

農家已婚婦女勞動參與的 多重選擇模型

劉欣芸*

摘要

關鍵詞：婦女勞動參與、多重選擇、影子工資

在勞動參與選擇上，一般是以「參與」、「未參與」勞動市場之二分法，來估計個人、家庭等各種因素對勞動參與意願的影響，但在婦女方面，若婦女從事家庭內生產（包括農場工作或自營企業工作）的時間比例高於市場工作的比例，此種二分法並不十分適當，特別是在農家婦女研究上。因農家婦女工作的多樣性，若僅以二分法之勞動來說明農家婦女對於就業的選擇，是無法確實反映具備不同特性的工作狀態之本質。因此本研究是以85年度所調查之324個農家婦女資料為基礎，將農家婦女的勞動參與區分為「未工作」、「專職農場工作」、「專職場外工作」，以及「場內與場外兼職工作」等四種選擇，利用多項式Logit模型來做實證分析，以了解影響農家婦女勞動參與的重要影響因素。

研究結果顯示，教育年數、年齡與場外就業人數是影響農家婦女勞動參與型態的重要因素。教育年數的增加會促使農家婦女專職參與場外的工作。影子工資的符號顯示女性影子工資增加時，會促使農家婦女專職或兼職地參與農場的工作。家中場外就業人數的增加具有帶領效果，而促使婦女增加專職場外工作的機率。

* 作者為中興大學農業經濟系博士班研究生。



農家已婚婦女勞動參與的 多重選擇模型

劉欣芸

壹、前言

勞動參與率是一個國家或地區衡量其人力資源利用的基本、重要的指標，其數字的高低亦可顯現當地經濟發展的情況及特性。圖 1 所示為民國 87 年度各主要國家婦女年齡別勞動參與率，由圖型可觀察得出我國婦女勞參率的情況與新加坡類似，但在各個年齡層與其他國家相比均有偏低現象，且未曾出現如日、韓等亞洲諸國「二度就業」高峰，此為我國女性勞參率較他國明顯偏低之主因。一般而言，男性勞動力的成長絕大部份是由於人口成長的影響，而女性勞動的成長大部分是由勞動參與率的提高，然而近年來台灣的人口成長趨緩，因此若想提高勞動供給，較迅速有效的方法是想辦法吸引已婚婦女進入就業市場，依目前台灣婦女勞動參與率為 46.03% 遠低於其他先進國家來看，婦女的勞動參與應有相當成長的空間。



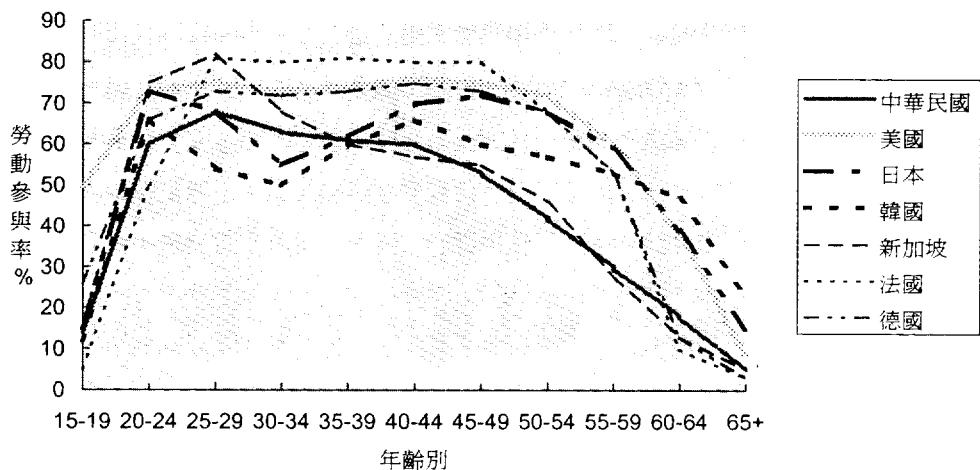


圖1 各國婦女年齡別勞動參與率

在農家、農村的婦女，由於台灣產業結構已偏向工商業發展，農村青年留農意願甚低，農業勞動不斷外移，農業生產與農業經營面臨勞力缺乏的窘境。加上農場經營面積狹小，施用農機不易，且經營型態未完全調整，農家婦女在農業生產上，早已突破以往農事為男性工作的傳統觀念，從家庭主婦或農忙協助者的角色，躍升為工作夥伴，甚或是獨立工作者。她們在農場的生產及農業發展的地位，已不可同日而語。台灣農業中，家庭農場仍為現今主要的生產型態，婦女農場勞動參與的提升，是增加農場勞動生產力最快及最有效之方式。另一方面，婦女在家庭場有勞動剩餘時，亦可選擇參與場外的勞動，以賺取所得挹注家庭收入。由此可知，農家婦女參與勞動，不論在農場內之生產家庭所得的支持上，都具有相當大的貢獻。

在思慮如何提升農家婦女勞參率時，必應先了解影響婦女參與勞動決策之重要因素為何，此即為本研究之重要目的。惟農家婦女的勞動參與型態與其他的婦女並不一樣，具有多樣化的情形，她將視其農場生產、家庭狀況，以及其自身的特性來決定是要留在農場工作、參與場外工作、或留在家庭中做專職的主婦。為此，本研究對婦女的勞動參

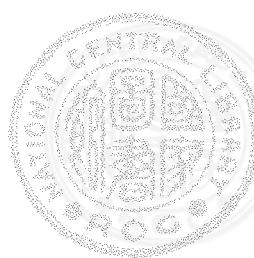


與型態，並未如過往研究單純地以「參與」、「不參與」勞動做為區分的標準，而是以多重選擇的方法來分析婦女的勞動參與決策行為。如此才能深入地探討影響農家婦女選擇農場內、或農場外，或場內外兼職工作的因素為何，以做為日後施行婦女勞動相關政策的參考。

貳、婦女勞動參與相關理論文獻

近年來，國內外有關婦女勞動參與的決策行為與趨勢變化的研究皆有長足的發展。在勞動參與選擇上，一般是以「參與」、「未參與」勞動市場之二分法，來估計個人、家庭等各種因素對婦女勞動參與意願的影響，如 Khandker (1988) 針對孟加拉已婚婦女的勞動參與研究結果發現，其自身工資率與丈夫的教育程度對婦女勞動參與率有正向效果，而先生工資率、土地資產大小及丈夫婚前資產則有負的效果。但若婦女從事家庭內生產（包括農場工作或自營企業工作）的時間比例高於市場工作的比例，此種二分法並不十分適當。故 Hill (1983) 與 Khandker (1988) 進一步將勞動參與選擇分成外出工作、家庭工作及無工作三分的型態。Hill 估計結果發現工資上升將增加外出工作的機率，而減少家庭工作的機率。在不考慮工資下，教育程度的提高同時使外出工作與家庭工作的機率增加。其並嘗試檢定二分法之設定是否適當，結果發現婦女並不認為參與家庭工作與外出工作是相同的，亦即三分法是必要的方式。Khandker (1988) 則在討論家庭生產活動是否能夠成為勞動參與選擇之一項獨立決策時，發現三分法在孟加拉地區並不適用。

在國內方面，張素梅（民國 67 年），張清溪（民國 71 年）是以二分法說明台灣婦女對於就業的選擇，其估計結果顯示影響勞動參與率最重要的因素是已婚婦女的教育程度。劉鶯鈞（民國 77 年）則利用多重選擇模型，來研究台灣有偶婦女在全職、半職及未工作三種勞動選擇的影響因素為何，結果發現模型中的解釋變數對有偶婦女參與全職或半職工作的機率之影響，有明顯差別。教育程度是唯一顯著影響婦女參與全職工作機率



的變數。而所有變數對半職工作參與機率的影響皆不顯著。家中六歲以下子女數之增加皆減少婦女的工作機率，特別是在全職工作上，張慶輝（民國81年）亦得到同樣的結果。

而在農家婦女勞動使用上，更較其他婦女特殊，其不僅需忙於日常煩瑣的家事，更得擔負起農場的工作，常不計酬勞地無條件付出，並在必要時到農場外工作，賺取場外所得貼補家用。農家婦女由於其農場工作與家務工作不易截然劃分，所以長久以來婦女對農場生產的貢獻眾說紛云，對於農家婦女勞動使用的情況的瞭解亦較為缺乏。在國外的研究上，Pearson（1979）將婦女在農業生產過程中可能扮演的角色區分為獨立的農業生產者、農業的工作夥伴、農忙協助者、以及家庭主婦。Bokemeier 與 Garkovich（1987）發現婦女對角色認同的態度會很明顯的影響她們參與農事工作的程度。Sumner（1982）將時間分配模型應用在農場主場外勞動供給之研究上，其假設農民可利用時間分配在（1）休閒、（2）農場工作與（3）農場外工作三者，當場外就業機會存在時，農場主為提高其效用，會同時參與農場內與農場外之工作，而此時農場工作之邊際工資會等於場外工作之工資率。Huffman 和 Lange（1989）則將 Sumner 模型應用到農場主與配偶之聯合決策推估模型上，來同時推估農場與配偶的場外勞動供給的影響因素。

在國內的研究上，劉清榕（民國64年）研究發現影響農家主婦參與農場事務的因素，以家庭人口數的多寡最具影響力，其次為家庭類型、農場面積與農機設備等，且仍受「男主內、女主外」傳統觀念影響。華嚴（民國68年）利用傳統經濟學中勞動邊際反效用與邊際收益的觀念，研究台灣農家婦女勞動力運用的決定因素，發現非農就業機會對農家婦女勞動有正向影響，農戶人口增加，婦女會減少場內勞動供給而增加場外勞動供給。孫智嫻（民國80年）利用 Sumner 三分法之時間配置，分析不同生命週期階段已婚農家婦女勞動使用情形。劉清榕等人（民國87年）的研究結果顯示，農家婦女在勞力愈集約的作物經營如花卉、蔬菜農家中有極高的農場工作參與率，而在自動化、機械化程度較高的稻作、家畜與家禽類農家中，婦女多半是協助工作的角色。綜觀上述國內外有關農家婦女勞動參與及其影響因素的研究可了解，因農家婦女工作的多樣性，若僅以「參與」、「不參與」勞動來說明農家婦女對於就業的選擇，是無法確實反映具備不同特性的工作



狀態之本質。因此本研究嘗試將農家婦女的勞動參與區分為未參與勞動的「未工作」、「專職農場工作」、「專職場外工作」，以及「場內與場外兼職」等四種選擇，利用多項式 Logit 模型來做實証分析。

參、農家婦女勞動參與模型

一、農場家計模型

討論已婚婦女勞動參與的選擇決策時，因為婦女與家庭的關係非常密切，必須以整個家庭單位來考量。Chayanov (1966) 最早發展農場家計理論基礎後，經由 Barnum 與 Squire (1979)、Singh 等人 (1986) 等學者進一步發展為實証模型，常為經濟學者所引用，爾後 Jacoby (1993) 及 Skaoufias (1944) 更進一步發展出考慮影子工資效果的不可分性家計模型，其是透過勞動供給的聯結，可將農家的生產、消費決策聯合決定。現就 Jacoby 與 Skaoufias 的農場家計模型說明如下。

假設有一簡單家庭農場，夫妻二人是家庭中的決策者，夫妻兩人各別的時間運用行為是由家計單位共同來決策。家庭在所得預算限制與時間限制下，將夫妻兩人之間在農場工作 (T_{am})、場外工作 (T_M) 與休閒 (T_h) 當中 做最適分配，以追求其休閒 (T_h) 與消費 (C) 效用最大：

$$\max U = U(T_{hm}, T_{hf}, C)$$

$$\text{s. t. } C = \pi(T_{am}, T_{af}; A) + y(T_{Mm}, T_{Mf}; B) + I \quad (1)$$

$$T_m = T_{hm} + T_{am} + T_{Mm} \quad (2)$$

$$T_f = T_{hf} + T_{af} + T_{Mf} \quad (3)$$



$$T_{am} \geq 0, T_{Mm} > 0, T_{af} \geq 0, T_{Mf} \geq 0 \quad (4)$$

其中 T_m 、 T_{am} 、 T_{Mm} 、 T_{hm} 分別為丈夫的總可用時間、農場工作時間、場外工作時間、休閒時間，而 T_f 、 T_{af} 、 T_{Mf} 、 T_{hf} 分別為妻子的總可用時間、農場工作時間、場外工作時間、休閒時間。 π 為農場生產函數， A 為影響農場生產之變數向量， y 為場外賺款函數， B 為影響場外賺款之變數向量， I 為非工作收入。式(1)為農家的預算限制式，假定農家並未有儲蓄，由農場利潤、場外工資及非工作收入得到之總所得全用於消費。式(2)與(3)分別為丈夫與妻子的時間限制式。式(4)為丈夫與妻子工作時間非負之限制。欲求得受限制最大化效用下的最適時間配置，是以求解下述 Lagrangian 函數來進行：

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & U(T_{hm}, T_{hf}, C) + \sigma [\pi(T_{am}, T_{af}; A) + y(T_{Mm}, T_{Mf}; B) + I - C] \\ & + \sum_i \mu_i (T_i - T_{hi} - T_{ai} - T_{Mi}) + \sum_i \tau_{ai} T_{ai} + \sum_i \tau_{Mi} T_{Mi}, \quad i = m, f \end{aligned} \quad (5)$$

其中 σ 、 μ_i 、 τ_{ai} 、 τ_{Mi} 分別為 Lagrangian 乘數， $i = m, f$ ，分別表示男性與女性。最適化一階條件為：

$$\frac{\partial U}{\partial T_{hi}} = U_{Thi} = \mu_i \quad (6)$$

$$\frac{\partial U}{\partial C} = U_c = \sigma \quad (7)$$

$$U_{Thi}/U_c = \mu_i/\sigma = W_{ri}^* \quad (8)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial T_{ai}} = W_{ai}^* = \mu_i/\sigma - \tau_{ai}/\sigma \leq \mu_i/\sigma \quad (9)$$

$$\frac{\partial y}{\partial T_{Mi}} = W_{Mi}^* = \mu_i/\sigma - \tau_{Mi}/\sigma \leq \mu_i/\sigma \quad (10)$$

W_{ri}^* 為隱藏工資，表時間的價值，由(6)至(8)式推導顯示消費財和休閒之邊際替代率等於隱藏工資； W_{ai}^* 表男性與女性在農場工作時間的影子工資，其是由農場勞動投入的邊際產出所表示； W_{Mi}^* 為男性與女性在場外工作時間的市場工資。(9)與(10)式為勞動參與等



式時，利用 Kuhn-Tucker 條件，當 τ_{af}/σ 或 τ_{mf}/σ 為零（即 τ_{af} 或 τ_{mf} 為零， $\ell = m, f$ ）時，人們會參與勞動。

詳細地說，當 $\tau_{af}/\sigma = 0$ 時， $T_{af} > 0$ ，表女性會參與農場的勞動，此時女性農場工作的影子工資會等於隱藏工資 ($W_{af}^* = \mu_f/\sigma = W_f^*$)。相反地，當 $\tau_{af}/\sigma > 0$ 時， $T_{af} = 0$ ，此時女性農場工作的影子工資會小於隱藏工資 ($W_{af}^* = \mu_f/\sigma - \tau_{af}/\sigma < W_f^*$)，表女性不會參與農場的勞動。同理，當 $\tau_{mf}/\sigma = 0$ 時， $T_{mf} > 0$ ，婦女會參與場外的勞動，此時婦女場外工作的市場工資會等於隱藏工資 ($W_{Mmf}^* = \mu_f/\sigma = W_f^*$)。當 τ_{af}/σ 與 τ_{mf}/σ 皆為 0 時，婦女會同時參與農場與場外的勞動，此時影子工資、市場工資與隱藏工資三者會相同。

二、勞動參與多項式 logit 模型

由上述可知，影響家婦女勞動參與的重要因素－工資，並非僅由市場工資變數影響，還受到農場生產的影子工資影響。欲進一步分析市場工資、影子工資及其他外生變數如何影響婦女的勞動參與，則可以多項式 logit 模型來進行。

婦女勞動多項式 logit 模型之推估，在國外有 Hill (1983) 與 Khandker (1988)，在國內則有劉鶯釧（民國 77 年）曾做過研究，但都是以非農家婦女為對象。在農家方面，則有 Kimhi (1994a; 1994b) 研究農場主如何在全職與兼職的場外工作上作選擇。因此本文是以 Kimhi 的作設立的間接效用模型為主軸，搭配 Hill、Khandker 與劉鶯釧設立的機率模型，來建立本研究之多項式 Logit 模型。

經由前述 Kuhn-Tucker 條件可以求得婦女之間接效用函數 $V_f (A, B, I, T; \tau_{af}/\sigma, \tau_{mf}/\sigma)$ 。中 τ_{af}/σ ， τ_{mf}/σ 是無法由樣本觀察到，吾人只能觀察到個人是在農場工作 ($\tau_{af}/\sigma = 0$) 或在場外工作 ($\tau_{mf}/\sigma = 0$)。當 τ_{af}/σ ， τ_{mf}/σ 為正值時，其可以機率函



數 $P_{af}(A, B, I, T) + \varepsilon_{af}$ 與 $P_{Mf}(A, B, I, T) + \varepsilon_{Mf}$ 來表示，其中 ε_{af} 、 ε_{Mf} 為隨機變數，滿足 $E(\varepsilon_{af} | A, B, I, T) = E(\varepsilon_{Mf} | A, B, I, T) = 0$ ， $E(\cdot)$ 為期望值。將上述方程式代入間接效用函數中，則四種可能的勞動時間配置型態如下：

$$\text{專職農場工作 : } V_1 = V(A, B, I, T ; 0, P_{Mf}(A, B, I, T) + \varepsilon_{Mf}) \quad (11)$$

$$\text{專職場外工作 : } V_2 = V(A, B, I, T ; P_{af}(A, B, I, T) + \varepsilon_{af}, 0) \quad (12)$$

$$\text{農場與場外兼職 : } V_3 = V(A, B, I, T ; 0, 0) \quad (13)$$

$$\text{未工作 : } V_4 = V(A, B, I, T ; P_{af}(A, B, I, T) + \varepsilon_{af}, P_{Mf}(A, B, I, T) + \varepsilon_{Mf}) \quad (14)$$

(11)至(14)若以一般型式可表示如下：

$$V_j = \alpha_j A + \beta_j B + \gamma_j I + \eta_j T + \varepsilon_j, \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (15)$$

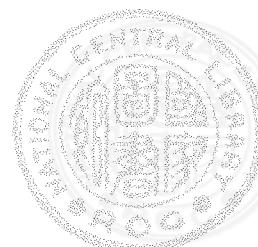
其中 α 、 β 、 γ 、 η 為係數，在不同的方程式 j 中其值不同。令 V_{ij} 為第 i 個農家婦女選擇第 j 種工作狀態所能達到的最大效用，其機率 (P_{ij}) 為：

$$P_{ij} = P_{ij}(V_{ij} > V_{ik}), \quad j \neq k, \quad j, k = 1, 2, 3, 4 \quad (16)$$

將(15)式代入(16)式得：

$$P_{ij} = P_{ij} \left[(\alpha_j A + \beta_j B + \gamma_j I + \eta_j T) - (\alpha_k A + \beta_k B + \gamma_k I + \eta_k T) > \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ik} \right], \\ j \neq k, \quad j, k = 1, 2, 3, 4 \quad (17)$$

假定隨機項為互相獨立且同等之 Weibull 分配 (independent and identical Weibull distributions)，則 $(\varepsilon_{ij} - \varepsilon_{ik})$ 為 Logistic 分配，式(17)則為多項式 Logit 模型 (Multinomial Logit model)。亦即：



$$P_{ij} = \frac{\exp(\varphi_j X)}{\sum_j \exp(\varphi_j X)}, \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (18)$$

式中 φ 為 α 、 β 、 γ 、 η 所組成的向量， X 為 A 、 B 、 I 、 T 所組成的向量。根據以上的設定，相對於「未工作」（ $j = 4$ ）的其他三種選擇（ $j = 1, 2, 3$ ）的勝算（odds）分別為：

$$\frac{P_{ij}}{P_{i4}} = \frac{\exp(\varphi_i X)}{\exp(\varphi_4 X)} = \exp[(\varphi_i - \varphi_4)], \quad j = 1, 2, 3 \quad (19)$$

式(19)與顯示勝算的機率比決定於 φ_j 係數之差值。在進行實証推估時，為簡化模型且便於認定起見，可將第 4 條方程式（未工作）的係數設定為零，亦即 $\varphi_4 = 0$ ，則其他方程式所推估之係數即代表係數之差，即：

$$P_{ij} = \frac{\exp(\varphi_j X)}{\exp(\varphi_1 X) + \exp(\varphi_2 X) + \exp(\varphi_3 X) + 1}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (20)$$

$$P_{i4} = \frac{\exp(\varphi_4 X)}{\exp(\varphi_1 X) + \exp(\varphi_2 X) + \exp(\varphi_3 X) + 1} \quad (21)$$

$$\frac{P_{ij}}{P_{i4}} = \frac{\exp(\varphi_j X)}{\exp(\varphi_4 X)} = \exp(\varphi_j X), \quad j = 1, 2, 3 \quad (22)$$

式(22)非一次式函數，其中之 φ_j （ $j = 1, 2, 3$ ）並不能用以直接表示解釋變數對 P_j 的邊際影響力，應進一步求其一次導式如下：

$$\frac{\partial P_j}{\partial X} = P_j(1 - P_j) \frac{\partial(\varphi_j X)}{\partial X} - \sum_k P_j P_k \frac{\partial(\varphi_k X)}{\partial X}, \quad j \neq k, \quad j, k = 1, 2, 3 \quad (23)$$

對應於一組 n 個觀察點的樣本概似函數（likelihood function），即可推導相關係數的



最大概似估計值（MLE）。

三、變數的設定

在依變數上，本研究依農家婦女參與工作的狀態，將婦女區分為專職農場工作者（ V_1 ）、專職場外工作者（ V_2 ）、場內與場外兼職者（ V_3 ）以及未工作（ V_4 ）四大類。對於婦女專、兼職的設定，是依據農業普查報告中的定義，在某一工作場所工作30天，每天8小時以上才算是專職工作，亦即專職農場工作（場外工作）者為其農場工作（場外工作）時間超過30天，而場外工作（農場工作）不超過30天。至於農場與場外工作皆超過30天者視為場內與場外兼職，而農場與場外工作皆未超過30天者視為未工作。

影響農家有偶婦女時間用途的因素（ X ），依國內外學者如 Becker (1965)、Gronau (1973)、Gramm (1975)、華嚴（民國68年）、孫智嫻（民國80年）、劉鶯鈞（民國77年）等所做的相關研究，將下列因素納入本研究所要估計的影響變數中：婦女本身與丈夫的工作時間的價格（工資率），個人特性包括年齡、年齡的平方、教育年數、生命週期階段（區分成初婚無小孩、最幼兒未滿六歲、最幼兒六歲以上、最幼兒離家等四階，分設成 L1、L2、L3 三個虛擬變數，而以初婚無小孩者為對照組），家庭特性如 65 歲以上老人數、6 歲以下孩童數、家中成員場外就業人數等，以及農場特性如農場面積、農場收入佔總收入比率等。

四、婦女工資率

婦女最適之時間配置須視其是否參與勞動市場工作而定。假定婦女對於其個人時間的價值，是以一隱藏工資（reservation wage; W_r^* ）來衡量。當她參與勞動所得之工資大於其隱藏工資時，婦女會投入勞動市場，並分配其休閒時間直到休閒的邊際效用等於由工作上所獲得的工資。當勞動工資小於其隱藏工資時，婦女將不會投入勞動市場，而所



分配的休閒時間將是休閒的邊際效用等於隱藏工資。

農家婦女所參與的勞動市場又可分為場外工作和農場工作，場外工作的價值可以市場工資 (W_{Mf}) 來衡量，而農場工作的價值則為農場生產的勞動邊際報酬，亦即影子工資 (Shadow Wage, W_{af})。影子工資是內生變數，會受到家庭特性、農場特性與生產技術之影響，而市場工資則為外生變數，是由場外勞動市場供給與需求來決定。假設在沒有通勤成本，以及勞動工時限制的情況下，當農家婦女面臨選擇要在場外工作或在農場工作時，基本上會受到市場工資與影子工資兩種工資的影響。

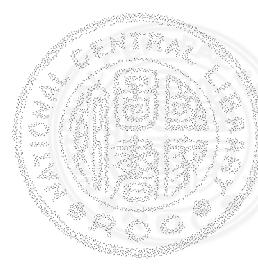
(一)市場工資估計方法

婦女若未參與勞動市場將缺乏市場工資率的資料。農家婦女若僅在農場工作，在做資料調查時，亦無法觀察到其到場外工作的市場工資為何。為補足此項資料，以往的研究是先以參與場外工作的婦女的資料估計工資函數，進而推估無參與場外工作者的工資。為避免產生「樣本選擇偏誤」(sample selection bias)的問題，有各種的修正方式，例如 Heckman (1979) 的兩階估計法以校正該項偏誤。但如同劉鶯鈞（民國 77 年）所論述的，此種修正僅是針對「參與」及「不參與」之二分狀況來估算的，並不適用於多分類的參與狀況。Hay (1980) 雖曾將之擴展為多分類參與狀況的估計，但因計算過程甚為繁複，且若工資函數的設定不夠完善，估算出來的工資率也將有所偏誤。因此，本文不擬直接採用市場工資作為解釋變數，而以年齡及教育程度兩項影響市場工資的主要變數來替代。

(二)影子工資的估計方法

農場勞動的影子工資，是先推估農場生產函數，以所得之係數計算農家婦女與丈夫農場勞動的邊際產值來表示。影子工資的推估步驟如下：

1. 推估農場生產函數：生產函數設為 $Y = \pi(T_{am}, T_{af}, H_m, H_f, T_{af}, H_m, H_f, A)$ ，其中 Y 農



場生產值， T_{am} 、 T_{af} 為農家男性、女性農場勞動投入時數， H_m 、 H_f 為農場男性、女性的僱工時數， A 為其他投入變數向量。在設定生產函數的型態後，估測各項變數的係數值。

- 影子工資的估計：利用上述生產函數的估測結果計算農家男性、女性農場勞動的影子工資，影子工資的計算公式為：

$$W_{at}^* = \partial\pi/\partial T_{at}, \quad \ell = m, f \quad (24)$$

經由上述的影子工資估計方法所估計，可得到第*i*個農家男性與女性的影子工資。

肆、資料來源與樣本敘述

本研究的資料來源是利用中興大學農業經濟系李朝賢教授，85年度在「影子工資與農家勞動供給」所作的調查資料共245戶農家樣本戶為基礎，資料包括農場規模、直接費用、家庭男性與女性勞動投入時數、僱工男性與女性勞動投入時數、農場收入、非工作所得等。扣除極端及無效資料後共有239戶，其平均值與標準差如表1所示。在239戶農家樣本中，選取有參與勞動的已婚婦女共324人做為此次研究之分析基礎。其中專職場外工作者70人，專職農場工作者160人，場內與場外兼職者56人，未工作者38人。婦女相關的基本資料包括年齡、教育程度、場外就業時數與工資、場外通勤距離、家庭場外就業人口數等，樣本特性如表2所示。

在勞動總時數（不包括家務時間）上，除家庭主婦外，專職農場工作的婦女勞動總時數平均最低。而在家務工作上，家庭主婦平均時數最多，達1656.8小時，其次為專職農場工作者，平均1556.2小時。教育程度以專職場外工作者最高，平均受教育11.4年；最少為專職農場工作者，平均受教育7.3年。平均年齡以專職場外工作者35.8歲為最低，而專職農場工作者48.4歲為最高。由此顯示農家中年齡較低、學歷較高的女性多在場外另尋就業機會。



表 1 樣本農家の農場基本資料

	平均值	標準差
農場規模(公頃)	2.0	2.3
直接費用(元)	1,828,233.9	3,603,527.3
家男時數(小時)	1985.0	1560.7
家女時數(小時)	1336.9	1115.8
僱男時數(小時)	371.7	985.3
僱女時數(小時)	672.0	1892.3
農場收入(元)	3,339,333.5	5,477,327.1

表 2 不同工作狀態下，各解釋變數之樣本平均數與標準差

項目	勞動參與選擇 (n = 70)	專職場外工作 (n = 160)	專職農場工作 (n = 56)	場內與場外兼職 (n = 56)	未工作 (n = 38)	合計 (n = 324)
勞動總時數 (小時)	2214.7 (665.7)	1340.8 (759.9)	2182.2 (956.8)	—	—	1554.9 (991.6)
農場勞動時數 (小時)	—	1340.8 (759.9)	728.3 (546.2)	—	—	834.7 (851.4)
場外勞動時數 (小時)	2214.7 (665.7)	—	1416.1 (853.6)	—	—	720.2 (1045.7)
家務工作時數 (小時)	1050.8 (893.3)	1556.2 (1037.0)	1499.0 (767.6)	1656.8 (1016.6)	1448.9 (981.9)	—
場外就業工資 (元/小時)	123.3 (67.3)	—	157.8 (105.5)	—	—	54.3 (87.0)
教育年數 (年)	11.4 (3.6)	7.3 (4.1)	8.0 (4.0)	7.9 (4.0)	8.4 (4.2)	—
年齡 (歲)	35.8 (9.7)	48.4 (11.9)	45.6 (11.6)	44.2 (16.8)	44.7 (13.0)	—
生命週期(%)						
初婚無小孩	10.0%	0.0%	3.6%	5.3%	3.4%	
最幼兒未滿六歲	47.1%	14.4%	25.0%	36.8%	25.9%	
最幼兒六歲以上	30.0%	28.8%	21.4%	13.2%	25.9%	
最幼兒離家	12.9%	56.8%	50.0%	44.7%	44.8%	
老年人口 (人)	0.4 (0.7)	0.3 (0.6)	0.4 (0.7)	0.4 (0.6)	0.4 (0.6)	
6 歲以下人口 (人)	1.3 (1.4)	0.7 (1.1)	0.7 (1.0)	1.2 (1.4)	0.9 (1.2)	



表2 不同工作狀態下，各解釋變數之樣本平均數與標準差（續）

項目	勞動參與選擇 (n = 70)	專職場外工作 (n = 160)	專職農場工作 (n = 56)	場內與場外兼職 (n = 38)	未工作 (n = 38)	合計 (n = 324)
農場面積 (公頃)	1.9 (2.1)	3.2 (7.0)	1.6 (1.4)	2.1 (1.8)	2.5 (5.1)	
家庭場外就業	1.3	0.5	0.3	1.1	0.7	
人口數（人）	(1.2)	(0.8)	(0.8)	(1.3)	(1.0)	
家庭農場收入	51.1	71.1	50.9	57.9	61.7	
佔總收入比(%)	(30.6)	(29.3)	(30.8)	(28.1)	(31.0)	

註：表格括弧內之數字為標準差。

在生命週期方面，專職場外工作的婦女及家庭主婦均在最幼兒未滿 6 歲的階段者佔最多，而專職農場工作及場內、場外兼職婦女則在最幼兒離家的階段最多，整體而言，農家婦女有 4 成以上是在最幼兒離家的階段。在 6 歲以下人口配合年齡的分佈情況，在家庭主婦與專職場外工作的婦女中最多。家庭農場面積以專職農場工作的婦女最大，平均有 3.2 公頃，而其他類型婦女平均家庭農場面積則約略相同。家庭農場收入佔總收入比中，專職農場工作的比率最高，表大多為專業的農戶。

伍、實証結果分析

一、農場生產函數之建立與推估

實証分析的首要步驟為計算農家男性與女性的影子工資率，這可由生產函數來獲得。生產函數的型態很多，本文選擇以 C-D 函數型態來估測，主要是考慮其函數模型之設定與推估較容易，且在實証結果的配適度與解釋能力方面較佳（林灼榮，民國 78 年），並避免使用較具伸縮性的函數型式時，可能產生勞動的邊際生產為負值的問題。



(Skoufias, 1994)。假設農家の生產具有固定規模報酬與 Hicks 中性技術進步，則 C-D 生產函數以對數型態可表示如下：

$$\ln Y(n) = \theta_{am} \ln T_{am} + \theta_{af} \ln T_{af} + \theta_{hm} \ln H_m + \theta_{hf} \ln H_f + \sum_k \theta_k \ln A_k(n) + v(n) \quad (25)$$

式中 $Y(n)$ 表示第 n 個農家農場生產總值， T_{am} 為家男勞動時間、 T_{af} 為家女勞動時間、 H_m 為雇男勞動時間、 H_f 為雇女勞動時間， $A_k(n)$ 為第 n 個農家所使用第 k 種投入的數量，其包括農場規模 (AREA)、直接費用 (COST)（包括種苗費、肥料費、農藥費、機工費、材料費、能源費、幼畜禽費、醫藥費、飼料費及其他雜費之加總）等， $v(n)$ 則為殘差項。農家生產函數變數之估計結果如表 3 所示。

C-D 生產函數的測定結果顯示，直接費用、家男勞動與雇女勞動等變數估計值在 5% 的顯著水準下顯著。 R^2 值為 0.8325 屬高度相關，就經濟理論與統計的觀點，以 C-D 函數型態來估計是適當的。

農家男性與女性在農場之影子工資率是根據上表之生產估測值，以上述之(24)式來導出：

表 3 C-D 生產函數估計結果

變 數	估計係數	<i>t</i> 值
農場規模 (\ln AREA)	0.1126	0.759
直接費用 (\ln COST)	0.7467	27.59*
家男勞動 (\ln T _{am})	0.0726	2.064*
家女勞動 (\ln T _{af})	0.0214	1.763
雇男勞動 (\ln H _m)	-0.0048	-0.250
雇女勞動 (\ln H _f)	0.0516	3.335*
常數項	1.7403	8.247
R^2	0.8325	

註：*表在 5% 的顯著水準下顯著。



$$\hat{W}_{am}^*(n) = \theta_{am}(\hat{Y}(n)) / T_{am}(n)$$

$$\hat{W}_{af}^*(n) = \theta_{af}(\hat{Y}(n)) / T_{af}(n) \quad (26)$$

式中 θ_{am} 與 θ_{af} 表 C-D 生產函數中家男與家女勞動之估計係數值，而 $\hat{Y}(n)$ 為第 n 個農家的產出估測值。農家男性與女性影子工資的估測結果，其平均值分別為 95.03 元及 52.09 元；標準差分別為 106.13 與 106.94。

二、勞動參與函數之推估

表 4 農家婦女勞動參與多項式 Logit 模型之估計結果

參與狀態 變 數	專職農場工作		專職場外工作		農場與場外兼職	
	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
常數項	-17.546	-0.094	-9.0284	-2.369*	-10.776	-2.625*
男性影子工資	2.62E-03	0.752	-2.94E-03	-0.779	8.73E-04	0.224
女性影子工資	1.92E-02	2.647*	2.95E-02	4.045*	1.66E-02	2.152*
教育年數	1.15E-02	0.155	0.2249	2.385*	1.56E-02	0.183
年齡	0.3163	2.081*	0.3898	2.079*	0.6466	3.43**
年齡平方	-3.29E-03	-2.338*	-3.89E-03	-1.94	-6.59E-03	-3.655*
生命週期 L ₁	10.588	0.057	-1.0358	-0.864	-1.4628	-1.045
生命週期 L ₂	11.348	0.061	-0.5930	-0.406	-2.559	-1.547
生命週期 L ₃	11.844	0.064	-2.1866	-1.215	-2.2701	-1.142
老人數	-0.2862	-0.88	-0.5416	-1.329	-0.1186	-0.322
學齡前孩童數	1.03E-02	0.052	4.45E-02	0.179	-1.26E-02	-0.05
農場規模	1.34E-02	0.206	-8.12E-03	-0.103	-0.1456	-1.287
場外就業人數	-0.6887	-3.054*	8.04E-02	0.371	-1.2715	-4.056*
農場收入佔 總收入比	3.27E-03	0.415	-2.45E-02	-2.636*	-1.63E-02	-1.853
$\ln L(\hat{\phi})$	-283.49		$\ln L(\varphi)$	-399.89		
χ^2	232.79		自由度	39		

註：*代表 t 值在顯著水準 5% 下顯著。



農家婦女勞動參與多項式 Logit 函數的估測結果如表 4 所示。 χ^2 在自由度為 39 時其值為 232.79 是顯著的，代表整體之係數值在該顯著水準下顯著。女性的影子工資在各參與函數中皆顯著且為正值。年齡與年齡的平方在各參與函數中皆很顯著，且皆呈現先增後減的倒 U 型型態。教育年數婦女參與各類勞動的機率皆為正值，且對專職場外工作影響為顯著，表教育程度的增加會增加婦女參與勞動的機率。場外就業人數的增加明顯地會減少專職農場工作與場內、場外兼職的機率。農場收入佔總收比顯著地減少專職場外工作的機率。

三、各解釋變數對各類參與機率之邊際影響

由於多項式 Logit 模型並非一次式，Logit 係數本身無法如一般之一次式迴歸模型，可直接反映各解釋變數對應變數的邊際影響，因此表 4 之估計係數只能供作影響方向的初步參考。欲知個別解釋變數對各項勞動參與機率的邊際影響，則須進一步將表 4 之估計係數值代入(23)式，才能得到邊際機率估計值 ($\partial P_i / \partial X$)。表 5 即為將其他解釋變數固定在樣本平均數水準，所求算出來的個別解釋變數之邊際機率值及對應的 t 值。

表 5 結果顯示，就對勞動參與機率的邊際影響而言，除女性影子工資外，所有解釋變數 t 值均不顯著。在影子工資的影響方面，男性與女性的影子工資之增加同時減少婦女未工作及場內場外兼職，而相反地亦同時增加婦女專職參與農場工作的機率；但男性影子工資的增加會促使婦女專職參與場外工作，而減少同時參與農場與場外工作的機率。教育年數的增加會增加專職場外工作的機率，而減少其他的勞動參與形態。年齡的增加會促使婦女專職場外工作或場內與場外兼職，而減少未工作及專職農場工作的機率。老人數的增加會降低婦女專職農場或場外工作的機率。家庭中學齡前孩童數的增加會使得婦女傾向選擇不參與勞動專心照顧孩子，或選擇專職場外工作，賺取較多所得以支付孩童的教養費，而不偏向選擇留在農場參與無薪給的工作。農場規模愈大者會促使婦女成為未工作者或專職農場工作。農場收入佔總收入比重愈大會使得婦女選擇專職留在農場工作。



表 5. 解釋變數對各類參與機率的邊際影響

參與狀態	未工作		專職農場工作		專職場外工作		場內與場外兼職工作		
	變數	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
常數項		1.1916	0.082	-2.359	-0.362	0.66427	0.19	0.50314	0.122
男性影子工資		-1.02E-04	-0.620	8.06E-04	0.707	-6.50E-04	-0.736	-5.37E-05	-0.091
女性影子工資		-1.68E-03	-1.681*	3.50E-04	1.347	1.75E-03	1.798*	-4.16E-04	-1.359
教育年數		-4.10E-03	-0.709	-1.84E-02	-0.648	2.87E-02	0.778	-6.21E-03	-0.390
年齡		-3.33E-02	-1.127	-2.82E-02	-0.533	3.43E-03	0.149	5.80E-02	0.722
年齡平方		3.41E-04	1.125	2.64E-04	0.481	-1.79E-05	-0.077	-5.88E-04	-0.722
生命週期 L ₁		-0.47541	-0.032	2.8837	0.488	-1.0057	-0.260	-1.4026	-0.271
生命週期 L ₂		-0.49828	-0.033	3.1577	0.561	-0.9754	-0.254	-1.6841	-0.305
生命週期 L ₃		-0.50499	-0.034	3.386	0.628	-1.2417	-0.299	-1.6393	-0.300
老人數		2.40E-02	0.828	-1.08E-02	-0.131	-4.40E-02	-0.649	3.08E-02	0.445
學齡前孩童數		9.11E-04	0.066	-1.39E-04	-0.003	5.49E-03	0.176	-4.72E-03	-0.133
農場規模		2.20E-03	0.582	2.05E-02	0.694	-2.60E-03	-0.186	-2.53E-02	-0.727
場外就業人數		5.65E-02	1.187	-3.44E-02	-0.556	0.11268	0.768	-0.1348	-0.749
農場收入佔總收入比		5.00E-04	0.775	4.77E-03	0.797	-3.02E-03	-0.777	-2.25E-03	-0.702

註：*表在 5% 的顯著水準下顯著。

陸、結論

本文主要目的在建立一個農家已婚婦女勞動參與的多重選擇模型，利用所調查之 324 個農家婦女的資料，驗證農家已婚婦女在「未工作」、「專職農場工作」、「專職場外工作」、「場內與場外兼職工作」等四種勞動參與狀態之決定因素，並比較各決定因素對四種勞動參與狀態影響力之差異性。

研究結果顯示，女性影子工資、教育年數、年齡與場外就業人數是影響農家婦女勞動參與型態的重要因素。教育年數的增加會促使農家婦女專職參與場外的工作。然而本調查所採用的教育年數係指受一般之國民及高等教育，與農業的專業知識與技能較無



關。婦女的農業專業知識與技能是顯現在其農場的影子工資上。女性影子工資的符號顯示影子工資增加時，會促使農家婦女專職或兼職地參與農場的工作，且由生產函數估計結果顯現，農場女性的影子工資遠低於男性的影子工資，此表女性在農場勞動投入之生產力遠低於男性。但就目前農家婦女所參與的教育訓練，大多以家政班為主，其內容多為烹飪、插花、美容等課程，但只有極少數婦女曾參加過農事研究班與產銷經營班，因此，政府若要提升農家婦女參與農業的經營，提升其生產力以彌補農業勞動之不足，應積極將農家婦女納入農事推廣教育訓練課程，以加強婦女的農業專業知識與技能。家中場外就業人數的增加具有帶領效果，而促使婦女增加專職場外工作的機率。



參考文獻

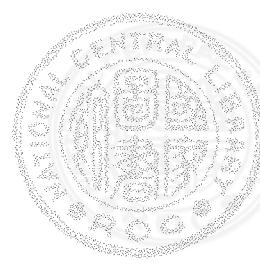
一、中文部分

1. 林灼榮，台灣農業產出結構、因素替代與技術關係之研究，國立中興大學農業經濟研究所，博士論文，民國 78 年 7 月。
2. 孫智嫻，農家婦女勞動使用研究—生命週期理論之應用，國立中興大學農業經濟研究所，碩士論文，民國 80 年 7 月。
3. 華 嚴，「台灣農家婦女勞動運用的決定因素」，台灣人力資源會議，中研院經濟所，民國 68 年。
4. 張素梅，「台灣都市生育水準對婦女勞動參與行為的影響」，經濟論文叢刊，民國 67 年，8：227-273。
5. 張清溪，「台灣有偶婦女勞動參與」，中國經濟學會年會論文集，民國 71 年，pp.97-127。
6. 張慶輝，「台灣勞動供給之研究」，勞動市場與勞資關係，中研院社科所專書，民國 81 年，29：1-34。
7. 劉清榕，「台灣鄉村結構變遷中之農家主婦」，台灣銀行季刊，民國 65 年，27(1)：216-238。
8. 劉清榕、李青松及張明瑜，「農家婦女農業勞動參與之研究」，台灣經濟，民國 87 年，255：18-36。
9. 劉鶯釧，「有偶婦女勞動參與的多重選擇模型」，經濟論文叢刊，民國 77 年，16(2)：133-148。



二、英文部分

1. Barnum, H. N., and L. Squire, "An Econometric Application of the Theory of the Farm-Household", *Journal of Development Economics*, 1979, 6:79-102.
2. Becker, G. S., "A Theory of the Allocation of Time", *the Economic Journal*, 1965, 75(299): 493-517.
3. Bokemeier, J., and L. Garkovich, "Assessing the Influence of Farm Women's Self-Identity on Task Allocation and Decision Making", *Rural Sociology*, 1987, 52(1): 13-36.
4. Chayanov, R., *The Theory of the Peasant Economy*, Homewood, IL, 1966.
5. Gramm, W. L., "Household Utility Maximization and the Working Wife," *American Economic Review*, 1975, 90-100.
6. Gronau, R., "The Effect of Children on the housewife's Value of Time", *Journal of Political Economy*, 1973, 8(2): 168-199.
7. Hay, J. W., "Occupational Choice and Occupational Earnings: Selectivity Bias in a Simultaneous Logit-OLS Model," unpublished Ph.D. dissertation, Yale University, 1980.
8. Hill, M. A., "Female Labor Force Participation in Developed and Developing Countries-Consideration of the Informal Sector," *Review of Economics and Statistic*, 1983, 65:459-468.
9. Heckman, J. J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 1979, 153-161.
10. Huffman, W. E., and M. Lange, "Off-Farm Work Decisions of Husbands and Wives: Joint Decision Making", *Review of Economics and Statistic*, 71(August 1989), 471-480.
11. Jacoby, H., "Shadow Wages and Peasant Family Labor Supply: An Econometric Application to the Peruvian Sierra", *Review of Economics and Statistic*, 1993, 60: 903-922.
12. Khandker, S. R., "Determinants of Women's Time Allocation in Rural Bangladesh," *Economic Development and Cultural Change*, 1988, 111-126.
13. Kimhi, A., "Quasi Maximum Likelihood Estimation of Multivariate Probit Models : Farm



- Couples' Labor Participation", *American Journal of Agricultural Economics*, 1994a, 76: 828-835.
- 14.Kimhi, A., "Participation of Farm Owners in Farm and Off-farm Work Including The Option of Full-Time Off-Farm Work," *Journal of Agricultural Economics*, 1994b, 45(2): 232-239.
- 15.Pearson, J., "Note on Female Farmers", *Rural Sociology*, 1979, 44(1): 189-200.
- 16.Singh, I., L. Squire, and J. Strauss, eds., *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*, Baltimore: Johns Hopkins University Press (1986).
- 17.Skoufias, E., "Using Shadow Wages to Estimate Labor Supply of Agricultural Households", *American Journal of Agricultural Economics*, 1994, 76: 215-227.
- 18.Sumner, D. A., "The Off-Farm Labor Supply of Farmers", *American Journal of Agricultural Economics*, 1982, 64: 499-509.



A Multinomial Choice Model for Farm Married Women's Labor Force Participation

Shin-Yun Liu *

Abstract

Keywords: Female labor force participation, Multinomial choice, Shadow wage

In this paper, a generalized multinomial logit model, in which the choices are working only on the farm, allocating the time between farm and off-farm work, working only off-farm ,or not work, is estimated using data of farm married women in Taiwan.

The results show the female educational level and number of off-farm members in family both have positive effects on working only off-farm, and increasing of shadow wage of female will increasing the opportunity of working on the farm. The empirical results imply that an effective method to increase female labor force on agriculture is to offer the professional training of agriculture for women.

* Candidate of Ph.D., Department of Agricultural Economics, National Chung-Hsing University, Taiwan, ROC.

