	RI1999 樣本第 2 次追蹤	726
民國 91 年	RIII&RIV2002	RI2000 樣本第 2 次追蹤	
		RI1999 樣本第 3 次追蹤	共 2,424
	CII2002	CI2000 樣本第 1 次追蹤	1,382
民國 92 年	RI2003	民國 53–65 年出生者	1,152
	RIV&RV2003	RI2000 樣本第 3 次追蹤	
		RI1999 樣本第 4 次追蹤	共 2,317
民國 93 年	RCI2004	主樣本民國 65–68 出生子女[c]	298
	RIIRVRVI2004	RI2003 樣本第 1 次追蹤	
		RI2000 樣本第 4 次追蹤	
		RI1999 樣本第 5 次追蹤	共 3,024
	CIII2004	CI2000 樣本第 2 次追蹤	1,093
民國 94 年	RR2005	主樣本之當年追蹤資料	3,199
	RCI2005	主樣本 1980 年出生之子女	167
民國 95 年	RR2006	主樣本之當年追蹤資料	3,236
	CIV2006	CI2000 樣本第 3 次追蹤	958
民國 96 年	RR2007	主樣本之當年追蹤資料	3,112

註: [a] 此筆資料非隨機抽樣。

[b] 16–22 歲子女。

[c] 表中主樣本意指當年以前 (不含當年) 代碼是 R 或 RC 開頭者, 代碼是 RC 開頭者爲新抽樣資料或子女樣本滿 25 歲後納入追蹤。

而被刪除者有 56 筆。將每年資料個別處理後透過問卷編號合併成追蹤資料, 最後再選取民國 94 年時, 年齡介於 21–60 歲之樣本進行分析, 扣除失去追蹤的樣本點後, 樣本總數爲 1,070 筆。[13]

[13] 以 RR2007 爲例, 全部樣本數雖有 3,112 筆, 但已婚者僅 2,166 筆。刪除登錄不完整或

臺灣大學學術期刊資料庫

3.2 樣本之敘述統計

表2爲樣本資料於民國94年時的敘述統計。除了 PSFD 樣本外, 亦加入當年度主計處人力運用調查資料。另外特別將 PSFD 樣本中4年皆有工作以及4年皆未工作的兩組樣本挑出, 分別計算敘述統計。以本文 PSFD 的樣本來看, 年齡平均而言較當年度人力運用調查資料爲大, 勞動投入的時間也較多, 但並無太大的差異。從勞動的年數分佈來看, 樣本大多集中在4年皆有工作或4年皆未工作, 其中4年皆有工作者更是佔了41.7%。分佈集中的現象與 Hyslop (1999)、Chang (2011) 兩文中 PSID 資料雷同。比較 PSFD 4年皆有工作與4年皆未工作的兩組樣本, 4年皆有工作的樣本平均而言較年輕, 受教育年數較多, 丈夫受教育的年數較多, 丈夫所得也較高。另外, 他們平均而言擁有較多17歲以下的小孩。

圖3與圖4分別爲民國94年 PSFD 與人力運用調查之已婚婦女年齡分佈。組距爲5年, 縱軸爲機率密度。兩種不同資料庫在民國94年時, 已婚婦女40歲以前的年齡分佈接近, 但40歲之後的分佈略有不同。

4 實證模型與估計結果

本文使用縮減式 (reduced form) 迴歸模型進行估計。在靜態條件下, 分別使用線性機率模型 (簡稱 LPM)、probit 與 Tobit 三種模型。線性機率模型的個體異質性假設爲固定效果與隨機效果, 而 probit 和 Tobit 模型則是分別使用隨機效果假設與相關隨機效果的假設。表3爲迴歸式中所使用的被解釋變數與控制變數。

在靜態模型中, 我們將潛在變數方程式設爲:

$$\begin{aligned} Y_{it}^{*} = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{AGE}_{it} + \beta_2 \mathrm{AGE2}_{it} + \beta_3 \mathrm{EDU}_{it} \\ & + \beta_4 \mathrm{HUINC}_{it} + \beta_5 C12_{it} + \beta_6 C35_{it} + \beta_7 C613_{it} \\ & + \beta_8 D94_t + \beta_9 D95_t + \beta_{10} D96_t + c_i + e_{it}。 \end{aligned} \tag{17}$$

因爲線性機率模型操作的便利性, 將直接以去平均化的方式消除個體異質性的影響。probit 和 Tobit 模型則假設爲隨機效果。爲了放寬一般隨機效

不合理之資料後, 年齡過大者又有462筆。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 樣本資料之敘述統計

變數	PSFD 總樣本	民國 94 年人力運用調查[a]	PSFD 樣本 I	PSFD 樣本 II
年齡	45.00	42.68	42.74	48.28
	(9.31)	(8.24)	(8.24)	(9.66)
受教育年數	10.21	10.40	11.49	8.90
	(3.90)	(3.52)	(3.56)	(4.04)
丈夫一年收入 (單位: 百萬元)	0.48	—	0.54	0.43
	(0.42)	—	(0.41)	(0.49)
丈夫受教育年數	10.96	—	11.99	10.01
	(3.88)	—	(3.50)	(4.17)
年滿 0–2 歲小孩個數	0.118	0.098	0.121	0.115
	(0.36)	(0.33)	(0.35)	(0.35)
年滿 3–5 歲小孩個數	0.136	0.177	0.157	0.092
	(0.40)	(0.46)	(0.42)	(0.31)
年滿 6–13 歲小孩個數	0.453	—	0.539	0.351
	(0.78)	—	(0.78)	(0.77)
年滿 14–17 歲小孩個數	0.236	—	0.302	0.122
	(0.53)	—	(0.56)	(0.39)
年滿 18 歲以上小孩個數	1.532	1.238	1.071	2.046
	(1.54)	(1.47)	(1.34)	(1.53)
每週工作小時	29.00	23.92[b]	46.48	0
	(25.84)	(23.35)	(14.48)	
參與勞動的年數分佈				
0	262	24.5%		
1	112	10.5%		
2	108	10.1%		
3	141	13.2%		
4	447	41.7%		
總樣本數	1,070			

註: * 表中括弧內爲樣本標準差, 其他爲樣本平均數, 數字皆經過四捨五入, 樣本 I 爲 PSFD 中 4 年皆有工作的樣本, 樣本 II 爲 4 年皆未工作的樣本。

[a] 亦選取當年 21–60 歲已婚婦女進行計算。

[b] 人力運用調查資料總樣本 134,871 筆, 有工作者 7,184 筆, 有工作者之每週工時平均爲 44.92, 標準差爲 8.96。

臺灣大學學術期刊資料庫

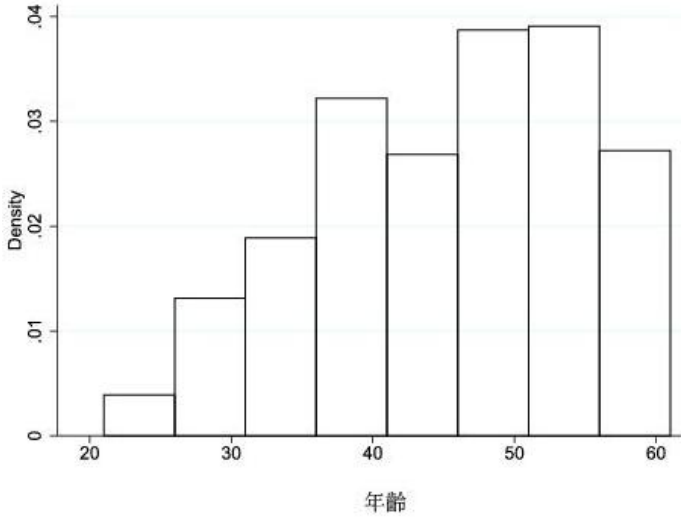


圖 3: PSFD 民國 94 年已婚婦女年齡分佈

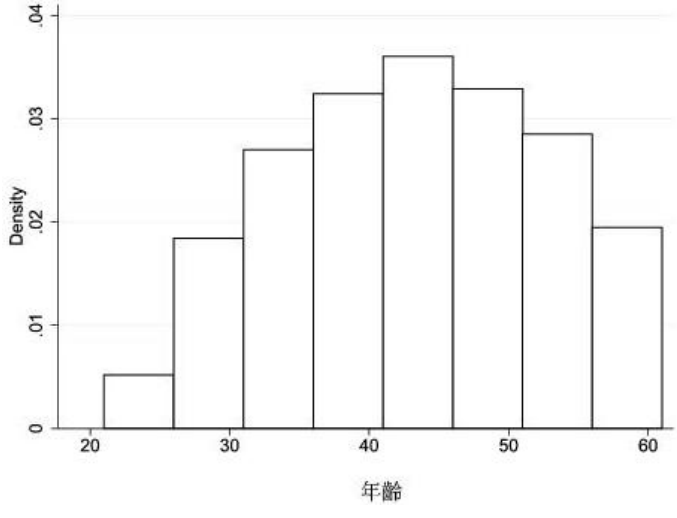


圖 4: 民國 94 年人力運用調查已婚婦女年齡分佈

果較爲嚴格的假設, 進而控制個體異質性與控制變數相關的影響, 故進一步對 c_i 採取以下如 Mundlak (1978) 的設定:

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 變數定義與解釋

變數名稱	敘述	變數使用
Y	虛擬變數, 就業者爲 1	LPM 與 probit 模型之被解釋變數
HOUR	每週工作小時	Tobit 模型之被解釋變數
LY	上一期之虛擬變數 Y	動態 probit 模型之控制變數
AGE	年齡	控制變數
AGE2	年齡平方除以 100	控制變數
EDU	受教育年數	控制變數
HUINC	CPI 調整後之丈夫一年薪資所得 (單位: 百萬元)	控制變數
$C12$	年滿 0–2 歲小孩個數	控制變數
$C35$	年滿 3–5 歲小孩個數	控制變數
$C613$	年滿 6–13 歲小孩個數	控制變數
$D94$	民國 94 年之虛擬變數	控制變數
$D95$	民國 95 年之虛擬變數	控制變數
$D96$	民國 96 年之虛擬變數	控制變數
$\overline{\text{HUINC}}$	所有時期 HUINC 的平均 (單位: 百萬元)	設定 CRE 時的控制變數
$\overline{C12}$	所有時期 C12 的平均	設定 CRE 時的控制變數
$\overline{C35}$	所有時期 C35 的平均	設定 CRE 時的控制變數
$\overline{C613}$	所有時期 C613 的平均	設定 CRE 時的控制變數

$$c_i = \theta_0 + \theta_1 \overline{\text{HUINC}}_i + \theta_2 \overline{C12}_i + \theta_3 \overline{C35}_i + \theta_4 \overline{C613}_i + \eta_i \circ \tag{18}$$

在動態 probit 模型中, 我們將潛在變數方程式設爲:

$$\begin{aligned} Y_{i1}^* &= \omega_0 + \omega_1 \text{AGE}_{i1} + \omega_2 \text{AGE2}_{i1} + \omega_3 \text{EDU}_{i1} \\ &\quad + \omega_4 \text{HUINC}_{i1} + \omega_5 C12_{i1} + \omega_6 C35_{i1} \\ &\quad + \omega_7 C613_{i1} + \rho \eta_i + e_{i1}, \\ Y_{it}^* &= \beta_0 + \gamma Y_{i,t-1} + \beta_1 \text{AGE}_{it} + \beta_2 \text{AGE2}_{it} + \beta_3 \text{EDU}_{it} \end{aligned} \tag{19}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$+ \beta_4 \mathrm{HUINC}_{it} + \beta_5 C12_{it} + \beta_6 C35_{it} + \beta_7 C613_{it}$$
$$+ \beta_8 D95_t + \beta_9 D96_t + c_i + e_{it}, \quad \forall t = 2, 3, 4。 \tag{20}$$

上式爲一個 SD(1) 模型, (19) 式的起始值是依照 Heckman (1981c) 的方法設定。在誤差項尚未加入 AR(1) 假設前, 將分別透過傳統上 Gauss-Hermite quadrature 計算的最大概似法與 GHK 模擬的 MSL 進行估計, 比較不同數值方法對模型估計的影響。最後我們將誤差項加入 (13) 式 AR(1) 的動態結構:

$$e_{it} = \zeta e_{i,t-1} + \nu_{it},$$

並透過 GHK 模擬的 MSL 進行參數估計。

4.1 靜態模型估計結果

從表 4 中靜態模型的估計結果來看, 無論是在線性機率、probit 或 Tobit 模型, 年齡對勞動供給或勞動投入時間皆有顯著且正向的影響。由年齡平方的係數有顯著且負向影響來看, 年齡的影響確實有倒 U 型的現象。受教育年數除了固定效果假設下的線性機率模型無法估計外, 在其他模型皆爲顯著且正向的影響, 說明學歷較高的已婚女性, 參與勞動的機率較高且勞動投入時間也較長。

以不同年齡層的小孩個數來看, 0–2 歲與 3–5 歲的小孩在所有模型中都有顯著的負向影響, 且 0–2 歲小孩對勞動供給的影響較大。在使用相關隨機效果假設的模型中, 0–2 歲與 3–5 歲的小孩在係數上與隨機效果假設模型並沒有明顯的差異, 不過前者 3–5 歲小孩的顯著性較低。值得注意的是, 6–13 歲小孩雖然在隨機效果假設下具有顯著性, 但在固定效果與相關隨機效果等控制個體異質性的假設下, 都不具有顯著性。這說明觀察不到的個體異質性與生育變數相關, 採用隨機效果假設會有遺漏變數的問題。Chang (2011) 文中發現, 若使用 two-tiered Tobit 模型在相關隨機效果假設下估計, 6–13 歲小孩對勞動參與率有正向影響但並不顯著。除此之外, 在給定參與勞動的條件下, 對勞動投入時間有顯著負向影響。本文的估計結果亦有相似之處, 不過在 Tobit 模型的負向影響並不顯著。相較於 0–5 歲小孩需要全天候的照顧, 6–13 歲小孩屬於小學就學階段, 已婚婦女會有

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 靜態模型估計結果

	線性機率模型		Probit 模型		Tobit 模型	
變數	固定效果	隨機效果	隨機效果	CRE	隨機效果	CRE
AGE	0.112***	0.0599***	0.352***	0.351***	5.865***	5.741***
	(0.024)	(0.011)	(0.069)	(0.073)	(1.008)	(1.081)
AGE2	−0.067***	−0.081***	−0.477***	−0.492***	−7.956***	−8.054***
	(0.023)	(0.012)	(0.078)	(0.081)	(1.146)	(1.199)
EDU	—	0.016***	0.114***	0.135***	1.029***	1.324***
	—	(0.004)	(0.023)	(0.025)	(0.341)	(0.368)
HUINC	0.053**	0.0279	0.178	0.321**	1.546	3.176
	(0.023)	(0.020)	(0.124)	(0.147)	(1.689)	(1.934)
$C12$	−0.127***	−0.140***	−0.931***	−0.848***	−12.07***	−10.62***
	(0.029)	(0.025)	(0.165)	(0.197)	(2.146)	(2.454)
$C35$	−0.047*	−0.058***	−0.383***	−0.317*	−5.500***	−4.303*
	(0.028)	(0.022)	(0.141)	(0.181)	(1.859)	(2.291)
$C613$	−0.000156	−0.031**	−0.206**	0.019	−2.815**	−0.517
	(0.021)	(0.014)	(0.090)	(0.131)	(1.225)	(1.662)
$\overline{\text{HUINC}}$	—	—	—	−0.499*	—	−6.616*
	—	—	—	(0.273)	—	(3.949)
$\overline{C12}$	—	—	—	−0.673	—	−10.170
	—	—	—	(0.433)	—	(6.243)
$\overline{C35}$	—	—	—	0.262	—	2.480
	—	—	—	(0.337)	—	(4.730)
$\overline{C613}$	—	—	—	−0.497***	—	−6.036**
	—	—	—	(0.185)	—	(2.528)
log-likelihood	—	—	−1,982.79	−1,976.6727	−13,348.333	−13,343.416

註: [a] 括弧內爲標準誤。線性機率模使用群集標準誤 (clustered standard errors); probit 與 Tobit 模型的變異數與共變數矩陣則是透過訊息矩陣 (information matrix) 的反矩陣求得。$^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

[b] 教育年數不隨時間變動, 因此線性機率模型在固定效果假設下無法估計其係數。另外, 時間虛擬變數則因去平均化後會有完全共線性, 故必須捨棄掉虛擬變數 $D94$。

較多可投入勞動供給的時間。因此, 6–13 歲小孩對於勞動決策的影響, 與較爲幼齡的小孩有所差距。

估計結果與理論預期差異最大的是丈夫薪資所得。丈夫薪資所得做爲非勞動所得的代理變數, 對已婚婦女的勞動供給理應具有負向的所得效果。然而, 我們所有的模型估計都呈現正向影響。不過只有在固定效果假設下的線性機率模型, 以及相關隨機效果假設下的 probit 模型具有顯著性。這個現象與莊慧玲與林世昌 (2006) 文中使用 Heckman 兩階段法估計時, 第一階段 probit 模型的估計的結果是雷同的。該文分別使用民國 89 年的人力運用調查、婦女婚育與就業調查, 兩筆不同的資料進行估計, 在丈夫薪資所得變數上皆得到顯著且正向的係數。然而這樣的結果跟 Hyslop

臺灣大學學術期刊資料庫

(1999) 與 Chang (2011) 使用美國 PSID 資料庫估計的結果不同。在國內其他文獻中, 劉錦添與江錫九 (1997) 使用自行設計的「已婚婦女生活習性」問卷資料, 以 Heckman 兩階段法進行估計, 文中發現丈夫所得對婦女勞動參與爲正向影響但並不顯著。黃芳玫, 翁任嬋, 與黃芳雅 (2009) 透過民國 69–94 年人力運用調查資料進行估計, 在變數的選取上則是使用家人所得, 而非丈夫所得。文中發現家人所得對婦女勞動參與, 爲負向且顯著的影響。此外, 他們亦發現台灣低所得家庭, 雙薪家庭的比率低於中高所得家庭約 10%。丈夫所得變數對已婚婦女勞動參與的實際影響, 尚有待釐清。

從丈夫薪資所得這個變數的估計結果可以發現, 所有隨機效果假設下的估計都不顯著, 而固定效果或相關隨機效果假設下的估計都有一定程度的顯著性。在以往的文獻中發現, 丈夫薪資所得與小孩個數等家庭狀況相關的變數, 對於已婚婦女的勞動參與或勞動投入時間可能存在內生性問題。因此, 個體異質性對於解釋變數的外生性假設是否成立, 將是影響使用隨機效果估計時, 估計係數是否具有一致性的關鍵。我們將在 4.5 小節對這個假設進行檢定。

4.2 動態模型估計結果

動態模型的估計結果如表 5 和表 6 所示, 其中表 6 是在動態 probit 模型中有關起始值的估計。動態線性機率模型則是以 Arellano and Bond (1991) 所提出的方法估計。表 5 有關 probit 模型欄項, 第一欄爲只存在一階狀態相依動態結構的模型, 並透過最大概似法估計的結果; 第二欄則是將第一欄的模型改用 GHK 模擬的方式估計; 第三欄爲同時存在一階狀態相依與誤差項 AR(1) 模型的估計結果, 亦是使用 GHK 模擬進行估計。使用最大概似法估計時, Gauss-Hermite quadrature 使用 24 個點, GHK 模擬的估計則是將重複次數 (replication) 設定在 40 次。

年齡、年齡平方、受教育年數在動態模型的估計結果, 係數正負符號與顯著性上與靜態模型相同。丈夫薪資所得依然呈現顯著且正向的影響。透過相關隨機效果與誤差項 AR(1) 等假設控制個體異質性的影響後, 上期的勞動參與對當期勞動參與仍呈現正向且顯著的影響, 說明已婚婦女勞動具

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 動態模型估計結果

	線性機率模型	Probit 模型		
		SD(1)	SD(1)	SD(1)+AR(1)
變數	Arellano & Bond	ML	MSL	MSL
LY	0.118**	0.539***	0.553***	1.056***
	(0.051)	(0.127)	(0.126)	(0.285)
AGE	0.036**	0.331***	0.327***	0.267***
	(0.017)	(0.077)	(0.075)	(0.072)
AGE2	−0.052	−0.447***	−0.439***	−0.360***
	(0.036)	(0.087)	(0.085)	(0.086)
EDU	—	0.087***	0.086***	0.063***
	—	(0.024)	(0.023)	(0.023)
HUINC	0.080**	0.406**	0.409**	0.374**
	(0.037)	(0.187)	(0.186)	(0.184)
$C12$	−0.091*	−0.594**	−0.575**	−0.451
	(0.046)	(0.278)	(0.276)	(0.275)
$C35$	−0.029	−0.174	−0.161	−0.102
	(0.040)	(0.251)	(0.250)	(0.241)
$C613$	0.024	−0.010	−0.003	−0.006
	(0.032)	(0.180)	(0.180)	(0.172)
	(0.0343)	(0.0874)	(0.0869)	(0.0827)
$\overline{\text{HUINC}}$	—	−0.559**	−0.562**	−0.496**
	—	(0.275)	(0.273)	(0.251)
$\overline{C12}$	—	−0.301	−0.321	−0.264
	—	(0.437)	(0.431)	(0.393)
$\overline{C35}$	—	0.190	0.172	0.160
	—	(0.348)	(0.346)	(0.308)
$\overline{C613}$	—	−0.270	−0.280	−0.212
	—	(0.212)	(0.211)	(0.199)
ζ	—	−0.499*	—	−0.233**
	—	−0.499*	—	(0.106)
log-likelihood	—	−1,958.4349	−1,959.5799	−1,958.7572

註: [a] 括弧內爲標準誤。線性機率模型使用群集標準誤; probit 模型的變異數與共變數矩陣則是透過訊息矩陣的反矩陣求得。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$。

[b] 因處理起始值條件問題, 時間虛擬變數只使用 $D95$ 與 $D96$。

有顯著的一階確實狀態相依。值得注意的是, 生育變數在動態模型下的顯著性有下降的現象, 並且只剩下年滿 0–2 歲的小孩具有顯著性。除此之外, 加入誤差項爲 AR(1) 的假設後, 所有生育變數都不再具有顯著性。由此可知靜態模型中有關生育變數的估計同時受到上期勞動決策與個體異質性

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 起始值估計

變數	SD(1) ML	SD(1) MSL	SD(1)+AR(1) MSL
AGE	0.297***	0.296***	0.283***
	(0.077)	(0.077)	(0.075)
AGE2	−0.396***	−0.395***	−0.378***
	(0.091)	(0.091)	(0.089)
EDU	0.135***	0.135***	0.131***
	(0.025)	(0.025)	(0.025)
HUINC	0.027	0.032	0.020
	(0.173)	(0.173)	(0.170)
$C12$	−0.774***	−0.770***	−0.753***
	(0.219)	(0.218)	(0.215)
$C35$	−0.458**	−0.449**	−0.447**
	(0.198)	(0.198)	(0.194)
$C613$	−0.266**	−0.264**	−0.262**
	(0.105)	(0.105)	(0.103)
CONS	−5.805***	−5.774***	−5.512***
	(1.623)	(1.618)	(1.581)
ρ	0.901***	0.911***	1.118***
	(0.119)	(0.118)	(0.217)

註: 括弧內爲標準誤。起始值估計的變異數與共變數矩陣是透過訊息矩陣的反矩陣求得。$^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

的影響, 若無法控制這些變數, 將使估計產生偏誤。

比較 probit 模型的第一欄與第二欄可發現, 使用傳統的最大概似法與 GHK 模擬兩種方法, 在估計係數的數值、符號與顯著性上並無明顯差異。然而以本文的資料而言, 同樣估計一階狀態相依的 probit 模型, GHK 模擬需要較多的電腦運算時間。另外在誤差項爲 AR(1) 的模型中, ζ 爲顯著的負向, 數值爲 −0.233, 與 Hyslop (1999) 的估計雷同,[14] 說明仍有部分的個體異質性無法藉由相關隨機效果的假設加以控制。在起始值的估計中, ρ 的數值介於 0.901 到 1.118 之間且具顯著性, 因此在進行動態模型的估計時, 起始值問題不可被忽略。

[14] Hyslop (1999) 的結果爲 $\zeta = -0.213$。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 靜態 Tobit 模型平均部分效果

	年齡 = 26		年齡 = 32		年齡 = 38	
	$E(y\|x)$	$E(y\|x, y > 0)$	$E(y\|x)$	$E(y\|x, y > 0)$	$E(y\|x)$	$E(y\|x, y > 0)$
基本模型: EDU = 10, HUINC = 0.48, $C12 = C35 = C613 = 0$						
RE	29.349	41.266	34.908	45.221	36.276	46.208
CRE	31.583	42.818	36.468	46.333	36.968	46.697
與基本模型之差異						
$C12 = 1$ (RE)	−7.927	−5.568	−8.725	−6.182	−8.900	−6.331
$C12 = 1$ (CRE)	−7.312	−5.171	−7.886	−5.646	−7.940	−5.694
$C35 = 1$ (RE)	−3.779	−2.656	−4.127	−2.944	−4.203	−3.013
$C35 = 1$ (CRE)	−3.082	−2.188	−3.304	−2.384	−3.324	−2.404
$C613 = 1$ (RE)	−1.968	−1.385	−2.142	−1.534	−2.180	−1.569
$C613 = 1$ (CRE)	−0.378	−0.270	−0.403	−0.294	−0.407	−0.296
HUINC ↑ 10% (RE)	0.053	0.037	0.057	0.041	0.058	0.042
HUINC ↑ 10% (CRE)	0.112	0.080	0.120	0.087	0.120	0.088

註: 以民國 98 年爲計算年度。

4.3 部分效果

對於線性模型而言, 解釋變數的係數即爲該變數的部分效果 (partial effect), 亦有部分文獻稱之爲邊際效果 (marginal effect)。然而, 在非線性模型中, 解釋變數的係數僅能說明該解釋變數對被解釋變數的影響爲正向或負向, 數值的大小並無實際上的意義。本節計算 Tobit、probit 等模型在四種情形下的部分效果。基本模型中, 解釋變數的數值以樣本平均數代入, 並假設無任何 13 歲以下的小孩。

從表 7 及表 8 中可發現, 在靜態模型中, 無論是勞動參與率或是每週勞動時數, 僅採用隨機效果假設會高估生育變數的部分效果, 低估丈夫所得的部分效果。對於 6 到 13 歲的生育變數, 隨機效果假設下的估計, 無論是參與率或每週勞動時數, 都比相關隨機效果假設下的數值高出許多。然而, 6 到 13 歲的小孩已經開始進入小學就讀, 婦女所需照護時間理應較 3 到 5 歲的小孩大幅縮減, 相關隨機效果假設下的估計較符合預期。另外, 丈夫所得對參與率與每週勞動時數的部分效果都很微小。

對較年輕的婦女而言, 生育變數減少的每週勞動時數較年長的婦女少。不過, 相較於年長的婦女, 年輕的婦女卻會降低較多的勞動參與率。生育變

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 靜態 probit 模型平均部分效果

	年齡 = 26 $P(y = 1\|x)$	年齡 = 32 $P(y = 1\|x)$	年齡 = 38 $P(y = 1\|x)$
基本模型: EDU = 10, HUINC = 0.48, $C12 = C35 = C613 = 0$			
RE	0.854	0.934	0.947
CRE	0.862	0.925	0.930
與基本模型之差異			
$C12 = 1$ (RE)	−0.305	−0.217	−0.194
$C12 = 1$ (CRE)	−0.232	−0.171	−0.165
$C35 = 1$ (RE)	−0.105	−0.065	−0.056
$C35 = 1$ (CRE)	−0.072	−0.048	−0.046
$C613 = 1$ (RE)	−0.052	−0.031	−0.026
$C613 = 1$ (CRE)	0.004	0.002	0.002
HUINC ↑ 10% (RE)	0.002	0.001	0.001
HUINC ↑ 10% (CRE)	0.003	0.002	0.002

註: 以民國 98 年爲計算年度。

數部分效果的差異, 在 26 歲與 32 歲之間相較 32 歲與 38 歲之間來得明顯。這個現象可能的原因是, 年長的婦女無論是職位或薪資所得, 應相較年輕的婦女來的優渥。對年長的婦女而言, 退出勞動市場的機會成本相對較高, 因此減少的勞動參與率較少。

表 9 爲動態 probit 模型之部分效果。加入誤差項爲 AR(1) 的假設後, 上一期未參與勞動的已婚婦女, 相較於有參與者, 本期勞動參與率會減少 25.6%到 35%。其中對於年輕的婦女影響較大。誤差項爲 AR(1) 的模型在生育變數的部分效果, 數值上相對較小。生育變數對勞動參與率的影響, 對上一期參與勞動的婦女而言影響較少。這部分亦可用退出勞動市場的機會成本較高來解釋。此外, 年齡較小的小孩對勞動參與率的影響較大, 6–13 歲小孩在動態模型中, 幾乎對勞動參與沒有影響。丈夫所得的部分效果在動態模型中, 依然相當微小。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 動態 probit 模型平均部分效果

	年齡 = 26 $P(y=1\|x)$	年齡 = 32 $P(y=1\|x)$	年齡 = 38 $P(y=1\|x)$
基本模型: $LY=1$, EDU = 10, HUINC = 0.48, $C12=C35=C613=0$			
SD(1)	0.837	0.918	0.932
SD(1) + AR(1)	0.867	0.926	0.937
與基本模型之差異			
$C12=1$ (SD)	−0.174	−0.121	−0.108
$C12=1$ (SD + AR)	−0.116	−0.081	−0.073
$C35=1$ (SD)	−0.040	−0.026	−0.022
$C35=1$ (SD + AR)	−0.022	−0.015	−0.013
$C613=1$ (SD)	−0.002	−0.001	−0.001
$C613=1$ (SD + AR)	−0.001	−0.0008	−0.0007
HUINC ↑ 10% (SD)	0.004	0.003	0.002
HUINC ↑ 10% (SD + AR)	0.003	0.002	0.002
基本模型: $LY=0$, EDU = 10, HUINC = 0.48, $C12=C35=C613=0$			
SD(1)	0.682	0.811	0.837
SD(1) + AR(1)	0.519	0.650	0.681
與基本模型之差異			
$C12=1$ (SD)	−0.219	−0.186	−0.174
$C12=1$ (SD + AR)	−0.170	−0.170	−0.167
$C35=1$ (SD)	−0.056	−0.044	−0.040
$C35=1$ (SD + AR)	−0.039	−0.037	−0.036
$C613=1$ (SD)	−0.003	−0.003	−0.002
$C613=1$ (SD + AR)	−0.002	−0.002	−0.002
HUINC ↑ 10% (SD)	0.007	0.005	0.004
HUINC ↑ 10% (SD + AR)	0.007	0.006	0.006

註: 以民國 98 年爲計算年度, 模型皆採用 CRE 設定。

4.4 勞動參與序列預測

我們比較樣本中的勞動參與序列觀測數, 以及各模型估計下的觀測數, 以評估不同模型的配適能力。在樣本觀測到的序列大多集中在 4 年皆工作與

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 預測勞動參與序列

序列	樣本觀測數	LPM 隨機效果	Probit 隨機效果	Probit CRE	SD(1) CRE	SD(1) + AR(1) CRE
0000	262	58.07	102.41	105.13	92.18	89.39
1000	33	43.63	29.79	29.57	33.85	41.99
0100	33	53.03	46.00	45.36	46.82	47.15
0010	17	41.59	23.97	23.80	25.07	27.04
0001	29	40.59	22.29	22.18	24.00	27.09
	112	178.84	122.05	120.91	129.74	143.27
1100	35	57.40	36.45	36.23	41.25	47.69
1010	10	45.83	19.94	20.03	22.36	26.76
1001	7	45.74	19.15	19.27	22.64	28.91
0110	14	58.36	33.95	33.82	38.52	39.80
0101	18	58.84	34.54	34.41	40.27	41.31
0011	24	48.59	23.06	22.88	26.40	28.60
	108	314.76	167.09	166.64	191.44	213.07
1110	40	86.07	69.63	69.61	73.40	74.19
1101	28	87.70	71.14	70.49	77.93	79.44
1011	14	71.96	43.55	43.20	47.10	50.89
0111	59	96.93	94.37	94.35	110.38	106.92
	141	342.66	278.69	277.65	308.81	311.44
1111	447	175.67	399.76	399.67	347.83	312.83

4年皆不工作, 此兩序列恰爲最爲極端的序列。

從表10的計算結果來看, 隨機效果假設下的線性模型配適最差, 預測的序列大多爲工作2年與工作3年。隨機效果與相關隨機效果兩種不同設定的模型, 在配適能力上並無明顯的差別。靜態模型的配適能力優於動態模型, 尤其是在工作2年與3年的序列上, 動態模型高估許多。動態模型配適較差的原因, 可能來自於追蹤資料的期數較短, 且第一期資料被用在起始值的估計上。這部分的猜測可在後續研究中, 以蒙地卡羅法進行不同期

臺灣大學學術期刊資料庫

數資料與模型配適能力的模擬。

4.5 外生性假設

隨機效果的估計, 隱含已婚婦女的小孩個數、丈夫薪資所得對勞動參與、勞動投入時間都是外生關係的假設。然而在理論上, 由於已婚婦是家庭中扮演孕育功能的核心角色, 其勞動決策和上述兩變數之間應存在內生的關係, 尤其是在小孩個數上。本小節將對上述的外生性假設進行檢定, 以釐清相關解釋變數是否存在內生性。

外生性假設的檢定必須透過個體異質性爲相關隨機效果的設定進行。由於將個體異質性設定爲解釋變數的線性函數, 依照 (18) 式的設定, 若丈夫薪資所得對勞動參與決策爲外生關係, 則無充足證據拒絕以下的虛無假設:

$$\mathrm{H}_0 : \theta_1 = 0。$$

相對的, 若已婚婦女的勞動參與決策與小孩個數爲外生關係, 則無充足證據拒絕以下虛無假設:

$$\mathrm{H}_0 : \theta_2 = 0; \quad \theta_3 = 0; \quad \theta_4 = 0。$$

以上假設可直接透過 Wald test 進行檢定, 表 11 爲不同計量模型的檢定統計量與 p-value。

在 10%的顯著水準下, 靜態模型的估計結果皆可拒絕小孩個數對勞動參與或勞動投入時間爲外生的假設。儘管如此, 在加入動態結構的模型中, 無論是 SD(1) 或是加入誤差項爲 AR(1), 小孩個數對勞動參與爲外生的假設並無充足證據拒絕。Hyslop (1999) 亦發現靜態的 probit 模型估計結果, 可以顯著的拒絕外生假設, 然而動態 probit 模型則否, 動態結構下的結果與一般理論的預期頗具差異。在 10%的顯著水準下, 各個模型的估計結果皆可拒絕丈夫薪資所得的外生性假設。從加入相關隨機效果假設的檢定結果來看, 在以追蹤資料對已婚婦女勞動進行估計時, 應避免使用單純的隨機效果假設, 因爲個體異質性與解釋變數之間並非完全是外生關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11: 外生性假設之檢定

模型	統計量	p-value
$H_0 : \theta_1 = 0$		
靜態 probit	3.34	0.0675
靜態 Tobit	2.81	0.0938
動態 probit ML: SD(1)	4.13	0.0420
動態 probit MSL: SD(1)	4.24	0.0396
動態 probit MSL: SD(1) + AR(1)	3.88	0.0487
$H_0 : \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$		
靜態 probit	8.89	0.0308
靜態 Tobit	6.89	0.0756
動態 probit ML: SD(1)	2.71	0.4386
動態 probit MSL: SD(1)	2.82	0.4204
動態 probit MSL: SD(1) + AR(1)	2.17	0.5374

5 結論

本文使用台灣 PSFD 追蹤資料進行已婚婦女勞動供給的實證研究, 並利用 probit、Tobit 等非線性模型處理資料中大量已婚婦女勞動供給爲角解而產生的估計問題。爲解釋已婚婦女勞動參與的持續性, 文中亦使用動態計量模型進行估計。在動態模型的設定上, 在原先靜態的 probit 模型中加入一階狀態相依與誤差項一階自我迴歸的動態結構, 並以 Heckman (1981c) 提出的方法處理起始值問題。估計時, 分別使用傳統估計最大概似法使用的 Gauss-Hermite quadrature 以及 GHK 模擬之 MSL 兩種不同的方法。最後則是在個體異質性上做了特定的假設, 以便能對生育決策與丈夫薪資所得對勞動供給的影響爲外生的假設進行檢定。

使用台灣 PSFD 資料估計的結果發現, 無論是靜態或動態模型的估計, 年齡對已婚婦女勞動供給皆呈現顯著的正向且倒 U 型影響; 受教育年數亦有顯著的正向影響力; 生育變數有負向影響, 尤其是年滿 0–2 歲的小孩, 幾乎在所有模型中的影響都是顯著的。不過在同時加入一階狀態相依與誤差項一階自我迴歸的動態模型中, 所有生育變數都不再顯著。值得注意的

臺灣大學學術期刊資料庫

是, 丈夫薪資所得在估計結果中呈現顯著的正向影響。在其它國內的實證文獻中, 亦有類似的發現。由於非勞動所得在理論上對已婚婦女的勞動供給具有所得效果, 應當是負向影響。丈夫薪資所得在本文中做爲已婚婦女非勞動所得的代理變數, 理應具有相同性質。儘管如此, 丈夫所得的正向影響雖然具有顯著性, 但其部分效果無論在靜態或動態估計中都很微小。

藉由動態模型的估計, 我們發現我國的婦女勞動存在顯著且正向的一階確實狀態相依, 說明已婚婦女的勞動參與的持續性會受到上期勞動狀態的影響。政府短期的刺激就業政策若能影響當期已婚婦女的勞動參與決策, 將可藉由狀態相依將政策效果延續至長期。另外, 在誤差項爲一階自我迴歸的模型中, 我們發現誤差項具有顯著且負向的一階自我迴歸, 與 Hyslop (1999) 具有雷同之處。文中最後透過相關隨機效果的設定, 對小孩個數與丈夫薪資所得的外生性假設進行檢定。在靜態模型中, 無論是 probit 模型或是 Tobit 模型, 小孩個數爲外生的假設可被顯著的拒絕。然而在兩種不同動態結構的 probit 模型中, 都沒有足夠的證據拒絕此假設。結果雖然與 Hyslop (1999) 雷同, 但在理論上並無法充分的解釋。除此之外, 丈夫薪資所得無論是在靜態或動態模型, 皆可顯著拒絕外生性假設。

綜觀本文的估計結果, 在已婚婦女勞動供給的實證研究上, 一階狀態相依是必須納入考量的重要因素。在估計時, 必須謹慎處理隨機效果的假設。就本文的結果而言, 無論在靜態或動態模型中, 丈夫薪資所得與個體異質性之間並不具有外生關係。以單純的隨機效果假設進行估計會使估計結果不具一致性。除此之外, 本文的研究僅只使用了部分 PSFD 中所追蹤的變項, 是否存在未考量到的重要變數, 如與長輩同住、是否有其他需要扶養的親屬等影響, 是後續研究可進一步探討的方向。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

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(2), 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(2), 119–172.)

黃台心 (2000), "我國已婚婦女勞動供給的生命循環分析," 《經濟論文叢刊》, 28(1), 1–24。(Huang, Tai-Hsin (2000), "An Empirical Study on Life-cycle Labor Supply of Married Women in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 28(1), 1–24.)

黃芳玫, 翁任嬋, 與黃芳雅 (2009), "女性勞動參與之研究 — 1980–2005," 《臺灣經濟預測與政策》, 39(2), 1–50。(Huang, Fung-Mey, Jen-Chan Weng, and Fung-Yea Huang (1997), "The Analysis of Females' Labor Force Participation in Taiwan: 1980–2005," *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 39(2), 1–50.)

劉錦添與江錫九 (1997), "台灣有偶婦女時間分配型態之實證研究," 《人文及社會科學集刊》, 86(9), 1–29。(Liu, Jin-Tan and Sea-Jeou Jiang (1997), "The Empirical Study of Married Women's Time Allocation in Taiwan," *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 86(9), 1–29.)

簡文吟 (2004), "台灣已婚婦女勞動再參與行爲的變遷," 《人口學刊》, 28, 1–47。(Chien, Wen-Yin (2004), "The Changes of Married Women's Employment Reentry in Taiwan," *Journal of Population Studies*, 28, 1–47.)

簡文吟與薛承泰 (1996), "臺灣地區已婚婦女就業型態及其影響因素," 《人口學刊》, 17, 113–134。(Chien, Wen-Yin and Cherng-Tay Hsueh (1996), "The Employment of Married Women in Taiwan: Its Patterns and Causes," *Journal of Population Studies*, 17, 113–134.)

Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.

Arellano, Manuel and Bo Honoré (2001), "Panel Data Models: Some Recent Developments," *Handbook of Econometrics*, 5, 3229–3296.

Cai, Lixin (2018a), "Dynamic Labour Supply of Married Australian Women," *LABOUR*, 32(3), 427–450.

臺灣大學學術期刊資料庫

Cai, Lixin (2018b), "State Dependence of Labour Force Participation of Married Australian Women: Is There Heterogeneity?" *International Journal of Manpower*, 39(2), 269–282.

Chamberlain, Gary (1980), "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *Review of Economic Studies*, 47(1), 225–238.

——— (1984), "Panel Data," in Zvi Griliches and Michael Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2, Amsterdam: North Holland, 1247–1318.

Chang, Sheng-Kai (2011), "Simulation Estimation of Two-Tiered Dynamic Panel Tobit Models with an Application to the Labor Supply of Married Women," *Journal of Applied Econometrics*, 26(5), 854–871.

Cragg, John G. (1971), "Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods," *Econometrica*, 39(5), 829–844.

Del Boca, Daniela and Robert M. Sauer (2009), "Life Cycle Employment and Fertility Across Institutional Environments," *European Economic Review*, 53(3), 274–292.

Heckman, James J. (1978), "Simple Statistical Models for Discrete Panel Data Developed and Applied to Test the Hypothesis of True State Dependence against the Hypothesis of Spurious State Dependence," *Annales de l'inséé*, 227–269.

——— (1981a), "Heterogeneity and State Dependence," in Sherwin Rosen (ed.), *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press, 91–140.

——— (1981b), "Statistical Models for Discrete Panel Data," in Charles F. Manski and Daniel L. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data and Econometric Applications*, Cambridge: The MIT Press, 114–178.

——— (1981c), "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Condition in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process," *Structural Analysis of Discrete Data and Econometric Applications*, Cambridge: The MIT Press, 179–195.

Honoré, Bo E. (1992), "Trimmed Lad and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects," *Econometrica*, 60(3), 533–565.

Hsiao, Cheng (2003), *Analysis of Panel Data*, 2nd ed., Cambridge: Cambridge University Press.

臺灣大學學術期刊資料庫

Hyslop, Dean R. (1999), "State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women," *Econometrica*, 67(6), 1255–1294.

Mundlak, Yair (1978), "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data," *Econometrica*, 46(1), 69–85.

Neyman, J. and Elizabeth L. Scott (1948), "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations," *Econometrica*, 16(1), 1–32.

Okamura, Kazuaki and Nizamul Islam (2011), "Inter-Temporal Labour Force Participation Among Married Women in Japan," *Japanese Economic Review*, 62(4), 562–580.

投稿日期: 2018年5月31日, 接受日期: 2019年7月10日

臺灣大學學術期刊資料庫

An Empirical Study on Labor Supply of Married Women in Taiwan Using Dynamic and Nonlinear Panel Data Model

Chung-Hsin Tseng

Department of Economics, National Taiwan University

Sheng-Kai Chang

Department of Economics, National Taiwan University

This paper follows the empirical methods in Hyslop (1999) to investigate married women's persistence of labor participation in Taiwan. Dynamic structures such as first-order state dependence and a first-order autoregressive error term are incorporated in the estimation. The data used in this paper is the Panel Study of Family Dynamics (PSFD) between 2004 and 2007. It is found that the effects of both age and education are similar to those found in the previous literature. Moreover, it is discovered that there is significantly positive first-order state dependence and a negative first-order autoregressive error term for labor participation of married women in Taiwan. The hypotheses of the exogeneity of fertility and husband's income are both rejected in all static models. However, the exogeneity of fertility could not be rejected in all dynamic models.

Keywords: panel data, probit model, Tobit model, state dependence
JEL classification: C23, C24, C25, J21

臺灣大學學術期刊資料庫