

勞動市場與勞資關係，施俊吉主編
中央研究院中山人文社會科學研究所專書(29)，頁163—188
民國81年8月，台灣，台北

家庭所得分配的勞動經濟分析 —台灣雙薪家庭實證*

劉鶯釗**

壹、前言

所得分配的均平與否，係經濟發展過程中最重要的指標之一。過去在以家庭為衡量單位，探討所得分配不均來源的諸項研究中，許多文獻根據家庭所得的因素分解，針對家庭成員的勞動報酬、非勞動報酬的變異性以及其間的相關性加以說明。近年來，由於婦女勞動參與率的不斷提升，有偶婦女的勞動報酬對家庭所得分配的均平化效果，更成為所得分配研究者探討的重要課題（參見Liu and Chang，1987；Nelissen，1990等）。

夫妻乃家庭之核心，其所賺取的勞動報酬自然成為家庭所得的主體。然而，勞動報酬的背後則有個人的時間配置(time allocation)問題；事實上，婦女尤其是有偶婦女在家務及外出工作上所扮演的雙重角色，早已在時間配置理論的分析裡成為引人注目的一環（參見Becker，1965；Gronau，1977），而有偶婦女的勞動供給（或休閒）與家庭其他成員（尤其是丈夫）間勞動供給（或休閒）的互動性更不容忽視（參見Ashworth and Ulph，1981等）。質言之，個人的勞動

* 本文的順利完成，得感謝國科會的補助（計畫編號：NSC79-0301-H002-23）；同仁張清溪、古慧雯教授的熱心協助，朱雲鵬、劉錦添兩位教授以及諸位與會者在「勞動市場與勞資關係研討會」的指正，研究助理杜淑美、陳麗光兩位小姐的幫忙，均在此一併致謝；最後，感謝兩位匿名審查者的建議。唯文內若有任何錯誤，概由作者自行負責。

** 台大經濟系教授。

報酬係「工時」與對應的「工資率」之相乘積，而工時與工資則是用來說明勞動行為最重要的兩個變數，前者表現個人的勞動供給決策，後者則反應個人的勞動生產力，同時兩者之間亦密切關聯。因此，若將所得分配的因素分解僅止於勞動報酬間之變異性及相關性之浮面分析，將無法窺知個體經濟行為之決策內涵，也因而無法洞察所得分配不均之真正來源。

雖有少數文獻，如 Layard and Zabalza (1979)、Gronau (1982) 等曾以工資、工時或勞參率等勞動經濟變數進行因素分解，然而，對其中各因子間之相關與因果方向，卻未能由個人勞動經濟行為及其間之互動關係加以深入的說明。據此，本文在下一節即先依因素分解法，將衡量家庭所得分配不均度之變異係數平方項¹分解成若干因子，再就各因子的內涵，進一步分解成工資率與工時等勞動經濟變數，以便利用勞動經濟理論之架構分析所得分配。第參節接著援用1988年「台灣地區婦女生活狀況調查」的雙薪家庭資料，以驗證上列理論模型。最後一節為結論與建議。

當然，僅運用工資率與工時兩變數絕難以完整說明家庭所得分配所涵蓋的各項個體決策行為及其間之互動關係；同時，更由於模型的限制，本文亦僅能採用雙薪家庭資料進行分析。如此，由本研究所可能獲致之成果，或可期待對所得分配之不均來源提供一個更接近個人決策行為的具體方向，然卻較無法遽下結論而得到直接的政策意義。

貳、家庭所得分配之因素分解

家庭成員的勞動行為與非勞動報酬間固有其密切的關係在（參見 Liu and Chang, 1987），但由於勞動報酬係構成家庭所得的主要成份，且本文目的在探討夫妻勞動報酬背後之工時、工資的形成及其行為間的互動關係，故暫不考慮家庭的非勞動報酬，並將家庭成員簡化為夫妻兩人，以利分析。

今以 Y 代表特定期間內，一個家庭的夫妻所得總和，即：

$$Y = Y_m + Y_f$$

式中， Y_m 與 Y_f 分別代表丈夫 (m) 與妻子 (f) 所得。

首先，依循變異係數 (coefficient of variation, 寫為 C) 的定義及運算，上列家庭所得的變異係數平方可分解如下：

$$C^2 = a_m^2 C_m^2 + (1 - a_m)^2 C_f^2 + 2a_m(1 - a_m)r_{mf}C_mC_f \quad (1)$$

式中， C 、 C_m 、 C_f 分別代表家庭、丈夫及妻子所得的變異係數； a_m 代表丈夫的所得配份； r_{mf} 代表丈夫所得與妻子所得的相關係數。

由式(1)可看出：家庭所得分配的變異大小，係丈夫所得之變異、妻子所得之變異以及其間交互影響效果之加權平均。

其次，我們要進一步探究 C_m 、 C_f 及 r_{mf} 的大小是如何形成的？今知勞動報酬係工時與工資率的相乘積，即：

$$Y_i = w_i H_i, \quad i = m, f \quad (2)$$

式中， w 代表工資率； H 代表工時。

為便於運算，我們可根據泰勒展開式，將式(2)寫成下列近似式：

$$Y_i \doteq \bar{w}_i H_i + \bar{H}_i w_i - \bar{w}_i \bar{H}_i, \quad \text{且} \quad \bar{Y}_i \doteq \bar{w}_i \bar{H}_i, \quad i = m, f \quad (3)$$

式中， \bar{Y} 、 \bar{w} 、 \bar{H} 分別代表所得、工資率及工時的算術平均數。

於是，對應於式(3)的變異數及變異係數平方，可推導如下：

$$\text{Var}(Y_i) \doteq \bar{H}_i^2 \text{Var}(w_i) + \bar{w}_i^2 \text{Var}(H_i) + 2\bar{w}_i \bar{H}_i \text{Cov}(H_i, w_i), \quad i = m, f \quad (4)$$

$$\text{亦即, } C_i^2 \doteq C_{w_i}^2 + C_{H_i}^2 + 2C_w C_H r_{w_i, H_i}, \quad i = m, f \quad (5)$$

又，可近似推導出夫妻所得的共變異數為：

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y_m, Y_f) &\doteq \bar{H}_m \bar{H}_f \text{Cov}(w_m, w_f) + \bar{w}_m \bar{w}_f \text{Cov}(H_m, H_f) \\ &\quad + \bar{w}_f \bar{H}_m \text{Cov}(w_m, H_f) + \bar{w}_m \bar{H}_f \text{Cov}(w_f, H_m) \quad (6) \end{aligned}$$

據此，對應於夫妻所得之相關係數即為：

$$r_{mf} \doteq \left(\frac{\bar{H}_m \bar{H}_f s_{w_m} s_{w_f}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{w_m w_f} + \left(\frac{\bar{w}_m \bar{w}_f s_{H_m} s_{H_f}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{H_m H_f} \\ + \left(\frac{\bar{w}_f \bar{H}_m s_{w_m} s_{H_f}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{w_m H_f} + \left(\frac{\bar{w}_m \bar{H}_f s_{w_f} s_{H_m}}{s_{y_m} s_{y_f}} \right) r_{w_f H_m} \quad (7)$$

式中， s 代表變數的標準差， r 則為相關係數。

式(4)–(7)顯示出相當豐富的內涵。式(4)指出：丈夫或妻子所得的變異性係源於個人工資、工時及兩者間的變異與共變異之加權平均；以變異係數表現的式(5)則指出更單純的加總結果。式(6)則表示：夫妻所得的共變異係由彼此的工資與工時兩兩間的共變異加權得來；式(7)則是以相關係數表示該項互動關係。

儘管如此，式(4)–(7)也僅止於勞動經濟變數間的變異、共變異或相關等簡單統計量的說明。至於變數間的因果分析，則有必要做進一步的說明，亦即，式(4)–(5)中，欲知工時與工資變異數值大小的根源，則須分別探究個人的工時函數與工資函數；而式(6)–(7)中各項共變異數及相關因子，也須由對應的工時函數之內容得到充分的了解。

參、工資函數與工時函數

一、工資函數

工資函數的設定，自Mincer (1958, 1974)，Becker and Chiswick (1964)等的「人力資本模型」，以至於Tinbergen (1951, 1956)、Rosen (1974)等所提出的「特徵模型」(hedonic model)，文獻相當豐碩，且對工資（或工資對數值）的諸項決定因素大都已有共識，爭論不多。

人力資本模型主要著重在教育及工作經驗對勞動報酬的影響；特徵模型則同時考慮個人特徵及工作特性等供需兩面的因素，來說明工資的差異性。儘管解釋方式不一，多數有關台灣資料的實証文獻（參見Gannicott, 1986；劉錦添和劉錦龍，1987；吳惠林，1988；劉鶯

釧，1989等）均結合兩模型所強調的決定因素進行分析，而有了具體的研究成果。基本上，為配合上節的分解因子，本文所設定之夫妻工資模型，應變數將為個人工資率，自變數則包括教育、年齡、工作經驗、行職業特性等。

二、工時函數

根據新古典學派的理論，個人的勞動供給決策與其他的經濟行為（如消費決策）一樣，是在考慮各項限制條件下，追求效用極大的結果。就最簡單的靜態勞動供給模型而言，個人在特定時間內的效用(U)，乃決定於其偏好及其所消費的商品(X)與休閒(L)，亦即 $U = U(L, X)$ 。對應的限制條件：一是個人在各項活動所用的時間總合(T)是固定的，而將之分配在工作(H)與休閒，即 $T = H + L$ ；二是可用的消費預算 PX （ P 為商品價格）等於勞動所得(wH)與非勞動所得(V)之和，即 $PX + wL = wT + V$ 。於是，由而導出的個人工作時間（或休閒）即成為個人工資率、商品價格與非勞動所得的函數。而Mincer (1962)、Gronau (1977)等則更提出時間三分(three-way choice)的概念，將家務等非市場工作的機會成本納入個人勞動供給函數的考慮內，而使得該項分析更趨於完整。無論如何，這樣的分析方式，顯然是假定每個人的行為都是獨立的。然而，早在Veblen (1934)的「炫耀性消費」以及Dusenberry (1949)的「示範效果」之研究裡，即已提出個人的經濟行為與他人行為相關的概念。而人們的勞動供給行為所具備的相互依賴性之觀念，也可追溯到Keynes (1936)的一般理論。事實上，個人勞動供給的相依性以家庭成員間，尤其是夫妻間的關係最為明顯。有關家庭成員間聯合勞動供給決策模型之討論，大致可區分為三類，分述如下。

第一類稱為「男性沙文模型」(male chauvinist model; 參見Barth, 1967; Bowen and Finegan, 1965, 1966, 1969; Parker and Shaw, 1968及Tella, Tella and Green, 1971等)。此一模型假定妻子的勞動供給會受丈

夫所得的影響，而丈夫的勞動供給決策則無視於妻子的存在。這種過於簡化的假設，也因而限制了該項模型的應用範圍。第二類模型謂之「家庭效用—家庭預算限制模型」(family utility - family budget constraint model; 參見 Kosters, 1966; Bloch, 1973; Ashenfelter and Heckman, 1974 及 Olsen, 1977 等)。這個模型的基本特色是將整個家庭視為單一的決策單位，而有一家庭效用函數(U)，該函數乃包括家庭內每一成員的休閒以及消費商品；若僅考慮夫妻二人，則可寫為 $U = U(L_m, L_f, X)$ ；家庭預算則包括所有成員的勞動報酬以及家庭的其他非勞動報酬，亦即 $w_m(T - L_m) + w_f(T - L_f) + V = PX$ ，並依此限制條件追求家庭效用之極大。據此導出的夫或妻的工時函數，除了仍包括夫或妻本身的工資率、商品價格及非財產所得外，尚且包括了配偶的工資率。縱使本模型可以如此表現出個人勞動供給間的相依性，但以家庭為單位的決策過程為何，卻頗令人費解。第三類所謂的「個人效用—家庭預算限制模型」(individual utility - family budget constraint model)或可彌補其缺失。此類模型的分析中，家庭內的每個成員均有其個人的效用函數，亦即 $U_i = U_i(L_i, X)$ ， $i = m, f$ ；而仍以整個家庭預算為限制條件，各自追求個人效用之極大。其中，有以反應函數(reaction functions)說明成員間彼此的互動行為者(如 Leuthold, 1968; Ashworth and Ulph, 1981 等)，有以議價模型(bargaining models)說明成員間勞動供給的調整過程者(如 Horney and McElroy, 1978; Manser and Brown, 1980 等)。無論如何，該項模型導出的個人工時函數，亦以配偶的工資率表現夫妻勞動供給的相依性。

簡言之，上列三項模型除了第一類外，第二、三兩類模型均以配偶的工資率考慮夫妻彼此間勞動供給的互動關係。事實上，夫妻既是共事家庭生活的主體，不論其時間的安排具互補性或替代性，任何一人的效用都會直接受到配偶休閒時間多寡的影響，應可視為理所當然。於是乎，在考慮了個人效用函數同時包括自身的休閒及配偶休閒

的情況下，夫妻的勞動供給函數即可利用下列聯立方程式，表現共同決策的基本內容。

$$H_m = f(w_m, w_f, H_f, P, V, \text{其他控制變數}) \quad (8)$$

$$H_f = g(w_m, w_f, H_m, P, V, \text{其他控制變數}) \quad (9)$$

肆、實証分析

一、資料來源

本文實証部份，所用資料係取自內政部、國科會、台大及中研院合作進行的1988年「台灣地區婦女生活狀況調查」。該項調查之對象為居住於台灣地區普通住戶內，具有中華民國國籍之25-59歲婦女。其抽樣母體來自行政院主計處1988年家庭收支調查之樣本（合計16,434戶），分層兩段隨機抽得4,328位婦女，經派員實地訪問後，完成有效樣本數為3,803位。

「婦女生活狀況」調查內容包括婦女年譜、就業、家務以及婦女與婆、娘家之移轉行為等部份。根據有效樣本資料，該項調查顯現之婦女年齡、教育程度及婚姻狀況如表一及表二所示。再經母體推估結果，其所推估出來的25-59歲母體婦女，年齡與教育程度的分配，相當接近台灣地區「家庭收支調查」及「勞動力調查」對應的婦女屬性分配，足見該調查具備相當的代表性。（參見台灣地區婦女生活狀況調查報告。）

「婦女生活狀況調查」資料包括靜態與動態兩類。靜態資料以1988年12月31日為資料標準日，動態資料則包括1988年年底以前溯至受訪者15歲之間的歷年資料。本文所用者主要是1988年之全年資料及數項相關資料。該調查亦具備多項官方調查所欠缺之資料特色，如婦女家務工作之分擔者、婦女與父母、公婆間之財貨與時間移轉（如分家、贈與、疾病與老年看護、照顧孫子女等）以及婦女之上學、結

婚、生育等年譜，凡此等資料均相當適合本文所用。再者，由於本文係以有偶婦女為分析對象，經挑選並刪除部分資料不全者，共取得樣本數2,504戶；而該項樣本中，夫妻皆屬有酬工作者合計1,359戶。

表一：樣本婦女之年齡與教育程度

單位：人

教育	年 齡							
	合計	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59
合計	3,803	673	851	769	482	444	328	256
不識字	575	6	23	54	77	152	138	125
自修	20	1	1	2	3	3	3	7
小學	1,567	125	314	396	282	211	142	97
初職	25	4	5	9	2	3	1	1
初(國)中	475	179	139	65	35	25	20	12
高職	605	222	199	124	27	17	13	3
高中	196	47	59	31	22	19	7	11
二、五專	139	35	43	37	12	8	4	0
三專	72	15	24	20	11	2	0	0
大學	122	39	39	29	11	4	0	0
研究所	7	0	5	2	0	0	0	0

表二：樣本婦女之年齡與婚姻

單位：人

婚姻	年 齡							
	合計	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59
合計	3,803	673	851	769	482	444	328	256
未婚	159	92	35	20	6	2	2	2
有偶	3,480	578	800	725	448	406	300	223
分居離婚	54	2	11	11	8	14	5	3
喪偶	256	1	5	13	20	22	21	28

二、變數的衡量

- $Y_{m(f)}$: 丈夫(妻子)在1988年主要工作之平均月薪(包括與該項工作有關的全部收入)。
- $H_{m(f)}$: 丈夫(妻子)在1988年主要工作之平均每月工時(=平均每天工時×平均每週工作天數)。
- $w_{m(f)}$: 丈夫(妻子)工資率(= $Y_{m(f)}/H_{m(f)}$)。
- $ED_{m(f)}$: 丈夫(妻子)教育年數。
- $AG_{m(f)}$: 丈夫(妻子)年齡; $AG = 1988 -$ 西元出生年次。
- $XP_{m(f)}$: 丈夫(妻子)目前工作年資。
- HA_f : 妻子的健康狀況。凡是在1988年內因身體不好而請假之天數超過一週者, $HA_f = 1$; 否則, $HA_f = 0$ 。
- $PA1_f$: 有偶婦女的先生有幫忙家務者, $PA1_f = 1$; 否則, $PA1_f = 0$ 。
- $PA2_f$: 有偶婦女的父母或公婆有幫忙家務者, $PA2_f = 1$; 否則, $PA2_f = 0$ 。
- C_2 : 子女年齡 <3 的人數。
- C_5 : $3 \leq$ 子女年齡 <6 的人數。
- $PR_{m(f)}$: 丈夫(妻子)每週工時 <40 者, 視為半職工作, 此時, $PR_{m(f)} = 1$; 否則, $PR_{m(f)} = 0$ 。
- V : 財產, 自有房屋者, $V = 1$; 否則, $V = 0$ 。
- ST_f : 妻子從業身份。以受僱者為參考組, 分設 $ST1_f$ (僱主)、 $ST2_f$ (自營作業者以及手工、零工等不固定工作者)等兩個虛擬變數。
- $OC_{m(f)}$: 丈夫(妻子)的職業。以監督佐理、買賣工作及服務工作人員等職業為參考組, 分設 $OC1_{m(f)}$ (包括專門技術、行政主管等人員)及 $OC2_{m(f)}$ (包

括農林漁牧工作者及生產體力工作等人員) 兩個虛擬變數。

$IN_{m(f)}$: 丈夫(妻子)的行業。以農林漁牧礦等第一級產業為參考組, 分設 $IN1_{m(f)}$ (包括製造、營造、水電燃氣等二級產業) 及 $IN2_{m(f)}$ (包括商、運輸通信、金融保險等三級產業) 兩個虛擬變數。

三、變異係數及相關係數之分解分析

首先, 由表三來了解有關變數的幾項基本統計值。由於我們必須將實際家庭所得變數的分解因子與對應於夫妻的工時、工資率的變異相連結, 因此分析對象乃侷限於夫妻均屬有酬工作者的樣本。就 1,359 戶夫妻皆屬有酬工作者的家庭而言, 其家庭所得 ($Y = Y_m + Y_f$), 在 1988 年之平均月收入約三萬五千元, 其中丈夫的平均月收入 (Y_m) 約二萬二千餘元, 妻子的月收入 (Y_f) 則為丈夫的百分之六十左右。而對應於丈夫與妻子平均每個月的工作時間, 則旗鼓相當, 均約二百小時左右 (亦即每週工作約五十小時), 唯丈夫較妻子多些。據此, 丈夫的平均工資率 ($w_m = Y_m/H_m$) 為一百十五元左右, 妻子的工資率 ($w_f = Y_f/H_f$) 則為七十餘元。再就各項數值的變異性來看: 若僅考慮丈夫的收入, 其變異係數 (C_m) 約為 0.55, 雖然妻子收入的變異係數 (C_f) 相對地高, 為 0.73, 但是夫妻合計之後的家庭收入的變異係數

表三：各項變數之基本統計值

變數名稱	平均數	標準差	變異係數
家庭每月收入 (Y)	34,855 元	18,344 元	.5263
丈夫每月收入 (Y_m)	21,799 元	12,070 元	.5538
妻子每月收入 (Y_f)	13,058 元	9,571 元	.7329
丈夫每月工時 (H_m)	205 小時	56 小時	.2736
妻子每月工時 (H_f)	199 小時	73 小時	.3655
丈夫工資率 (w_m)	114 元	80 元	.7057
妻子工資率 (w_f)	74 元	74 元	.9924

附註：樣本數為 1,359 戶 (夫妻皆屬有酬工作者)。

(C)則降為0.53不到，此乃顯示有偶婦女的參與勞動市場，有平均所得分配的效果²。至於工時的變異性，丈夫的(C_{H_m})為0.27，妻子的(C_{H_w})則為0.37；此外，丈夫工資率的變異性(C_{w_m})為0.71，妻子的則為(C_{w_f})為0.99。

接著，依循式(1)進行整體家庭所得變異係數平方的因素分解，列如表四。其中，丈夫的所得配份(a_m)為63%，妻子的配份則為37%，由而加權平均的結果，丈夫所得變異對總所得變異的貢獻為43.32%，妻子所得的貢獻成分為27.22%，餘屬交互相關的貢獻有29.50%。由於夫妻所得的正向相關($r_{mf} = .4294$)，致使交叉因子對總所得的變異貢獻成分呈現正向影響。若進一步考察 C^2 與 C_m^2 的差異來源，令 $D = C^2 - C_m^2$ ，則 D 可以寫為：

$$D = (a_m^2 - 1)C_m^2 + (1 - a_m)^2C_f^2 + 2a_m(1 - a_m)r_{mf}C_mC_f$$

表四：家庭所得變異係數平方(C^2)之因素分解

C^2	C_m^2	C_f^2	r_{mf}	a_m
	.3067	.5371	.4294	.6254
.2770	$a_m^2 C_m^2$	$(1 - a_m)^2 C_f^2$	$2a_m(1 - a_m)r_{mf}C_mC_f$	
	.1200	.0754	.0817	
(100%)	(43.32%)	(27.22%)	(29.50%)	

由表四計得上式右邊第一項的數值為-.1867，而後兩項數值合計為.1570，因此 D 值即等於-.0297，顯示妻子所得的加入，使得整體家庭所得的變異小於原只考慮丈夫所得之變異，而造就了一個所得分配均平化的效果。這項實證結果與過去的研究（參見 Liu and Chang, 1987）是一致的。

再者，依循式(5)及式(7)，將 C_m^2 、 C_f^2 及 r_{mf} 按工資與工時兩變數予以分解，列如表五及表六。就表五而言，丈夫所得的變異乃由丈夫工資率的變異所主導，而丈夫工時的變異微乎其微，自是在意料之

中；且由於對應的工時與工資率的負相關，產生了部分的對消作用；又因一次式化的誤差，致使右邊三項的加總高出了既有的 C_m^2 值。其次，妻子所得的變異來源與丈夫的情況雷同，亦主要來自妻子工資率的差異，對應的工時變異則大些，唯其角色的重要性仍不明顯，而妻子工時與工資率的負相關性也造成部分的對消；最後，右邊三項的總和仍與 C_f^2 值有所差別，顯示一次式化誤差的存在。就表六而言，夫妻所得的相關係數來自四個因子的影響；結果顯示 $r_{w_m w_f}$ 與 $r_{H_m H_f}$ 呈現正向影響效果，而 $r_{w_m H_f}$ 與 $r_{w_f H_m}$ 則呈現負面效果；然而，除了 $r_{w_m w_f}$ 外，其他三項因子的影響卻都相對地小，亦即夫妻之間的正配對（工資率代表個人基本的生產力水平）關係主導了夫妻所得的正向相關。

表五 a：丈夫所得變異係數平方 (C_m^2) 之因素分解

C_m^2	$C_{w_m}^2$	$C_{H_m}^2$	$2C_{w_m} C_{H_m} r_{w_m H_m}$	$r_{w_m H_m}$
.3067	.4980	.0749	-.1289	-.3338

表五 b：妻子所得變異係數平方 (C_f^2) 之因素分解

C_f^2	$C_{w_f}^2$	$C_{H_f}^2$	$2C_{w_f} C_{H_f} r_{w_f H_f}$	$r_{w_f H_f}$
.5371	.9849	.1336	-.2285	-.3150

表六：夫妻所得相關係數 (r_{mf}) 之因素分解

r_{mf}	$r_{w_m w_f}$	$r_{H_m H_f}$	$r_{w_m H_f}$	$r_{w_f H_m}$
.4294	.3519	.2481	-.1543	-.0731
	$a_1 r_{w_m w_f}$	$a_2 r_{H_m H_f}$	$a_3 r_{w_m H_f}$	$a_4 r_{w_f H_m}$
	.7337	.0738	-.1179	-.0593

$$\text{附註： } a_1 = \frac{\bar{H}_m \bar{H}_f S_{w_m} S_{w_f}}{S_{y_m} S_{y_f}}; \quad a_2 = \frac{\bar{W}_m \bar{W}_f S_{H_m} S_{H_f}}{S_{y_m} S_{y_f}}$$

$$a_3 = \frac{\bar{W}_m \bar{H}_f S_{w_m} S_{H_f}}{S_{y_m} S_{y_f}}; \quad a_4 = \frac{\bar{W}_f \bar{H}_m S_{w_f} S_{H_m}}{S_{y_m} S_{y_f}}$$

簡言之，由上述變異係數以及相關係數的分解內容得知，家庭所得的變異性主要源自夫妻個別所得的變異性與所得間的相關性，其中

丈夫所得變異的影響比重又較其他兩項來得高。而就個別所得變異的分解觀之，個人勞動所得變異性乃源自工資變異、工時變異以及工資與工時間的相關性，其中又以工資變異為主導因子，工時的變異性則相對地微小，且無論丈夫或妻子的工資與工時間均呈現負向相關。再者，夫妻所得間的相關性亦可進一步分解成爲四個相關因子的加權平均，而夫妻工資率的正向相關則爲主導因子。

然而，若欲進一步考察工資與工時變異的來源，則須由對應的工資函數與工時函數加以研判。同時，由夫或妻的工資與工時間兩兩的簡單相關，亦未能顯現變數間真正的因果影響方向，唯有由工時函數方能獲取充分的訊息。以下乃根據前所設定的理論關係，分別進行丈夫與妻子的工資與工時函數之迴歸分析。

四、迴歸分析

1. 工資函數

今以丈夫的工資率(w_m)與妻子的工資率(w_f)爲應變數，分設兩條工資函數。考慮的解釋變數包括教育程度及其平方項(ED, ED^2)、目前工作的工作經驗及其平方項(XP, XP^2)、年齡及其平方項(AG, AG^2)等個人特徵³，以及半職(PR)、行業($IN1, IN2$)與職業($OC1, OC2$)等工作特性。爲了避免選擇性偏誤(selection bias)，乃以Heckman兩階段法(1979)進行妻子工資函數的迴歸分析，而丈夫的工資函數則仍以OLS爲之，結果列如表七。就迴歸的配適度來看，丈夫的工資函數稍差， R^2 爲20%左右，妻子工資函數的 R^2 則達30%。然而，函數中所考慮的解釋變數除了丈夫的目前工作經驗以及妻子的行業別外，其餘均在5%水準下呈現顯著且符號方向與理論預期一致的合理結果。亦即，在控制了相關的變數之後，丈夫與妻子的工資率均深受其教育程度及年齡的影響，教育乃依年數呈現平方遞增的影響，而年齡則表現了以45歲左右爲最高點的倒U形影響；此外，目前工作經驗對妻子的工資率亦存在倒U型的顯著影響。若再依循變異係數的分解方式，

觀察教育、年齡與工作經驗對工資變異的相對貢獻，則年齡變數的貢獻最大，教育變數次之，工作經驗又次之。

表七a：丈夫工資函數的OLS迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t值
w_m	113.59	80.15	.7056		
ED_m	10.03	4.18	.4168	-.64	-.33
ED_m^2	117.97	82.86	.7024	.31	3.07*
XP_m	12.49	9.04	.7238	.56	.90
XP_m^2	237.55	326.22	1.3733	-.008	-.48
AG_m	42.74	9.12	.2134	5.94	3.18*
AG_m^2	1909.64	832.28	.4358	-.065	-3.23*
PR_m	.09	.28	3.1111	92.72	14.32*
$IN1_m$.46	.50	1.0870	40.50	6.08*
$IN2_m$.46	.50	1.0870	36.58	5.01*
$OC1_m$.21	.40	1.9048	30.80	5.44*
$OC2_m$.47	.50	1.0638	-11.10	-2.11*
常數項				-88.23	-2.05*
R^2	.1886				
\bar{R}^2	.1852				
N	1359				

附註：*代表在5%水準下顯著者。

表七b：妻子工資函數的 Heckman 兩階段迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t 值
w_f	74.22	73.66	.9925		
ED_f	8.53	4.32	.5065	-.037	-.026
ED_f^2	91.37	74.54	.8158	.23	2.72*
XP_f	8.68	7.95	.9159	1.67	2.71*
XP_f^2	138.40	250.39	1.8092	-.047	-2.28*
AG_f	38.24	7.50	.1961	4.49	2.10*
AG_f^2	1518.42	612.12	.4031	-.052	-1.98*
PR_f	.20	.40	2.00	38.07	8.95*
$IN1_f$.51	.50	.9804	-6.35	-.73
$IN2_f$.44	.50	1.1364	1.17	.12
$OC1_f$.10	.30	3.00	58.71	8.40*
$OC2_f$.49	.50	1.0204	-15.35	-2.35*
λ				-2.53	-.58
常數項				-47.72	-1.10
R^2	.3094				
\bar{R}^2	.3032				
N	1359				

附註：

- (1) λ 代表 Mill ratio 的倒數，係由 Heckman 兩階段法的第一階段 Probit 模型所推估出來的，該項模型的解釋變數包括：配偶所得、年齡、教育程度、小於3歲及3-5歲的子女人數、健康狀況、配偶及公婆父母是否幫忙家務、財產等變數。結果如下：

$$\begin{aligned}
 LF = & -0.68 - .00001Y_m - .007AG_f + 0.45ED_f \\
 & (-3.55) \quad (-4.68) \quad (-1.69) \quad (5.62) \\
 & - 0.37C_2 + 0.33C_5 - .042HA_f + 1.39AI_f \\
 & (-.62) \quad (.60) \quad (4.80) \quad (23.74) \\
 & + .317PA2_f + 1.45V \\
 & (4.34) \quad (2.39)
 \end{aligned}$$

$$\text{式中: } LF = \begin{cases} 1, & \text{妻子為有酬工作者} \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

()內為 t 值;觀察點總數為 2,504。

(2) *代表在 5% 水準下顯著者。

2. 工時函數

夫妻工作時間的長短既是共同決定的，則對應的兩條工時函數即成爲一個聯立方程式體系。就丈夫的工時決策而言，除了考慮丈夫本身的工資率、妻子的工時與工資率以及財產等重要的解釋變數外，尙且控制了丈夫年齡及其平方項、教育、行職業⁴等相關變數；至於妻子的工時決策，亦考慮了妻子本身的工資率、丈夫的工時與工資率以及財產等解釋變數，其他相關的控制變數則更多，包括妻子年齡及其平方項、教育、行職業、從業身份、健康狀況、子女年齡及人數、配偶及父母公婆是否幫忙家務等變數。今在衡量了妻子工時函數的選擇性偏誤後（即考慮 λ 變數），以二階段最小平方法(2SLS)進行聯立方程式的估計，結果列如表八 a 及表八 b。

迴歸結果顯示，影響丈夫工時長短的變數除了丈夫本身的工資率、妻子的工時與工資率以及財產之外，其他控制變數均不顯著。就顯著性的諸項變數而言：丈夫的工資率對其工時具有負向的「後彎」影響，而妻子工資率的高低對丈夫工時的影響則有正向的邊際效果；此外，妻子工時亦顯現正向的影響效果，表示夫妻的工作時間（或休閒時間）爲同向變動的關係，亦即在時間的配置上具有互補性；再進一步依變異係數分解公式，考察這些變數的相關重要性，發現丈夫工資率對自身工時變異的貢獻比重最高，次爲妻子工時，而妻子工資率又次之。至於有恆產者，則傾向於較短的工時。其次，影響妻子工時的變數中，妻子本身的工資率亦顯示負向的「後彎」影響效果，而丈夫工資率與工時的邊際影響雖均爲正向，但均不顯著。其他數項顯著的控制變數則包括妻子的教育程度、從業身份與行職業別等。

表八 a：丈夫工時函數的 2SLS 迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t 值
H_m	205.11	56.11	.2736		
H_f	198.62	72.58	.3654	.27	4.34*
w_m	113.59	80.15	.7056	-.25	-12.65*
w_f	74.22	73.66	.9925	.098	3.51*
AG_m	42.74	9.12	.2134	.86	.61
AG_m^2	1909.64	832.28	.4358	-.017	-1.12
ED_m	10.03	4.18	.4168	.60	1.25
$OC1_m$.21	.40	1.9048	-.94	-.22
$OC2_m$.47	.50	1.0638	-4.42	-1.07
$IN1_m$.46	.50	1.0870	8.67	1.60
$IN2_m$.46	.50	1.0870	9.35	1.57
V	.67	.47	.7015	-5.02	-1.98*
常數項				159.56	4.54
R^2	.1792				
\bar{R}^2	.1724				
N	1359				

附註：*代表在 5% 水準下顯著者。

表八b：妻子工時函數的2SLS迴歸結果

變數	平均數	標準差	變異係數	迴歸係數	t值
H_f	198.62	72.58	.3654		
H_m	205.11	56.11	.2736	.48	1.40
w_f	74.22	73.66	.9925	-.34	-11.91*
w_m	113.59	80.15	.7056	.094	.73
AG_f	38.24	7.50	.1961	-.94	-.43
AG_f^2	1518.42	612.13	.4031	.019	.69
ED_f	8.53	4.32	.5064	-3.41	-1.93*
$ST1_f$.03	.18	6.00	32.02	2.90*
$ST2_f$.35	.48	1.3714	2.13	.41
$OC1_f$.10	.30	3.00	-6.41	-.88
$OC2_f$.49	.50	1.0204	-22.94	-3.34*
$IN1_f$.51	.50	.9804	20.85	2.41*
$IN2_f$.44	.50	1.1364	38.25	3.72*
$PA1$.74	.44	.5946	-31.26	-.44
$PA2$.32	.47	1.4688	-2.81	-.21
HA_f	.18	.38	2.1111	-16.95	-1.05
C_2	.19	.45	2.3864	-2.87	-.70
C_5	.25	.52	2.08	-.31	-.08
V	.67	.47	.7015	-5.39	-1.02
λ	.55	.40	.7273	-49.85	-.57
常數項				190.42	2.83*
R^2	.2234				
\bar{R}^2	.2123				
N	1359				

附註：*代表在5%水準下顯著者。

伍、結 論

過去以家庭成員為對象，進行家庭所得分配因素分解之諸項研究，絕大多數均侷限於勞動報酬或非勞動報酬間之變異性與相關性之

浮面說明，而忽略了隱含其中的經濟行為之決策內容，也因此無法窺知所得分配不均來源之全貌。本文旨在利用勞動經濟之理論架構，探討台灣地區所得分配中勞動報酬的不均成分，藉以了解個體行為角色之重要性，並補以往研究之不足。

今由1988年「台灣地區婦女生活狀況調查」資料中，選用1,359戶夫妻均為有酬工作者之家庭，並以變異係數為不均指標，進行實證分析。茲將數項重要結果分述如下：(1)以夫妻勞動報酬計算的家庭所得分配，其不均來源主要由丈夫所得變異、妻子所得變異以及夫妻所得間的相關性加權而來，其中丈夫所得變異項的貢獻比例最高，約43%，餘兩項分佔27%及30%。(2)若比較家庭所得變異與丈夫所得變異之大小，前者之不均性低於後者，顯示妻子之參與勞動市場有使家庭所得分配趨於平均化的傾向。(3)進一步應用工資率與工時兩項勞動變數，分解上列三項家庭所得之不均成份，發現工資率之重要性遠超過工時；亦即，工資率的變異性分別主導丈夫與妻子所得的變異，而夫妻工資率的正向相關（也就是正配對關係）又主導著夫妻所得之正相關性。(4)經由迴歸分析求得工資函數，結果指出：在控制了工作特性之諸項變數之後，個人的工資水平深受個人特徵即年齡、教育及工作經驗的影響。而無論丈夫或妻子工資率的變異性，以年齡的貢獻比重較大，教育程度次之，工作經驗又次之。(5)再就工時函數的迴歸結果觀之：在控制了數項相關變數之後，無論丈夫或妻子工時，均與其自身的工資率有著明顯的負相關性。此外，妻子的工時與工資率對丈夫的工時則呈現顯著的正向邊際影響效果；丈夫的工時與工資率對妻子工時的影響雖同樣呈現正向效果，但並不顯著；而就丈夫或妻子的工時變異而言，工資率的變異仍居主導地位。

綜合言之，本文所分析之台灣雙薪家庭所得分配的變異來源，夫或妻的工資率變異性係主要的影響因子，然工時變異的重要性則尚不顯著。同時，以影響個人工資率變異的決定因素觀之，除了年齡與工

作經驗之外，教育程度亦扮演了一個重要的角色；而隨著未來人力投資的普及、教育程度變異性的降低，工資率以至於所得分配的變異性有隨之下降的可能。

最後，本文的家庭所得內容僅包括夫妻的勞動報酬，一方面為便利推導及分析，以凸顯勞動經濟變數的角色；另一方面則是本文所用調查資料欠缺非勞動報酬及家庭其他成員的勞動報酬資料。將來若進一步把「婦女生活狀況調查」及「家庭收支調查」兩項資料相連結，本文架構即可延伸至家庭每一成員及各項報酬，如此對全體所得的變異來源的分析將更具說服力。其次，無論就理論變數的說明或計量分析的內容而言，本論文亦難免顧此失彼；例如夫妻工資率與工時等變數兩兩間的互動關係，絕非僅憑目前計算出來的相關係數或迴歸係數即可涵蓋，而須由更周延的細部資料分析加以驗證，更何況文內所用部分資料的不齊全、迴歸判定係數(R^2)亦不盡如人意等等，都有待將來的研究再予以改進。

註 釋

- 1 變異係數為衡量所得分配不均度的眾多指標之一，該項指標具備分解容易、分解因子意義明確等優點，故成為本研究主題最常被採用的不均度指標。有關該指標的進一步討論可參見Shorrocks (1982)。
- 2 根據式(1)的分解結果得知當 $r_{mf} = 1$ 時， $C^2 = a_m^2 C_m^2 + (1 - a_m)^2 C_f^2 + 2a_m(1 - a_m)C_m C_f = [a_m C_m + (1 - a_m)C_f]^2$ 。因此，在假定 r_{mf} 為正值，即 $0 < r_{mf} \leq 1$ 。本文的實証結果為 $r_{mf} = .4294$ 的情況下，可得知 $C \leq a_m C_m + (1 - a_m)C_f$ ；於是， $C \leq \max\{C_m, C_f\}$ 且 $C \geq \min\{C_m, C_f\}$ 。因此，即使 $C_f > C_m$ ，而 r_{mf} 為正值卻又遠小於1時， C 也有機會小於 C_m 。此時因夫

妻收入雖較傾向於同向變動的關係，但並非是「完全的同向關係」（即 $r_{mf} = 1$ ），所以妻子的收入就有機會拉平一些原先較不平均的丈夫收入。

- 3 由於資料處理的困難，本文只算出個人目前工作的年資來代表工作經驗；以前曾經有過的工作年資則未能確實計得，模型內的年齡變數或可做部分的表達。
- 4 調查資料中，丈夫的從業身份一項從缺。

參考資料

內政部

1990 台灣地區婦女生活狀況調查報告，內政部統計處編印。

吳惠林

1988 「專上人力勞動報酬的決定因素——台灣的實証分析」，
經濟論文叢刊 16(3):357-370。

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。

劉鶯釧

1989 「台灣地區受雇人員工資的性別歧視」，經濟論文叢刊
17(3):359-388。

Ashenfelter, O. and J. J. Heckman

1974 "The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply," *Econometrica* 42:73-85.

Ashworth, J. S. and D. T. Ulph

1981 "Household Models," in Brown (ed.), *Taxation and Labor Supply*, London: Allen & Unwin pp.117-133.

Barth, P. S.

- 1967 "A Cross-Sectional Analysis of Labor Force Participation Rates in Michigan," *Industrial and Labor Relations Review* 20:234-249.

Becker, G. S.

- 1965 "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal* 75(299):493-517.

Becker, G. S. and B. Chiswick

- 1964 "Education and the Distribution of Earnings," *American Economic Review* 56:358-359.

Bloch, F.

- 1973 "The Allocation of Time to Market and Nonmarket Work within a Family Unit," Technical Report No. 114, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University.

Bowen, W. G. and T. A. Finegan

- 1965 "Labor Force Participation and Unemployment," in A. M. Ross (ed.), *Employment Policy and the Labor Market*, pp.115-161. Berkeley: University of California Press.
- 1966 "Comment [on Mincer, 1966]," in R. A. Gordon and M. S. Gordon (eds.), *Prosperity and Unemployment* 113-131. New York: Wiley.
- 1969 *The Economics of Labor Force Participation*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Dusenberry, J.

- 1949 *Income, Spending and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Gannicott, K.

- 1986 "Women, Wages and Discrimination: Some Evidence from Taiwan," *Economic Development and Cultural Change* 34(3): 721-730.

Gronau, R.

- 1977 "Leisure, Home Production, and Work — the Theory of the Allocation of Time Revisited," *Journal of Political Economics* 1099-1124.
- 1982 "Inequality of Family Income: Do Wives' Earnings Matter?" *Population and Development Review* 8 (suppl.):119-136.

Heckman, J. J.

- 1979 "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47:153-62.

Horney, M. J. and M. B. McElroy

- 1978 "A Nash-Bargained Linear Expenditure System," Unpublished manuscript, Dept. of Economics, Duke University.

Keynes, J. M.

- 1936 *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York: Harcourt, Brace & World.

Kosters, M.

- 1966 "Income and Substitution Effects in a Family Labor Supply Model," Report No. p-3339. The Rand Corporation.

Layard, R. and A. Zabalza

- 1979 "Family Income Distribution: Explanation and Policy Evaluation," *Journal of Political Economy* 87(5):s133-s161.

Leuthold, J. H.

- 1968 "An Empirical Study of Formula Income Transfers and the Work Decision of the Poor," *Journal of Human Resources* 3:312-323.

Liu, Ying-chuan and Ching-hsi Chang

- 1987 "The Impact of Wives' Earnings on Family Income Inequality: The Case of Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 15(2):409-533.

Manser, M. and M. Brown

- 1979 "Bargaining Analyses of Household Decisions," in Lloyd, Andrews & Gilroy (eds.), *Women in the Labor Market*, New York: Columbia University Press pp.3-26.
- 1980 "A Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis," *International Economic Review* 21:31-44.

Mincer, J.

- 1958 "Investments in Human Capital and Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy* 56:281-302.
- 1962 "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply," in National Bureau of Economic Research, *Aspect of Labor Economics*, Princeton, N.J.: Princeton University Press pp.66-104.
- 1974 *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.

Nelissen, J. H. M.

- 1990 "The Effect of Increased Labor Force Participation of Married Women on the Distribution of Family Income in the Netherlands," *De Economist* 138(NR.1):47-62.

Olsen, R. J.

- 1977 "An Econometric Model of Family Labor Supply." Unpublished Ph. D. dissertation, Department of Economics, University of Chicago.

Parker, J. E. and L. B. Shaw

- 1968 "Labor Force Participation in Metropolitan Areas," *Southern Economic Journal* 34:538-547.

Rosen, S

- 1974 "Hedonic Functions and Implicit Markets," *Journal of Political Economy* 82:34-55.

Shorrocks, A. F.

- 1982 "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica* 50(1):193-211.

Tella, A., D. Tella and C. Green

- 1971 *The Hours of Work and Family Income Respose to Negative Income Tax Plans*, Kalamazoo, Mich: Upjohn Institute.

Tinbergen, J.

- 1951 "Remarks on the Distribution of Labor Incomes," *International Economic Papers* 1:195-207.

Tinbergen, J.

1956 "On the Theory of Income Distribution," *Weltwirtschaftliches Archiv* 77: 155–173.

Veblen, T.

1934 *The Theory of the Leisure Class*. New York: Modern Library.