

# 台灣有偶婦女時間分配型態之實證研究

劉錦添

國立臺灣大學經濟系教授暨  
中央研究院經濟所合聘研究員

江錫九

國立臺灣大學經濟所碩士

## 摘 要

時間與所得係人們從事經濟決策兩種最重要的限制條件，人們的時間運用型態將會受到勞動參與行為的影響，尤其對有偶婦女更為明顯。本文主要是以 Gronau (1977), Khandker (1988) 的架構，利用內生轉換模型與近似毫無相關迴歸估計 (SURE) 估計有偶婦女的家務工時、休閒時間與市場工時三種時間型態之決定因素。文中的資料係來自作者們於 1993 年進行的「已婚婦女生活習性問卷調查」，調查對象是台北縣市及高雄縣市地區的有偶婦女，調查內容包括有偶婦女之市場工時、各種家務工時及休閒時間的分配。研究結果發現：學齡前子女數的增加，將造成有工作與沒有工作婦女家務時間的延長；對無工作之婦女而言，居住都市地區者其家務工時較長。此外，工資提高，就業婦女愈想減少其休閒時間，增加市場工作時間；而教育程度的提升與年齡的增長則對休閒具有促進作用。在市場工時方面則發現工資對工作時間呈現正向效果，而學齡前子女、居住在都市地區、教育提高與丈夫的所得皆將減少市場工作時間。

關鍵詞：時間分配、內生轉換模型、自我選擇

## 一、前言

過去幾十年來，個人與家庭時間的分配一直廣受經濟學者重視。早期的

---

本文係國科會補助完成之研究計畫 (NSC 84-2415-H-002-006)，論文初稿承蒙張清溪、吳惠林、于若蓉以及兩位匿名審稿人提供寶貴意見，在此表示謝意。

收稿日期：八十五年七月九日；接受刊登日期：八十六年六月三日

研究大多偏重於勞動市場時間的探討，其研究的重點是在探討勞動參與 (labor force participation) 行爲及工作時間的決定，至於其他性質的時間運用例如家務時間，休閒時間則較少涉獵。對時間運用型態的理論探討最早始於 Becker (1965) 的時間運用理論。Becker (1965) 首將「時間」因素引入家庭生產的過程，他認爲一個家計單位係在於有限的所得預算與時間限制下，追求最大的家庭效用。因此，家庭對市場財貨需求，非市場活動的時間分配，以及家庭勞動供給三者之間是密切相關。當個人面對固定的時間限制時，古典模型中單純將時間區分成市場工時與休閒時間的二分方式，顯然無法充分顯現出時間運用型態中所代表的經濟訊息。在此考慮下，Gronau (1977, 1980) 將時間運用修正爲包含市場工作、家務工作 (home production) 以及休閒的三分方式，後來學者例如 Wales and Woodland (1976), Graham and Green (1984), Khandker (1988), Solberg and Wong (1992) 皆沿續此種區分方法。這項理論方法，一般稱爲「新家庭經濟學」分析法 (new home economics approach)。在 Gronau 的架構下，家務工作 (或家庭生產) 爲某些可以透過他人替代之經濟活動，因此家務工時係一種與市場性產出具有高度替代性服務的時間投入。對有偶婦女而言，家務工作的時間在他們日常生活的時間分配中扮演相當重要的角色。Wales and Woodland (1977) 更明確指出所謂家務工作包括了煮飯、打掃和其他房舍內外的各項工作，而休閒爲家計單位可運用時間中除了市場工時和家務工時之外所剩餘的時間。上述文獻皆將家務工時視爲一總合性質的時間 (aggregated time)，Kooreman and Kapteyn (1987) 則進一步將三分類的時間予以擴充成爲包括多種的時間運用型態，共區分爲家計活動，照顧小孩，享受財貨及服務，個人必要時間 (包括睡眠)，組織性活動或個人嗜好及運動，娛樂及社交活動，聽收音機、看電視及閱讀等七種型態，此即所謂「非加總性」分類。除了先進國家的研究外，Muller (1984), Khandker (1988), Ault and Rutman (1992), Malathy (1994) 利用非洲波紮那、孟加拉、南非、印度等國的資料，分析落後國家民眾的時間分配行爲。他們的研究皆發現時間的運用將受到勞動市場工資報酬以及家庭人口因素影響。

相對於國外在時間運用理論與實證研究的蓬勃發展，國內在此方面研究

卻是寥寥可數。行政院主計處雖然已有三年（1987、1990、1994）時間運用調查，但該項調查卻缺乏受訪者所得資料，因此，難以進行嚴謹的計量分析。直至目前為止，相關文獻只有兩篇。張清溪（1983）利用台北地區婦孺之時間運用調查資料，比較有偶婦女與小孩之時間運用型態在不同年齡、教育程度、家庭結構特性間的差異，並分析各主要活動使用時間的決定因素。焦春生（1983）以相同資料，就教育、工作狀況與子女年齡結構作分類，分析其時間運用趨勢，並以迴歸估計有偶婦女時間運用之決定參數。歸納其分析結果，可發現影響婦女市場工時之因子主要是家庭結構、居家坪數、居住地（城鄉）、子女人數及其年齡。教育程度愈高，婦女對每一子女之時間投入愈多，但就全部樣本而言，教育程度對家務工時並無顯著影響。至於，工資率的影響在他們的研究中並未討論。

本研究的目的係利用自行調查的資料，估計台灣有偶婦女的三種時間分配行為，分別是家務工時、休閒時間、以及市場工作時間的決定因素。本文的時間調查和張清溪（1982），行政院主計處的調查方法不同，他們的調查是採取過去 24 小時時間日記的方式。該項調查方法的優點是受訪者較不易遺忘，然而，卻較容易受到某些特別突發活動的干擾。本文係採取類似 Malathy（1994）的訪問方式，詢問有偶婦女在一週內每天每項活動平均花費的時間。在分析架構方面，我們認為有偶婦女的家務時間與休閒時間的分配與勞動參與行為彼此間密切相關，換言之，婦女是否參與勞動市場將會影響家務時間與休閒時間的運用，這種自我選擇的過程除了影響婦女的工資報酬外，亦會影響非市場時間的運用。在計量方法上，我們將利用內生轉換迴歸模型（Endogenous Switching Regression Model）以 Heckman 二階段估計法以及近似毫無相關迴歸估計法（Seemingly Unrelated Regression Estimation, SURE）來修正樣本選擇性以及不同型態的時間分配之間可能彼此相關的問題。

本文共分成六節；第二節是時間分配的實證文獻；第三節是理論與實證架構；第四節是資料來源與特性；第五節為計量實證估計結果；最後一節則是本文的結論及未來研究方向。

## 二、文獻回顧

時間分配行為的實證文獻可依其資料來源與應用範圍分成先進國家與落後國家的研究兩大類型。在先進國家的研究，早期最有名的著作是 Gronau (1977)。Gronau 針對 PSID (the Michigan Panel Study of Income Dynamics) 資料，利用普通最小平方法分別估計市場工時、家務工時與休閒的決定因素。他發現對未就業之婦女而言，非勞動所得與其丈夫的工資對婦女家務工時有負面影響；婦女自身的教育程度提升亦減少其家務工作時間。此外，潛在的工資率（以婦女過去勞動參與經驗為替代變數）並不會影響其時間運用型態。對就業的婦女而言，工資率及工作經驗對家務工時及休閒則有負面效果。Gronau 並且指出，對未就業者而言，婦女教育程度如預期的造成家務工時之縮減。Gronau 最重要貢獻之一在於考慮對家務工時之所得效果，對有工作之婦女而言，丈夫工資對婦女休閒有正向效果，但對家務工時則無影響；而非勞動所得亦可發現有相同結論，此與 Kooreman and Kapteyn (1987) 發現非勞動所得對時間運用無顯著影響之結果有所不同。

Kooreman and Kapteyn 針對 Juster (1978) 所調查美國家庭資料作為分析對象，其時間運用型態不再侷限於三分的「總合」分類方式，而係採用「非加總」的分析方式。Kooreman and Kapteyn 利用二階段估計法估計不同家庭特性對於多種時間運用型態的影響。他們的估計結果，發現稚齡小孩的出現往往會減少雙薪家庭中妻子花在娛樂和社交時間，但對丈夫則沒有影響。丈夫教育程度的增加，促使夫妻兩人在閱讀及看電視時間的增加，但在社交時間上則有負面效果。然而妻子教育程度的增加卻產生與丈夫完全相反的結果。此外，婦女工資率上升則增加家計活動與社交活動，但減少照顧小孩及享受財貨的時間。

Solberg and Wong (1992) 基本上沿續 Gronau (1977) 之架構，但不再設定丈夫決策為外生固定。該研究之貢獻在於將通勤時間納入考慮，發現個人的通勤時間對夫妻自身之休閒、家務工時皆有負面影響，對其工作時間則有正面效果。另外，丈夫工資上升並未造成有工作妻子家務工時之減少，

此項結果與 Kooreman and Kapteyn (1987) 的研究相符合。Yamada and Yamada (1993) 分析日本年輕人與老年人家庭時間分配與家庭消費支出。他們發現家庭消費市場活動以及市場勞動供給與消費支出之間有密切相關，市場工資率的提高，將會減少家庭非市場活動的時間花費。這些非市場活動包括照顧小孩，醫療照顧，聽收音機與看電視。另外，醫院看病等待機會成本的提高將會使得上班族不願意至醫院看病。雇主若能自己設置診所將可減少人們至醫院等待的時間。

在落後國家方面，人們的時間運用型態和先進國家有很大的差異。Mueller (1984) 利用 RIDS (Rural Income Distribution Survey) 調查資料，分別估計非洲波黎那男性與女性之時間運用型態。Mueller 將時間區分為從事經濟性活動、<sup>1</sup> 家務及照顧小孩、7 至 19 歲受訪者之上學時數及休閒時間。由普通最小平方法估計之結果發現，教育程度愈高之男性，將會增加工資收入活動的時間，以及減少無工資收入之經濟性活動。女性之教育程度提高對有工資收入之活動時間有促進作用，但卻明顯的減少家務工作時間。至於教育程度對男性與女性之休閒皆無顯著影響。此外，家中擁有愈多家畜，則減少男性投入到工資活動之時間，但增加其從事無工資收入之經濟性活動時間。在女性方面，若家中擁有大片土地者，則會投入更多家務時間，另外，家中有嬰兒亦會延長家務工時。而在移轉收入方面，其對男性之有工作活動有負面影響，但對休閒則有增進作用。

Khandker (1988) 認為勞動力參與決策會影響時間的運用，換言之，勞動者對勞動市場之自我選擇將會影響時間運用之決策。Khandker 係針對孟加拉之調查資料，探討時間運用型態之決定因素。他首先利用 Probit 最大概似法估計勞動參與機率與其特性間的關係，並將勞動參與決策納入時間函數之估計。研究中利用最小平方法估計婦女家務工時的決定因素，並且以 Tobit 模型估計各變數對市場工時的影響。作者發現丈夫教育程度對婦女家務工時及勞動參與皆有正向影響，且對市場工時有促進作用，此與 Gronau (1977) 的結果顯然有所不同。此外，對於無工作之婦女而言，其工資對家務工時有

---

1 此部份又區分為有工資收入之經濟活動與無工資收入之經濟活動。

正面效果，而本身的教育程度及年齡則降低家務工作時間。對於有工作之婦女而言，教育程度對市場工時、家務工時之影響效果幾乎可忽略，但丈夫工資上升則會減少家務工時。在利用 Tobit 所估計之市場工時函數，丈夫之工資率、丈夫之婚前資產及家中擁有土地大小，皆有顯著負面影響。

Ault and Rutman (1992) 探討非洲鄉村地區之民眾，前往南非開採金礦或從事其他經濟活動之時間分配。他們的估計結果發現對於無耕地之礦工，影響開採金礦和其他活動相對比例最為顯著的變數是開採金礦的工資率，其效果為正。另外，對於有耕地者而言，工資率仍為顯著正向影響，同時年齡介於 40-50 歲或 50 歲以上者的礦工，從事金礦開採工作的時間較其他年齡層為長。

Malathy (1994) 分析印度都會區有偶婦女在非市場性質工時 (nonmarket work) 例如：家務工時，煮飯、教育小孩，以及其他照顧小孩等時間分配。研究發現婦女工資的上升，將會減少家務工時，然而，先生工資的增加，卻有相反的影響。婦女的教育程度和家務工時之間呈現負面關係，而且在統計上相當顯著，至於年齡方面則隨著年齡的增加，家務工時將會增加，但呈現遞減情況。

相對於國外的實證研究，國內的時間分配研究只有張清溪 (1983)，焦春生 (1983) 二篇。然而，這兩篇研究皆忽略勞動參與、工資率對時間分配的影響。以往國內有關婦女的研究大多著重於勞動參與行為，至於婦女的家務時間與休閒時間之研究仍未見討論。國內婦女勞動的研究方面，劉鶯釧 (1992) 曾指出台灣女性之勞動參與率乃是一路上升之現象；從 1964 年的 34% 逐漸增加到 1990 年的 43%。若比較未婚女性和已婚婦女之差異，則發現未婚女性勞動參與率由 1964 年的 47%，增加到 1973 年的 62% 為其最高點，再逐漸降低到 1990 年的 55%，而有偶婦女則由 1964 年的 30% 逐漸增加到 1990 年的 42%。若由工時的角度來看，已婚婦女與未婚女性之間工時的變化更是明顯，在 1978 年未婚女性之每週平均工時達 49 小時，而有偶婦女只有 43 小時；到了 1990 年，二者的差異已由每週 6 小時縮小到只有 2 小時（前者為 48 小時，後者為 46 小時）。另外，張清溪 (1980,1982)，張素梅 (1978,1988)，劉錦添、劉錦龍 (1987)，劉鶯釧 (1988)，單驥 (1988)，張慶輝 (1992) 等人的研究

亦發現，影響婦女勞動參與率最重要的因素是已婚婦女的教育程度，亦即愈高教育程度者，其愈可能投入勞動市場。劉鶯釧（1988）利用多重選擇模型來估計勞動參與，亦發現只有教育程度才是唯一顯著影響婦女參與全職工作之機率的變數，而對半職工作者而言，則並不顯著。另外，婦女年齡對其勞動參與決策之影響則呈現倒U型態，亦即年齡愈大，就業機率愈大，但增加比例隨時間而遞減。此外，家中六歲以下子女數愈多，亦對已婚婦女形成羈絆。至於婦女的勞働工時決定方面，大多數之研究顯示最重要之影響因素為婦女本身工資率，其效果為正，亦即隱含工資改變的替代效果大於所得效果（張慶輝（1992），單驥（1988），梁正德（1986）皆有相似結論）。教育程度對市場工時的影響，而年齡變數對其工時的影響，則大多呈現倒U型態，和勞動參與決策之影響是相同的；至於年幼子女個數，則大致上對市場工時呈現負效果，但統計上有的並不顯著。

### 三、理論架構與實證模型

#### 1. 理論架構

本文首先根據 Gronau (1977), Khandker (1988) 與 Malathy (1994) 三篇文章的架構，討論一個包含市場工時、家務工時及休閒三種時間型態之模型，以簡單說明有偶婦女在一天中實際的時間分配狀況。在這裡，我們忽略睡眠時間所扮演的角色。首先，假設夫妻二人是一家庭中的決策者，夫妻兩人個別的時間運用行為乃決定於家計單位的共同決策。家庭藉由消費市場性財貨、家庭生產財貨、夫妻兩人之休閒時間而獲得效用。家庭效用函數為：

$$U = U(Z, N, T_{HL}, T_{WL}) \quad (1)$$

其中， $Z$  為市場購買的財貨與勞務， $N$  為家庭內生產的財貨與勞務， $T_{HL}$  為丈夫的休閒時間， $T_{WL}$  為妻子的休閒時間，變數  $T$  的第一個下標  $H$  與  $W$  分別表示丈夫與妻子。

家庭財貨之生產必須耗用家庭資源，亦即必須經由時間投入及購自市場

的要素，透過家庭生產函數來生產出家庭財貨。家庭追求其本身之最大效用時，家庭財貨必須在市場財貨及夫妻兩人的休閒之間進行選擇，於是便產生選擇的問題。家庭財貨之生產決定於夫妻的家務工作時間以及購自市場之商品投入，家庭生產可以表示為：

$$N = N(X_N, T_{HN}, T_{WN}) \quad (2)$$

其中， $N(\cdot)$  表家庭生產函數， $X_N$  為購自市場之商品投入， $T_{HN}$  為丈夫的家務時間， $T_{WN}$  為妻子的家務時間。

由於夫妻兩人花費在各活動上的時間，不可超過其總共可用時間，於是家計單位面對下列的時間限制式：

$$\Omega_H = T_{HM} + T_{HN} + T_{HL} \quad (3)$$

$$\Omega_W = T_{WM} + T_{WN} + T_{WL} \quad (4)$$

其中， $\Omega_H$  為丈夫總共可用時間， $\Omega_W$  為妻子總可用時間， $T_{HM}$  為丈夫市場工作時間， $T_{WM}$  為妻子市場工作時間。值得注意的是，我們在(3)(4)式中忽略夫妻二人的睡眠時間，因此總共時間並非 24 小時。另外，在(4)式中，妻子在休閒與家務上的時間分配為正值，但在市場工作時間則不一定為正值。如果妻子沒有至市場上工作，她將會只分配時間於休閒與家務上面。

除了時間限制之外，家計單位之花費不能超過其總家庭收入，將家庭預算限制以下式表示：

$$P_Z Z + P_X X_N \leq W_H T_{HM} + W_W T_{WM} + V = I, T_{WM} \geq 0 \quad (5)$$

其中， $W_H$  為丈夫的市場工資率， $W_W$  為妻子的市場工資率， $P_Z$  為市場財貨  $Z$  的市場價格， $P_X$  為家庭財貨  $X$  的市場價格， $V$  為家庭非勞動所得， $I$  為家庭總所得。

為了簡化起見，假設家庭財貨的生產為固定比例型態，亦即家庭生產之要素投入與產出皆成一固定比例：

$$X_N = aN \quad (6)$$



$$T_{HN} = \beta N \quad (7)$$

$$T_{WN} = \gamma N \quad (8)$$

其中， $\alpha$  表示市場商品投入  $X_N$  對家庭生產之邊際生產力，而  $\beta$  與  $\gamma$  分別表示丈夫與妻子家務時間  $T_{HN}$ ， $T_{WN}$  對家庭生產之邊際生產力。

本文主要研究對象是丈夫有工作之有偶婦女，故丈夫之市場工時必為正值，但妻子之市場工時則視其是否投入勞動市場而定，亦即有  $T_{WM} \geq 0$  之限制條件。最適家庭財貨生產 ( $N$ ) 與最適妻子休閒 ( $T_{WL}$ ) 之一階條件，須視妻子是否參與勞動市場而定。當她參與勞動市場時，她將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市場工資 ( $W_{WM}$ ) 為止。但當她未參與勞動市場時，她所分配休閒時間將是休閒的邊際效用等於自我雇用的影子工資 (shadow wage;  $W_w^*$ )。此一影子工資為婦女不到市場工作時所面對的工資率，這一變數為一內生變數，受到家庭消費決策變數影響。例如，非勞動所得  $V$  不僅會影響妻子的時間分配，亦會影響她的影子工資率。此外，不管婦女是否參與市場工作，她所生產家庭財貨例如照顧小孩，將是家庭財貨之邊際效用與設算的影子價格的價值二者相等為止。但就業與未就業兩種婦女而言，她們對家庭財貨的評價有所不同，就業者認為家庭財貨的影子價格視市場工資  $W_w$  而定，而未就業者則是根據她本身設算的工資  $W_w^*$ 。由此可知，有偶婦女是否參與勞動市場，對家庭生產與時間運用之決策影響有重要影響。

上面的分析，可利用 Kuhn-Tucker 條件，得到最適條件。根據以上理論推導，可以得到有偶婦女對家務時間 ( $T_{WN}$ )，休閒時間 ( $T_{WL}$ )，以及市場工時 ( $T_{WM}$ ) 三種時間運用決策的縮減式 (reduced form equations)：

對於有工作之有偶婦女為：

$$T_{WN} = T_{WN}(W_H, W_w, \alpha, \beta, \gamma, V, P_x, P_z) \quad (9)$$

$$T_{WL} = T_{WL}(W_H, W_w, \alpha, \beta, \gamma, V, P_x, P_z) \quad (10)$$

$$T_{WM} = T_{WM}(W_H, W_w, \alpha, \beta, \gamma, V, P_x, P_z) \quad (11)$$

對於無工作之有偶婦女則為：

$$T_{WN} = T_{WN}(W_H, W_w^*, \alpha, \beta, \gamma, V, P_X, P_Z) \quad (12)$$

$$T_{WL} = T_{WL}(W_H, W_w^*, \alpha, \beta, \gamma, V, P_X, P_Z) \quad (13)$$

$$T_{WM} = 0 \quad (14)$$

在下面實證模型部份，我們將要估計這三種時間運用函數，函數中應變數分別為家務工時，休閒工時、及市場工時，而解釋變數則是上述縮減式中的外生變數。然而，有些變數例如： $\alpha, \beta, \gamma, V, P_X, P_Z$  可能無法直接觀察，需以一些變數來取代。例如：受訪者的年齡、教育、子女數目、學齡前的小孩或先生的所得。

## 2. 勞動參與決策以及工資函數

各時間型態函數中，對於未參與勞動市場之婦女而言，我們無法直接觀察影子工資  $W_w^*$ 。根據 Gronau (1977), Khandker (1988), Malathy (1994) 的研究，我們先估計有工作婦女之工資函數，再進一步預測無工作者的工資率。在估計婦女工資函數時，為了避免因忽略未就業者樣本所造成的選擇性偏誤，我們可利用 Heckman (1979) 的兩階段估計法加以修正。Heckman 的估計方法分成兩個步驟，首先利用 Probit 方法估計婦女勞動參與決策，其模型設定如下：

$$P(I)_i = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j X_{1j} + u_i \quad (15)$$

其中， $I=0$  表示沒有參與勞動市場， $I=1$  表參與勞動市場， $P(I)_i$  代表勞動參與的機率， $X_{1j}$  為相關之解釋變數， $u_i$  為干擾項，且假設  $u_i \sim IN(0, \sigma_u^2)$ 。由此一 Probit 估計結果，可計算每一位婦女的 Mill 比率的倒數 (inverse of Mill's ratio)  $\lambda_i$ 。接著，在婦女工資函數中我們選取工資為正值的樣本，並引進  $\lambda_i$  與其它相關的解釋變數，利用 OLS 進行估計。

$$\ln W_w = a_0 + a_1 \lambda_i + \sum_{j=2}^m a_j X_{2j} + \varepsilon_w \quad (16)$$

其中， $X_{2j}$  為工資函數的解釋變數。利用上述工資函數，我們可預測無市場工作婦女之工資率。

### 3. 家務工時、休閒時間與市場工時函數

(9)式(14)式各種時間運用函數彼此間呈現相互相關的現象，亦即市場工時會影響家務時間與休閒時間，這形成一個方程式體系。假如這三條方程式的誤差項彼此相關，則可利用 Zellner's 近似毫無相關迴歸估計法 (SURE)。<sup>2</sup> 事實上，上面時間運用的估計其關鍵在於有偶婦女有沒有參加勞動市場。不論有偶婦女是否她在休閒時間與家務時間之分配皆會受到該項決策行為影響。換言之，婦女對勞動市場的自我選擇行為 (self-selection) 不僅影響工資函數的估計，亦在家務工時與休閒時間中扮演重要角色。文獻上 Gronan (1977)，Khandker (1988)，Skoufias (1993) 曾先後討論這項問題。他們皆發現有沒有參與勞動市場，婦女的家務工時與休閒時間函數有顯著性的差異。這項自我選擇行為，在計量模型上類似 Maddala and Nelson (1975) 提出的二階段內生轉換回歸模型 (Two-stage Methods for Switching Regression Models)。

由於婦女是否投入勞動市場是一個內生的自我選擇決策，此一決策行為會影響各種時間運用函數的估計。解決這種選擇性偏誤的方法仍是根據上面所計算出之 Mill 比率的倒數，作為估計家務工時函數、休閒函數與工作時間函數之解釋變數，以修正勞動參與決策的自我選擇效果。值得注意的是，當婦女為有工作的樣本， $\lambda_i$  值為  $\phi/\Phi$ ，而婦女為沒有工作的樣本， $\lambda_i$  為  $-\phi/(1-\Phi)$ ，其中  $\phi$ ,  $\Phi$ ，分為勞動參與機率函數 ( $P$ ) 的標準常態機率密度與分配函數。當我們考慮有偶婦女參與勞動市場時，三個時間的實證模型可設定為：

2 SURE 估計方法係一般化最小平方方法 (GLS) 之應用。本文的迴歸模型，右邊的解釋變數皆為外生變數，然而左邊的不同時間分配彼此可能相關，因此，以 SURE 估計可得到較具效率性 (efficient) 的參數估計值。由於右邊的解釋變數並沒有內生變數，因此，不構成聯立方程式體系。

$$T_{WN} = b_0 + b_1\lambda_i + \sum_{j=2}^m b_j X_{3j} + u_N \quad (17)$$

$$T_{WL} = a_0 + a_1\lambda_i + \sum_{j=2}^m a_j X_{3j} + u_L \quad (18)$$

$$T_{WM} = \gamma_0 + \gamma_1\lambda_i + \sum_{j=3}^m \gamma_j X_{4j} + u_M \quad (19)$$

其中， $T_{WN}$ 、 $T_{WL}$ 、 $T_{WM}$  分別代表有偶婦女的家務工時、休閒時間與工作時間， $X_{3j}$  為包括夫妻年齡、教育程度及子女年齡結構等社會經濟特性之解釋變數， $u_N$ 、 $u_L$ 、 $u_M$  皆為迴歸式干擾項。如果有偶婦女沒有參與勞動市場，那市場工作時間將為 0，模型將只探討家務工時 ( $T_{WN}$ ) 與休閒時間 ( $T_{WL}$ ) 二條迴歸式。由於不同型態的時間運用彼此可能會有關聯，我們利用一般化最小平方法，將樣本分成有工作者與沒有工作者，同時估計(17)至(19)式，或(17)至(18)式。

#### 4. 迴歸式解釋變數的預期影響

根據前面的分析，可知有偶婦女的時間運用型態，乃是家計單位共同決定的結果，亦即一個家庭在面對各種限制下，所呈現出來的最適選擇。以下即針對幾個主要的解釋變數，探討其對時間運用型態的影響。

模型中最重要的變數是妻子的工資率。妻子本身工資率的上升，所產生的替代效果將會使市場工時增加，而工資率上升的所得效果卻又使得市場工時減少，因此，市場工時的消長完全決定於兩種效果的大小。當所得效果高於替代效果時，便會出現勞動供給後彎的情形。假設市場財貨與家庭產出具有替代性，當婦女工資增加，隱含以時間表示的市場財貨價格降低，家庭生產的相對利益將會減少，所以婦女將會減少其家務工作時間。由於市場工時的影響效果不定，儘管家務工時可能減少，亦無法預期工資對休閒的影響方向。至於，丈夫所得的增加，如果丈夫和妻子在市場生產上具有替代性，則當家庭基本生活需求可由丈夫所得獲得滿足，其配偶所扮演的相夫教子角色會益加明顯，將會使得婦女的市場工時減少。同時，丈夫所得的增加，可視為婦女的非勞動所得增加，對於已就業的婦女而言，此一效果並不影響其家庭生產的邊際生產力，亦即對家務工時沒有顯著影響，而由所得效果造成市

場工時的減少以及休閒時間的增加。對於原先沒有就業的婦女而言，在休閒為正常財的假設下，所得效果會提高休閒時間與減少家務工時。

在探討婦女的時間運用行為時，家中小孩的個數與年齡結構具有相當大的影響力。小孩數目的增加，將使得婦女必須挪用其他活動的時間來照顧小孩。根據 Gronau (1977) 的看法，小孩數目的增加將使得原先有工作婦女之休閒減少。對於市場工時及家務工時而言，由於婦女之市場工資一般低於男性的工資而且他們在家務工作上有較男性為高的生產力，因此，小孩個數的增加，將促使有工作之有偶婦女減少其市場工作時間，而花較多心力於與小孩個數息息相關的家務活動上；尤其對於有學齡前的小孩，此種情況更為明顯。然隨著小孩年齡漸漸增長，婦女必須花費在小孩身上的心力已相形減少，加上小孩長大後可以幫忙家務，對家計生產工作提供部分協助，使得婦女在家務工作上的利益不那麼顯著，此種轉變，使得婦女會增加市場工時並減少家務工時。另外，小孩增加對休閒時間的影響方面，由於照顧小孩需耗費時間，婦女可能須減少其他活動，休閒時間應會減少。

探討婦女年齡對時間型態的影響，首先必須考慮婦女生命的週期。有偶婦女在年紀較輕時，需負擔較多的家務與養兒育女，在工作上投入的時間較少，待其子女逐漸進入學校，婦女乃較有餘力和意願專心於工作的發展；到了年老，體力衰退造成市場工時減少的現象。因此，我們可預期年齡對市場工時的影響，將呈現二次式型態。至於在家務工作的影響上，儘管年齡愈大，其家務生產力愈為提高，在家務生產具有比較利益下，將造成家務工時的增加；然而由於家務生產力的提高，婦女投入時間可能會相對減少，所以年齡對家務工時的影響並不確定。就休閒時間而言，婦女在年輕時必須負擔較重的家務工作，但隨著年齡增長，其閒暇時間較為充裕，故預期年齡對休閒具有正向效果。

婦女的教育程度代表其人力資本投資的累積，無論是在家庭生產或市場性生產上，教育水準皆可視為其潛在生產力之指標。教育程度的提高，隱含婦女不外出工作之機會成本增加，但另一方面教育程度提高也表示家務工作的品質可能較高，兩種效果相互作用下，教育對家務工時的影響並不確定。另一方面，丈夫的教育程度透過影響丈夫工資所產生的財富效果，使得妻子

可以減少市場工時，並將此段時間轉移到家務生產或休閒時間上面。

除了以上幾種主要因素，對有偶婦女的時間運用決策有重要影響外，其他像住宅面積大小、家庭成員之結構及都市化程度因素，亦可能對時間需求型態有所影響。例如住宅面積較大，在其他情況不變下，清掃整理之家務工作時間亦相對提高，家庭成員中若有其他成年人同住（譬如：夫或妻之父母），則可以協助已婚婦女照顧小孩及整理家務，使其能專心於市場工作，並享有較多休閒。位處於都市化程度高的家庭，工作機會遠多於非都市地區，妻子的市場工作時間可能延長。

## 四、資料來源

### 1. 調查方法與受訪範圍

台灣現有的時間運用調查，以主計處自 1987 年、1990 年與 1994 年三次「台灣時間運用調查」較為完整，該項調查之問卷設計係採 24 小時日記方式。該項調查主要目的在蒐集社會指標中國民生活之時間結構與分配狀況，以明瞭台灣國民全日作息的時間分配，其中包含勞動時間、通勤時間、休閒時間、家務時間與睡眠時間之分配。很可惜，該項調查缺乏工資所得資料。<sup>3</sup> 本研究所進行的問卷調查，基本上仍參考主計處的作法，將時間種類區分為照顧小孩、做家事、收看電視及錄影帶、閱讀書報、在家休閒、睡眠、盥洗用餐及戶外休閒八種，對有工作者則更包含了市場性工時及通勤時間。

該項調查係作者們委託民間問卷調查公司，進行的「已婚婦女生活習性」問卷訪問。訪問時，係以台北縣市及高雄縣市住宅電話號碼簿為抽樣母體，篩選其丈夫有工作之已婚婦女為受訪對象。排除非人為因素後，<sup>4</sup> 本次調查總受訪人數為 1654 人，成功訪問 1021 個有效樣本，調查成功率為 62%，以

3 見歷年中華民國時間運用調查報告。

4 訪問過程之非人為因素，包括受訪者拒訪、當時不在、電話中、無人接聽、戶中無受訪對象、電話故障、空號、傳真機、非訪問地區及公司用電話等。

百分之九十五的信賴水準估計，抽樣誤差值為 $\pm 3.1\%$ 。<sup>5</sup> 訪問是以電話訪問方式，分別在大台北及大高雄兩個地區同時進行訪問。由於訪問對象是有偶婦女，為了避免不必要困擾，訪員皆選派女性擔任。訪問日期自一九九三年元月十五日至元月十八日共進行四天。<sup>6</sup>

問卷中訪問重點主要以日常活動為主，由訪員詢問受訪者一週內平均每天花費在某項活動上多少時間，這是 Juster (1991) 所稱格式化 (stylized) 的調查方式。<sup>7</sup> 除了時間運用的調查外，問卷中還包括受訪者及其先生的個人基本資料、工作狀況、每月收入及家庭結構等各種特性。由於訪問內容中時間運用情形乃是取受訪者一週內平均生活狀況，包括平時工作天及星期假日，故並未特別限定為該受訪者在某些特別日之生活情形。

由於此次調查採用格式化的訪問方式，受訪者在短時間內可能較難確切答覆她在某些活動所花費的時間，以至造成回答很難說、沒意見、不知道或拒答的情形相當嚴重，我們將這些回答皆歸類資料為遺漏值。此外，為了分析時間運用型態，所不可缺少的變數是夫妻兩人的所得與工作時間，在本次調查其出現遺漏值的情況亦頗為嚴重。透過嚴格的選擇程序，我們只挑取 352 個樣本。<sup>8</sup> 我們將實證研究中所涉及之各主要變數其符號及定義整理如 [表 1]。表中教育程度係以受訪者所受教育之年數來計算；而每週家務工作及休

---

5 抽樣方法採系統抽樣法，以住宅電話號碼簿中之欄位為選擇主體。舉例而言，台北縣之住宅電話號碼簿有 500 頁，每頁有 6 欄，則共有 3000 欄；若每日抽取 50 位受訪者，採等距取權方式，每  $3000/50=60$  欄為一間隔，起抽點由亂數表選取，假設抽到第 150 欄為起抽點，則第 2 個抽樣欄位為第 210 欄，第 3 個為第 270 欄...，依此類推。另外，每欄中被選中之電話號碼為電話簿由上往下的第  $X$  公分處之電話，而  $X$  值係由亂數表來選取。

6 訪問時間為了配合受訪者之作息除了因元月十七日為週日，而排定為下午一點三十分至五點外，其餘三天皆是由晚間六點三十分至十點。

7 關於時間運用資料的調查方法，歷經學者多次研究、比較和修正，一般皆認為採 24 小時回憶之日記方式所得之資料最為理想 (Juster 1985, 1986, 1991; Robinson 1977, 1985)，該項方法可精確記錄受訪者 24 小時中所進行的所有活動內容。但此種調查方式所需之經費亦因必須投入龐大人力、物力而相形繁重。在有限預算之箝制下，本研究所使用之調查資料僅能採取所謂格式化 (stylized; Juster 1991) 的調查方式。此種調查方式相對上較適用於每天有規律習性的活動，但不可避免的仍將產生高估時間運用現象。

8 這種資料回答不完整的現象，可能會造成另外一種樣本選擇性偏誤的情形，為模型簡化起見，我們沒有處理這項偏誤，非常謝謝一位評審人的意見。

閒時間分別由每天所耗用的時間乘以七天來設算。此外，家中是否有學齡前小孩設定為虛擬變數 (Presch)。城市之虛擬變數 (Urban) 係將將居住地區的若屬院轄市者，則歸類為城市地區，而居住在縣轄市及鄉鎮者，則視為非城市地區。[表 1] 中所指的休閒時間，包括看電視影帶，閱讀書報，家中聽音樂或運動、聊天，及外出旅遊、應酬等各活動的時間總和；而家務工時則

[表 1] 變數說明表

| 變數符號    | 定義說明                      |
|---------|---------------------------|
| 妻子變數：   |                           |
| Wage    | 妻子年齡 (歲)                  |
| Wage2   | 妻子年齡平方                    |
| Wedu    | 妻子教育程度 (年)                |
| Wexp    | 妻子以前的工作經驗 (年)             |
| Wten    | 妻子在現職的工作時間 (年)            |
| Wwork   | 妻子的工作狀況，虛擬變數，有工作=1，無工作=0  |
| Wwage   | 妻子工資率 (元)                 |
| Winc    | 妻子每月收入 (元)                |
| Wwhpd   | 妻子每天上班工作時數 (小時)           |
| Whkwork | 妻子每天家務工作時數 (小時)           |
| Wlsr    | 妻子每天休閒時數 (小時)             |
| 丈夫變數：   |                           |
| Hwage   | 丈夫工資率 (元)                 |
| Hinc    | 丈夫每月收入 (元)                |
| Hwdpw   | 丈夫每週工作天數                  |
| Hwhpd   | 丈夫每天工作時數 (小時)             |
| Hhwork  | 丈夫每週家務工作時數 (小時)           |
| 家庭特性：   |                           |
| Chdnum  | 家中小孩個數                    |
| Chdn0_6 | 家中小於 6 歲之小孩個數 (學齡前小孩)     |
| Presch  | 有無小於 6 歲之小孩，虛擬變數，有=1，無=0  |
| Own     | 居住房屋是否自有，虛擬變數，是=1，否=0     |
| Urban   | 是否居住在城市，虛擬變數，是=1，否=0      |
| Parents | 是否與父母親或祖父母同住，虛擬變數，是=1，否=0 |

資料來源：本研究 (1993)。



包含做家事及照顧小孩兩項。此外，工資率則僅指有工作婦女之每小時工資率，其為每月收入除以每週工作時數，再除以每月平均有 4.23 個星期而得。

[表 2] 中則分別列舉有工作、無工作及全部婦女之主要變數統計值，觀察其內容可以得到以下幾點發現：第一、有工作婦女之每週工時約比其丈夫少了一個半小時，而其工資率（146.55 元）則遠低於其丈夫工資率（219.25 元）。第二、有工作之婦女其平均年齡較無工作者年輕一歲半，而教育程度則將近高出近二年的時間，或可推論受高教育者較容易留在勞動市場，儘管以前的工作經驗是以無工作婦女為較高。而觀察有 6 歲以下小孩之個數，以無工作婦女為較高，平均高出 0.1 個子女。在時間運用方面，無工作之婦女每週家務工時平均高出七個多小時，然亦多享受了近 2.5 個小時的休閒時間。第三、對於有工作婦女而言，丈夫每月收入或是每小時工資率皆高於無工作婦女之丈夫，此或可推論為有工作之婦女，因其本身教育程度較高，自然在選擇對象時亦考慮教育程度較高者，故亦有較高的所得及工資率。第四、由丈夫每週家務工作時間變數（Hhwork）發現，當太太外出上班時，先生幫忙家事的時間較太太沒有上班的先生為長，前者每週平均 3.22 小時，後者只有 1.62 小時。

## 五、計量實證結果分析

### 1. 勞動參與決定行為與工資函數

[表 3] 乃是前文所述之有偶婦女勞動參與決定模型，其估計方式為利用最大概似法估計 Probit 模型。實證結果顯示隨著年齡（Wage）的增長，婦女愈可能去工作，但其參與機率是呈遞減的趨勢，亦即年齡對勞動參與之機率呈現倒 U 型的影響。這項結果與單驥（1988）、張慶輝（1992）之研究相符。另外，教育程度（Wedu）對勞動參與之意願亦有相當顯著的正向影響；而家庭中未滿六歲之小孩人數（Chdn0\_6）愈多，對其勞動參與有牽絆作用，即其效果為負。另外，考慮家中房屋（Own）是否自有之因素可做為財富指標，理論上對於未擁有自有房屋之婦女而言，他們會選擇投入勞動市場來協助家

[表 2] 重要變數之基本統計量

| 變數名稱    | 有工作婦女<br>(N=197) |        | 無工作婦女<br>(N=155) |        | 全部婦女<br>(N=352) |        |
|---------|------------------|--------|------------------|--------|-----------------|--------|
|         | 平均值              | 標準差    | 平均值              | 標準差    | 平均值             | 標準差    |
| 妻子變數：   |                  |        |                  |        |                 |        |
| Wage    | 37.594           | 6.088  | 39.090           | 8.558  | 38.253          | 7.306  |
| Wedu    | 11.264           | 3.593  | 9.541            | 3.501  | 10.506          | 3.649  |
| Wexp    | 6.228            | 6.638  | 7.028            | 7.142  | 6.580           | 6.866  |
| Wten    | 8.502            | 7.579  | 0.000            | 0.000  | 4.777           | 7.045  |
| Wwork   | 1.000            | 0.000  | 0.000            | 0.000  | 0.559           | 0.497  |
| Winc    | 26,063           | 14,153 | 0.000            | 0.000  | 14,586          | 16,725 |
| Wwage   | 146.55           | 110.63 | 0.000            | 0.000  | 82.017          | 110.19 |
| Wwhpd   | 8.081            | 1.805  | 0.000            | 0.000  | 4.522           | 4.237  |
| Whkwork | 4.527            | 2.675  | 5.613            | 3.284  | 5.005           | 3.003  |
| Wlsr    | 4.282            | 2.908  | 4.649            | 2.997  | 4.443           | 2.949  |
| 丈夫變數：   |                  |        |                  |        |                 |        |
| Hwage   | 219.25           | 181.73 | 198.43           | 153.84 | 210.08          | 170.09 |
| Hinc    | 39,977           | 15,585 | 38,394           | 16,698 | 39,280          | 16,081 |
| Hwdpw   | 5.777            | 0.617  | 5.867            | 0.814  | 5.816           | 0.710  |
| Hwhpd   | 8.350            | 1.721  | 8.580            | 1.735  | 8.451           | 1.728  |
| Hhwork  | 3.223            | 5.188  | 1.622            | 2.640  | 2.573           | 1.451  |
| 家庭特性：   |                  |        |                  |        |                 |        |
| Chdnum  | 2.264            | 0.898  | 2.600            | 0.990  | 2.411           | 0.953  |
| Chdn0_6 | 0.452            | 0.673  | 0.554            | 0.822  | 0.497           | 0.743  |
| Presch  | 0.355            | 0.479  | 0.374            | 0.485  | 0.363           | 0.481  |
| Own     | 0.777            | 0.417  | 0.825            | 0.380  | 0.798           | 0.401  |
| Urban   | 0.558            | 0.497  | 0.541            | 0.499  | 0.551           | 0.498  |
| Parents | 0.157            | 0.365  | 0.187            | 0.353  | 0.169           | 0.375  |

註：本研究中忽略睡眠時間，因此市場工作時間、家務工時與休閒時間三者的和並不是 24 小時。

計、購買房子，實證結果和預期相符，該項變數符號為負，而且在 10% 統計水準顯著地異於零。由於 Probit 模型並非直線性式，其估計係數 ( $\beta$ ) 本身因此無法像一般的線性式迴歸式反映其解釋變數對應變數的邊際影響，而必須將係數估計值 ( $\beta$ ) 乘上其標準常態之機率密度函數 ( $\phi(\beta' X_i)$ )。邊際影響估計值，列於 [表 3] 中第四欄。

[表 3] 有偶婦女之勞動參與機率 (Probit 模型)

| 解釋變數           | 估計係數                   | <i>t</i> 統計量 | 邊際效果                   |
|----------------|------------------------|--------------|------------------------|
| Constant       | -4.225                 | -2.247**     | -1.665                 |
| Wedu           | 0.088                  | 4.220**      | 0.035                  |
| Wage           | 0.216                  | 2.387**      | 0.085                  |
| Wage2          | -0.003                 | -2.710**     | -0.001                 |
| Hwage          | $0.180 \times 10^{-3}$ | 0.417        | $0.709 \times 10^{-4}$ |
| Chdn0_6        | -0.267                 | -2.096**     | -0.105                 |
| Own            | -0.301                 | -1.707*      | -0.118                 |
| Log-Likelihood | -220.315               |              |                        |
| Chi-Squared(6) | 42.323                 |              |                        |
| N(樣本數)         | 352                    |              |                        |

註：\*\*顯著水準 5% 下顯著；\* 顯著水準 10% 下顯著，Probit 估計式的應變數分別為 1 與 0，其中 1 代表受訪者參與勞動市場，0 代表未參與勞動市場。

由 Probit 模型可以計算每一位婦女 Mills 比率的倒數 ( $\lambda_i$ )，接著，我們利用普通最小平方法對工資函數之解釋變數及  $\lambda_i$  值進行迴歸分析，也就是 Heckman (1979) 二階段估計法的第二步驟。根據有工作婦女之資料估計其工資函數，其結果如下：

$$\begin{aligned} \ln Wwage = & 1.840 + 0.001 Wexp + 0.016 Wten + 0.117 Wage \\ & (0.125) \quad (0.184) \quad (2.452)** \quad (1.351) \\ & - 0.001 Wage2 + 0.065 Wedu + 0.118 Urban - 0.425 \lambda \quad (20) \\ & (-1.297) \quad (3.167)** \quad (1.437) \quad (-1.118) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.331$ ,  $N = 197$  註：括弧內數值為 *t* 統計量，\*\*代表 5% 顯著水準。

上式可發現， $\lambda$  的估計參數值，其 *t* 值在顯著水準 10% 下不顯著，故可推論樣本選擇性偏誤並不嚴重。<sup>9</sup> 對於無工作之婦女，其本身存在一個未能

9 觀察工資函數之估計式，以婦女現職工作時間 (Wten) 及其教育程度 (Wedu) 對工資的影響最為顯著，亦即現職工作愈久，或是教育程度愈高者其工資報酬亦愈高，此種結果頗符合人力資本理論的預期。因為人們之所以願意從事人力資本投資 (增加其受教育年數及累積工作經驗)，乃因其預期人力資本投資所帶來的生產力提高，可以增加工資報酬。此外，婦女薪資水準隨年齡增長而增加，其影響幅度則呈遞減現象，但統計上不顯著。另外，婦女以前的工作經驗 (Wexp) 及居住在城市皆將提高其工資報酬，但其影響在統計上皆不顯著。

觀察到的「隱含」工資，我們利用前面所估出之工資函數，可預測不同特性下無工作婦女之估計工資率。<sup>10</sup>

## 不同時間型態之決定因素

在時間運用的實證分析時，三個時間型態的應變數皆以每週使用多少小時作為衡量單位。[表 4] 與 [表 5] 為利用一般最小平方法估計 SURE 模型的結果。我們事先利用 Breusch and Pagan (1980) 提出的檢定方法，檢定不同迴歸式之間是否有相關，卡方檢定結果拒絕沒有相關的虛無假設。迴歸式中工資率係由(20)式的預測值，取自然對數型式。表中結果顯示，對於有工作之婦女家務工時，估計係數之影響方向大致符合理論預期，但係數估計大多不顯著。婦女工資對家務工時的影響為正值，這和原先理論預期相反。Malthy (1994) 分析印度婦女的家務工時，發現工資對家務工時影響為負值。若觀察無工作婦女之家務工作估計結果，可發現一特殊現象，即解釋變數的係數，除了學齡前子女數、丈夫家務工時，其餘的解釋變數大多與有工作婦女之結果相反，而且估計係數的統計上顯著性亦有明顯地不同。例如：丈夫所得 (Hinc) 的增加反而促使其減少家務工時，而教育程度及居住在城市地區者對家務工時皆為正向影響。<sup>11</sup> 至於工資變數在沒有工作婦女的家務工時迴歸式中為負值，而且統計上很顯著地異於零。這項估計結果和 Khandker (1988) 的研究正好相反。[表 4] 與 [表 5] 中有工作者家務工時估計中和無工作者二條截然不同的結果，也證實了勞動參與行為的確左右了婦女的時間運用決策，亦即不同的勞動參與決策產生了不同的時間行為模式，這和 Khandker (1988) 的估計大致相同。

在休閒時間的決定因素上，有工作婦女中以工資率變數在統計上最為顯著，表中顯示工資的上升將減少其休閒時數。至於，其他重要變數例如：丈夫所得的提高，不論是婦女有無工作，如所預期的對妻子休閒亦有促進的作

10 預測的方式乃是取與原先估計工資函數之解釋變數，代入工資函數之估計式中，計算其估計值。

11 迴歸式中分別引進丈夫的工資率 (Hwage) 與丈夫每月所得 (Hinc) 兩個變數，估計結果大略相同。

[表 4] 有工作者的時間分配估計

| 解釋變數                 | 家務工時<br>(Whkwork)   | 休閒時間<br>(Wlsr)         | 市場工時<br>(Wwhpd)      |
|----------------------|---------------------|------------------------|----------------------|
| Intercept            | -21.545<br>(-0.366) | 163.110<br>(2.606)**   | 28.560<br>(0.580)    |
| log(Hinc)            | 5.839<br>(1.597)    | 6.785<br>(1.730)*      | -5.574<br>(-2.319)** |
| log(Wwage)           | 4.713<br>(0.390)    | -47.735<br>(-3.717)*** | 16.660<br>(2.014)**  |
| Chdn0_6              | 1.807<br>(0.559)    | 5.986<br>(1.736)*      | -0.511<br>(-0.729)   |
| Wedu                 | -0.749<br>(-0.852)  | 2.105<br>(2.239)**     | -0.311<br>(-0.153)   |
| Wage                 | -0.622<br>(-1.712)* | 0.589<br>(1.529)       | -3.105<br>(-0.153)   |
| Wage2                |                     |                        | 0.002<br>(0.075)     |
| Parents              | -1.995<br>(-0.555)  |                        |                      |
| Urban                | -4.034<br>(-1.660)* | 4.997<br>(1.586)       | -3.561<br>(-1.828)*  |
| Chdnum               |                     |                        | -0.901<br>(-0.770)   |
| Hhkwork              | 0.243<br>(0.966)    |                        |                      |
| Lambda ( $\lambda$ ) | 3.344<br>(0.223)    | -43.411<br>(-2.762)**  | 25.120<br>(2.815)**  |
| $R^2$                | 0.075               | 0.100                  | 0.126                |
| $N$                  | 197                 | 197                    | 197                  |

註：括弧中數值為估計係數的  $t$  統計量，\*\*\*、\*\*、\* 符號分別代表 10%、5%、1% 顯著水準下具有顯著性，估計方法為一般化最小平方法。

[表 5] 沒有工作者的時間分配估計

| 解釋變數                 | 家務工時<br>(Whkwork)     | 休閒時間<br>(Wlsr)      |
|----------------------|-----------------------|---------------------|
| Intercept            | 187.59<br>(1.848) *   | -124.74<br>(-1.193) |
| log(Hinc)            | -4.707<br>(-1.127)    | 5.886<br>(1.656) *  |
| log(Wwage)           | -22.063<br>(-1.890) * | 18.957<br>(0.757)   |
| Chdn0_6              | 9.045<br>(2.098) **   | -1.559<br>(-0.357)  |
| Wedu                 | 1.323<br>(1.344)      | 1.043<br>(1.022)    |
| Wage                 | -0.677<br>(-1.950) *  | 0.187<br>(0.534)    |
| Parents              | 3.075<br>(0.733)      |                     |
| Urban                | 6.979<br>(1.662) *    | -1.543<br>(-0.355)  |
| Hhkwork              | -0.164<br>(-0.275)    |                     |
| Lambda ( $\lambda$ ) | -26.542<br>(-0.899)   | 23.710<br>(0.804)   |
| $R^2$                | 0.302                 | 0.098               |
| $N$                  | 155                   | 155                 |

註：括弧內數值為估計係數的  $t$  統計量，\*，\*\*，\*\*\* 符號分別代表 10%，5% 顯著水準下具有顯著性，估計方法為一般化最小平方法。

用。丈夫所得提高，在休閒為正常財的假設下，所得效果會使得休閒增加，估計係數符號為正值，而且統計上具有顯著性。這和 Gronau (1977) 的研究相同。

六歲以下子女數 (Chdn0\_6) 增加，對有工作者可增加其休閒時間，這和無工作婦女完全不同，不過，估計係數  $t$  統計量並不顯著。此外，具有較高教育程度、年齡較長以及都市的已婚婦女，愈為重視休閒；而 Lambda ( $\lambda$ )

的統計顯著性亦顯示勞動參與的自我選擇因素在休閒決策扮演重要角色。就無工作婦女而言，其估計結果和有工作者有很大的差異，除了丈夫所得因素有稍顯著的正向效果外，其餘的估計係數在統計上皆不顯著。

接著繼續探討市場工時的決定因素。由於婦女市場工作時間決策具有樣本選擇的問題，亦即勞動投入者之工時為正，而無工作者其工時為零，因此，只有[表 4]有估計結果。表中顯示婦女的工資和市場工時之間呈現正向關係，估計係數在統計上顯著地異於零。這項結果符合理論的預期，亦和國外的研究相同。例如：Gronau (1977) 分析美國有偶婦女、Khandker (1988) 分析孟加拉有偶婦女的市場工時亦都有相同的發現。丈夫的所得對市場工時的影響為負號，而且統計上相當顯著。丈夫工資的提高反映出財富效果，將會增加太太的休閒時間，進而減少市場工作時間。家中有學齡前的小孩或居住在都會區的婦女皆將減少市場工時。估計結果較特別的是婦女教育變數，結果顯示教育程度越高者，市場工時將會減少。若參照表 4 教育對休閒時間呈現正向影響，則顯示教育程度較高的婦女將會減少市場工作時間，以增加休閒的機會。年齡對市場工時的影響則呈現二次式型式，在年輕時婦女的市場工時將會減少，但年齡逐漸增長後，市場工時又會逐漸增加，但估計係數皆不顯著。

針對上面三個表的估計結果，我們分別討論幾個重要變數對三種時間運用型態的影響。就教育程度而言，對有工作婦女家務時間與市場工時之影響為負向效果，但對其休閒時間則有促進作用，此現象與 Gronau (1976, 1977) 的結果相同。但對無工作之婦女教育變數在家務工作與休閒出現正效果，但對休閒幾乎沒有影響。家務活動之效果與 Khandker (1988) 有所不同，此或可推論為有工作之婦女，其教育程度的提高增加其家務生產的效率，於是減少家務時間的投入，並將之移轉到休閒上。教育對休閒時間的影響為顯著的正向效果，這與 Gronau (1976)、張清溪 (1983) 之結果相同。

在工資率的影響方面，就有工作婦女而言，該變數對休閒時間為負向影響，但在市場工時方面則為正向。很明顯地，婦女工資的提高，有偶婦女將會將休閒時間轉移至勞動市場上面。至於丈夫的所得提高，將會增加休閒時間，但婦女的市場工時會明顯地減少。對沒有工作婦女而言，丈夫的所得提

高將減少她們的家務工時。

此外，就家中擁有學齡前小孩數之因素，我們發現有工作者家務時間因學齡前子女數出現而延長，對其休閒亦有相同現象，但在市場工時上則有負向的影響，換言之，有工作之已婚婦女在有六歲以下子女時，將比較願意把市場工作時間轉移到照顧子女及增加休閒方面，在此處對休閒的影響並未出現如 Gronau (1977) 所言：「小孩是比較少休閒密集」的說法。在沒有工作之婦女方面，學齡前小孩數的增加將會增加家務工作的時間，減少休閒時間。

最後，考慮年齡因素的影響。有工作婦女之年齡增加將減少家務時間，提高休閒時間。而在市場工時上則呈現  $U$  的影響型態。至於無工作之婦女，年齡在家務時間有顯著負向影響，但在休閒的決定上，則沒有顯著的影響。

## 六、結論

本文係利用自行調查的資料，分析有偶婦女三種時間分配行爲。這三種時間分配分別是家務工時、休閒時間以及市場工作時間。研究中我們特別強調婦女的勞動參與行爲所造成的樣本選擇性行爲。我們以內生轉換模型與一般化最小平法，估計不同時間的決定因素。模型中考慮的經濟變數包括婦女工資率、丈夫每月所得，教育程度，小孩人數，以及有無學齡前的小孩。根據本文的研究，我們可以得到下列幾點結論：

第一，在有偶婦女勞動參與的決定方面，教育程度、年齡、有沒有學齡前的小孩很明顯地扮演重要的因素。教育程度愈高將提高勞動參與機率，但家中學齡前小孩將降低勞動參與機率。在婦女工資函數中，人力資本變數扮演重要角色；另外，樣本選擇性變數並沒有顯著地影響。

第二，在家務工時與休閒時間方面，婦女有沒有工作，其時間分配行爲大不相同。換言之，婦女對勞動市場的自我選擇行爲將會影響家務工時與休閒時間的運用。我們利用 Heckman 二階段估計步驟，修正這項自我選擇偏誤。婦女的工資率在有工作婦女的休閒時間的影響爲負向，而且在統計上顯著地異於零，但在其他迴歸式則不顯著地異於零。就無工作者的家務工時行爲而言，婦女的年齡、居住在都會區兩個變數在統計上相當顯著。另外，家



中有沒有學齡前小孩、婦女的教育程度變數在有工作者的休閒時間決定中顯著地異於零。

第三，由市場工時的決定函數，發現工資的上升，將顯著地提高市場工作時間，而都市地區婦女將明顯地減少市場工作時間。至於教育程度的增加將會減少市場工作時間，而年齡的影響則視婦女年齡而定，該項影響係先下降後上升的現象。

最後，本文僅將時間分成三種型態，事實上本文所探討的家務工時可進一步細分成照顧小孩、洗衣與燒飯，而休閒時間可區分成看電視、閱讀報章雜誌、聽音樂、和家人聊天、外出應酬、沐浴用餐等項目（例如，Kooreman and Kapteyn (1987)）。另外，睡眠時間之需求亦不一定是單純地生物本能，可能是經濟決策行為。Biddle and Hamermesh (1990) 曾發現工資率對睡眠時間有顯著地影響。這些不同性質的時間運用將是未來的研究方向。

## 參考資料

### 一、中文部份

行政院主計處

1995 《中華民國時間運用調查報告》，台北：中央文物供應社。

許伶蕙

1991 《台灣有偶婦女工資率之研究—人力資本理論之應用》，臺灣大學經濟研究所碩士論文。

焦春生

1983 《台北區有偶婦女時間運用形態及其決定因素》，臺灣大學經濟研究所碩士論文。

陳良潮

1987 《婦女家務價值的理論與估計》，臺灣大學經濟研究所碩士論文。

梁正德

1986 〈所得稅與勞動供給—聯立模型分析〉，《台北市銀月刊》，17:8, 19-28。

張素梅

1978 〈台灣都市生育水準對婦女勞動參與行為之影響〉，《經濟論文叢刊》，第八輯，227-273。

1988 〈婦女勞動參與率的研究—聯立模型分析〉，《經濟論文叢刊》，16:2, 175-196。

張清溪

1980 〈結婚生育與子女數對有偶婦女勞動供給的影響〉，《經濟論文叢刊》，9:2, 167-223。

1982 〈台灣有偶婦女勞動參與〉，《中國經濟學會年會論文集》，97-127。

1983 〈台北婦孺之時間用途分析〉，第三次社會指標研討會，台北，中研院三民所叢刊，141-206。

張慶輝

1992 〈台灣勞動供給之研究〉，《勞動市場與勞資關係》，台北，中研院社科所專書(29)，1-34。

單 驥

1988 〈我國小家庭夫妻勞動供給的決定—兼論所得稅的效果〉，《經濟論文叢刊》，16:2, 251-270。

劉錦添、劉錦龍

1987 〈台灣地區男女工資率的差異〉，《中國經濟學會年會論文集》，107-136。

劉鶯釧

1988 〈有偶婦女勞動參與的多重選擇模型〉，《經濟論文叢刊》，16:2, 133-148。

1992 〈台灣的婦女勞動供給〉，《華嚴教授紀念論文集》，台大經濟系。

### 二、英文部份

Ault, D. E. and Gilbert L. Rutman

1992 "The Effects of Social, Political, and Economic Constraints on the Black African's Allocation of Time: Evidence from Oscillating Migrants in the Republic of South Africa," *Oxford Economic Papers*, 44, 135-155.

- Becker, Gary S.  
1965 "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, September, 493-517.
- Biddle, Jeff E. and Daniel S. Hamermesh  
1990 "Sleep and the Allocation of Time," *Journal of Political Economy*, 98, (5), 922-943.
- Chiswick, Carmel U.  
1982 "The Value of A Housewife's Time," *Journal of Human Resources*, 413-425.
- Gronau, Reuben  
1976 "The Allocation of Time of Israel Women," *Journal of Political Economy*, 84, (4), pt. 2, suppl., s201-s220.  
1977 "Leisure, Home Production, and Work: the Theory of the Allocation of Time Revisited," *Journal of Political Economy*, 1099-1123.  
1980 "Home Production—A Forgotten Industry," *Review of Economics and Statistics*, 408-416.
- Hawrylyshyn, Oli  
1976 "The Value of Household Services: A Survey of Empirical Estimates," *Review of Income and Wealth*, 101-130.
- Heckman, James J.  
1979 "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 153-161.
- Hill, M. A.  
1983 "Female Labor Force Participation in Developed and Developing Countries—Consideration of the Informal Sector," *Review of Economics and Statistics*, 65, 459-468.
- Juster, F. Thomas  
1985 "Conceptual and Methodological Issues Involved in the Measurement of Time Use," in Juster and Stafford (1985), *Time, Goods, and Well-being*, 19-31.  
1991 "The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement", *Journal of Economic Literature*, 471-522.
- Juster, F. T. and Stafford, F. P. eds.  
1985 *Time, Goods, and Well-being*, Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.
- Khan, Muhammad Mahmud  
1987 "Time Allocation Pattern in Rural Bangladesh: A Theoretical and Empirical Analysis," unpublished Ph.D. dissertation, CA: Stanford University.
- Khandker, Shahidur R.  
1987a "Womem's Time Allocation and Household Nonmarket Production in Rural Bangladesh," *Journal of Developing Areas*, 22, 85-102.  
1987b "Labor Market Participation of of Married Women in Bangladesh," *Review of Economics and Statistics*, 536-541.  
1988 "Determinants of Women's Time Allocation in Rural Bangladesh," *Economic Development and Cultural Change*, 111-126.
- Kooreman, Peter and Arie Kapetyn

- 1987 "A Disaggregated Analysis of the Allocation of Time Within the Household," *Journal of Political Economy*, 95, (2), 223-249.
- Maddala G. S.  
1983 *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, MA: Cambridge University Press.
- Malthy, R.  
1994 "Education and Women's Time Allocation to Nonmarket Work in an Urban Setting in India," *Economic Development and Cultural*, 42(4), 743-760.
- Mincer, Jacob.  
1962 "Labor Force Participation of Married Women: A Survey of Labor Supply," reprinted in Alice H. Amsden (ed), *Economics of Women and Work*, New York: St. Marfin's Press, 1980.
- Mueller, Eva  
1984 "The Value and Allocation of Time in Rural Botswana," *Journal of Development Economics*, 15, 329-360.
- Murphy, Martin  
1978 "The Value of Nonmarket Household Production: Opportunity Cost versus Market Cost Estimates," *Review of Income and Wealth*, 243-255.
- Schultz, T. Paul  
1980 "Estimating Labor Supply Functions for Married Women," In *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, ed. by James P. Smith, Princeton: Princeton University Press. 25-89.
- Skoufias, Emmanuel  
1993 "Labor Market Opportunities and Intrafamily Time Allocation in Rural Households in South Asia," *Journal of Development Economics*, 40, 277-311.
- Solberg, Eric J. and David C. Wong  
1992 "Family Time Use-Leisure, Home Production, Market Work, and Work Related Travel", *Journal of Human Resources*, 485-510.
- Wales, T. J. and A. D. Woodland  
1977 "Estimation of the Allocation of Time For Work, Leisure, and Housework," *Econometrica*, 45, 115-132.
- Yamada, Tadashi and Tetsuji Yamada  
1993 "The Allocation of Time: Young Versus Elderly Households in Japan," NBER Working Paper, No. 4386, June.

# The Empirical Study of Married Women's Time Allocation in Taiwan

Jin-tan Liu\* and Sea-jeou Jiang\*\*

## ABSTRACT

This paper investigates the determinants of married women's time allocation patterns in Taiwan. An economic model developed by Becker (1965) and Gronau (1977) is utilized to test alternative hypotheses. The data for this article are drawn from a sample of 352 households in two areas of Taiwan. The data focuses on married women between the ages of 20 and 60. Data on time allocation of women are classified under three categories—home production, leisure and market production. Sample selection bias due to endogeneity of female participation in the labor force is considered in the estimates of time allocation models. The empirical results suggest that a woman's time allocation is not fixed exclusively by society but is partially influenced by individual- and household-level economic constrains. An increase in women's market wages increases women's participation in labor market production, a finding consistent with expectations. In contrast, a husband's income can increase a woman's leisure and keep her away from market-oriented production.

**Key Words:** Time allocation, Sample selection bias

---

\* Professor, Department of Economics, National Taiwan University and Research Fellow, Institute of Economics, Academia Sinica.

\*\* Master, Institute of Economics, National Taiwan University.