

# 臺灣地區歷年工作報酬分配 與職業有偶婦女的邊際影響\*

邱忠榮\*\*

所得分配在臺灣一直是一個重要的課題，國內有許多學者由不同的角度及方法來研究臺灣地區所得分配的變化及原因，但對於工作報酬分配則研究的人較少。本文利用優勢法分析民國65年到81年間臺灣地區工作分配並考量職業有偶婦女的邊際影響。

整體而言，在研究期間內，臺灣地區工作報酬分配不均度逐漸惡化，但效率性則逐年提高。在此一情況下，工作報酬分配變化對社會福利的影響須視研究期間及判斷社會福利變動之標準而定。而一般而言，歷年工作報酬分配的不均度均較所得分配的不均度為差。至於職業有偶婦女對這二種分配的邊際影響則有不同型態。以工作報酬分配而言，職業有偶婦女增加有促使不均度增加的效果，但就所得分配而言，職業有偶婦女增加的影響在研究期間初期為均化，但在後期則有促使不均度增加的效果。對此前後期型態不同的現象的一些可能原因是職業有偶婦女教育程度提高及臺灣地區家庭戶內人數的轉變所致。

## 一、緒論

## 二、工作報酬分配不均度及效率性的衡量

## 三、職業有偶婦女的邊際影響

## 四、實證結果

## 五、結論

### 一、緒論

臺灣地區近二、三十年來經濟成長快速，平均每人國民所得亦呈倍數增加，惟根據行政院主計處公佈資料顯示臺灣地區所得分配之吉尼係數(Gini

---

\* 作者感謝本刊論文審查人及麥朝成、劉鶯釗教授所提供的建議與指正。

\*\* 淡江大學金融研究所副教授

coefficient)自民國53年起逐年下降，民國69年達0.277，自此吉尼係數逐年上升，民國81年時已達0.312，也就是說臺灣地區所得分配自民國69年起有逐年惡化的跡象。所得分配在臺灣一直是一個重要的課題，國內有許多學者由不同的角度及方法來研究臺灣地區所得分配的變化及原因，如朱雲鵬(1989)，Liu and Chang(1987)等，但這些研究多側重於不均度的分析，而對效率性(efficiency)的分析則少有人研究。<sup>1</sup>事實上就所得分配的變化而言，除了「均」的變動外，尚有「富」的變動，二者均有其研究的價值。此外，學者們對工作報酬分配(earnings distributions)變化的研究也不多見。<sup>2</sup>本文即利用優勢法(dominance approach)來研究臺灣地區歷年來工作報酬分配之變化、可能原因及其在福利經濟學上的涵義。

根據行政院主計處對個人所得分配調查報告中所得的定義：所得總額為受雇人員報酬、產業主所得、財產所得及移轉所得之和。而工作報酬(earnings)即為所得總額中前二項之和。因為所得的定義不同，不同所得分配的意義及其變化自有不同之處。以美國為例：Dooley and Gottschalk(1992)即說明工作報酬分配與其他所得分配的關係為相關但不同。Atkinson(1975: 23)也認為「工作報酬與財產所得為所得的兩個主要項目，所得不均度必定反映出工作報酬與財產所得分配的變化或此二項目相對重要性的變化」。因此，如果我們不了解工作報酬分配或財產所得分配的變化，就無法掌握所得分配的變化。

根據行政院主計處個人所得分配報告中第二表：民國53年工作報酬佔總所得的比例為86.55%，到了民國80年該比例降為79.93%，同時期財產所得佔總所得的比例由8.23%上升到13.91%。這顯示臺灣地區歷年工作報酬佔總所得的比例在持續下降中，而財產所得佔總所得的比例則有逐年增加的趨勢。除非總家庭所得分配與工作報酬分配之間有一恆定之關係存在，不然我們無法對總所得分配的變化有較詳盡的瞭解。

本文除研究歷年臺灣地區歷年工作報酬分配之變化及其對社會福利的整體影響外，也嘗試用職業有偶婦女逐年增加來解釋此一現象對歷年工作

報酬分配及所得分配所造成之邊際影響。當然，職業有偶婦女逐年增加並不是工作報酬分配變化的唯一原因，但其重要性可由表一看出。我們無論就職業有偶婦女人口比例或工作報酬金額觀之，此一現象均有逐年成長的跡象。事實上此一現象並非臺灣獨有的現象。經濟學者很早就注意到此一問題。Rivlin(1975: 2)就提及有偶婦女永久性就業增加會促使可支配所得分配之不均度增加，她認為高教育程度者收入通常較高，其結果自然會增加家庭所得分配的不均度。也有人認為低所得家庭較有促使配偶參與勞動市場的誘因，其結果有降低家庭所得分配不均度的效果；<sup>3</sup> Becker(1973)研究婚姻問題時提出了人們面臨婚姻抉擇時所考慮的因素並不侷限於教育或就業能力，家庭及個人等因素也會列入考慮，也就是說高收入者未必一定與高收入者結合。所以結果則應為不均度未必增加。綜合上述，經濟學者對職業有偶婦女增加對所得分配或工作報酬分配有影響的看法一致，但此一現象的邊際影響為均化或惡化則有爭論。當然，事實情況如何則為一實證問題。

本文架構如下。第二節就工作報酬分配之不均度、效率性的意義及方法論作一說明。第三節則說明職業有偶婦女增加對工作報酬分配或所得分配造成之邊際影響的研究方法。第四節則為實證結果。結論則列於第五節。

## 二、工作報酬分配不均度及效率性的衡量

一般用來衡量分配不均度的工具很多，例如吉尼係數、Theil指數...等，這些工具各有利弊。通常研究者根據目的不同而有不同的取捨，本文採用優勢法，逐年分析臺灣地區歷年工作報酬分配的不均度及效率性。使用優勢法的原因如下：

首先，優勢法能對研究的分配作一較詳盡的描述。一般所得分配不均度衡量多以一個數值表之，如吉尼係數等。使用此類係數的一個優點是可以用一個數值來代表整個分配，缺點之一是無法就所研究的分配提供更詳盡的描述。例如兩條洛倫茲曲線 $L_a$ 與 $L_b$ 相交時，如僅以吉尼係數描述分配的不均度時，我們必然可以找到二個吉尼係數來表示孰優孰劣，可是我們無法說明

表一 歷年職業有偶婦女工作報酬統計表

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
65	19	83359	37979	45.6	74233	27638	72591	9	61	53
66	20	94132	43550	46.3	90775	30113	87177	10	63	53
67	23	112146	52756	47.0	101061	35919	98001	11	60	59
68	23	134780	61577	45.7	127359	43010	122255	10	61	52
69	26	164535	75709	46.0	158096	50966	148096	11	60	54
70	26	189445	89738	47.4	191772	58698	179371	11	58	51
71	26	196042	93878	47.9	197732	64394	183489	11	59	52
72	28	211969	100440	47.4	207649	67081	193508	12	57	50
73	28	226099	112725	49.9	224045	78456	200289	12	55	51
74	28	231763	117694	50.8	240535	80295	215271	12	54	46
75	30	244796	122388	50.0	241298	86856	213651	10	54	44
76	29	265032	135779	51.2	262763	95145	238571	12	51	39
77	29	299785	159654	53.3	306308	110340	270729	13	48	40
78	29	337995	180830	53.5	344435	126515	305351	14	48	40
79	29	381744	209788	55.0	404405	135818	361723	15	46	38
80	31	426418	240876	56.5	441865	157531	383972	16	42	37
81	31	471085	269542	57.2	491352	170355	421475	17	41	32

資料來源：依行政院主計處歷年家庭收支調查資料。

第一行為年度別。

第二行為職業有偶婦女佔全體戶數百分比。

第三行為經濟戶長的平均工作報酬。

第四行為職業有偶婦女的平均工作報酬。

第五行為歷年職業有偶婦女平均工作報酬佔戶長平均工作報酬的比例。

第六行為高教育(大專以上)職業有偶婦女之工作報酬。

第七行為低教育(國中以下)有偶婦女之工作報酬。

第八行為26-35歲高教育職業有偶婦女的平均工作報酬。

第九行為戶長、職業有偶婦女均為高教育者佔全體戶數之比例。

第十行為戶長、職業有偶婦女均為低教育者佔全體戶數之比例。

第十一行為26-35歲戶長、職業有偶婦女均為高教育者佔全體高教育戶數之比例。

個別所得分配階層的分配情況。例如，就低所得階層而言，究竟 $a$ 的不均度較低還是 $b$ 的不均度較低？

其次，優勢法能將社會福利考量在內。例如，我們在比較二個分配時，我們可以了解到分配不均度及效率性的變化對整個經濟社會福利有正面還是負面的影響。當然，我們並不知道社會福利函數的型態，但只要社會福利函數一階導數為正，二階導數為負，即可據以推導社會福利的變化。<sup>4</sup>

最後，優勢法在實證研究上能解決抽樣誤差所產生的統計問題，並經由統計假設檢定而推導出規範性的結論。以民國79年與80年為例，這兩年的吉尼係數分別為0.312與0.308，就統計意義而言，這0.004的差額是否可以代表所得分配不均度已顯著地改善？

### 1. 優勢法

Atkinson(1970) 率先將隨機優勢排序法 (stochastic dominance ranking rules) 的觀念帶入所得分配的分析中。Atkinson 定理可簡述如下：令  $F(x)$  與  $G(x)$  為二具相等平均數的所得分配，那麼對所有  $p$  屬於  $[0, 1]$ ， $L_F(p) \geq L_G(p)$ ，若且唯若， $\int U(x)f(x)dx \geq \int U(x)g(x)dx$ 。其中  $L$  為洛倫滋序數 (Lorenz ordinate)， $x$  為所得， $p$  為排序 (rank)，而  $U(x)$  為社會福利函數，且  $U' > 0$ ， $U'' < 0$ 。簡單說，如果二個相互比較的洛倫滋曲線不相交，且在社會福利函數為遞增且內凹的情況下，洛倫滋曲線比較的結果會與總經濟福利 (aggregate economic welfare) 比較的結果一致。事實上，如分配  $F$  的平均數大於分配  $G$  的平均數則 Atkinson 定理仍成立。

Atkinson 之後有許多學者做了後續研究。DasGupta, Sen and Starrett(1973) 放寬了 Atkinson 的假設而證明了 Atkinson 的結果並不一定需要社會福利函數必須為具可加性的函數。Sen(1973) 指出如果相互比較的二個分配的平均數不相等時，洛倫滋優勢法僅能比較二個分配的不均度，而對二個分配的效率性則無法做一比較。Shorrocks(1983) 及 Saposnik (1981, 1983) 分別地解決了不等平均數的問題。Shorrocks 定義某一所得分配函數  $F(x)$  的一般性洛倫滋曲線 (generalized Lorenz curve) 為

$$(1) \quad \text{若 } p = F(y), \text{ 則 } GL_F(p) = \int_0^y xf(x)dx = \mu_F L_f(p)$$

式中 $y$ 為所得水準， $GL(p)$ 為一般性洛倫滋序數， $\mu_F$ 為分配 $F$ 的平均數。由上定義可知，所謂一般性洛倫滋曲線與洛倫滋曲線的差別僅在是否乘上平均數，其目的乃在比較二條洛倫滋曲線時，在平均數不等的情況下，能對二條曲線之效率性及不均度做一整體性的評估。實際上，Foster and Shorrocks(1988)證明一般洛倫滋優勢即為第二階隨機優勢(second degree stochastic dominance; SSD)。Sapoznik則利用一階隨機優勢法(first degree stochastic dominance; FSD)的觀念導出了排序優勢法。簡單說，此法僅著重於效率性的比較，而對社會福利函數的二階導數(不均度)則未予考量。而排序優勢法與一般洛倫滋優勢法的關係為排序優勢法隱含一般洛倫滋優勢法。這是因為FSD隱含SSD。

## 2. 實證方法

正如上述，所得分配在理論上有長足的進展，但在實證上受限於一些統計問題而發展相對較晚。目前學者對所得的機率分配究竟為何仍無定論，致使統計假設檢定受到影響。再者，各種調查資料均不可避免地有抽樣誤差的問題存在。這些問題一直到Gastwirth and Gail(1985)，Beach and Davidson(1983)才獲解決。他們避開了確認所得分配的機率分配型態的方向，利用Rao(1965: 355)證明所得分位數(income quantile)具有幾乎確定一致性(almost sure consistency)的特性，證明了在大樣本時，如果樣本觀察值為同質獨立分配(identically and independent distribution; i.i.d.)且分配為嚴格單調可微分，那麼，所得分配的真實與推估的洛倫滋序數之間的差額會分配收斂(converges in distribution)於一個平均數為零的漸近常態分配(asymptotic normal distribution)，而共變異數矩陣如Beach and Davidson(1983)式(20)所示。如此，統計檢定的問題即可解決。

在處理各組統計假設檢定時，虛無假設及對立假設分別為 $H_{0i} : L_{i,t} =$

$L_{i,t-1}$  與  $H_{ai} : L_{i,t} \neq L_{i,t-1}$ ，其中  $i$  為分組數且  $i = 1, 2, \dots, k$ ； $t$  表期間。但如要檢定整體的虛無假設  $H_0 : L_t = L_{t-1}$  時則須同時考量各組之假設檢定。Beach & Richmond (1985) 檢定統計量為一 Studentized Maximum Modulus (SMM) 變數，而分配之臨界值可由 Stoline and Ury (1979) 中查得。

實際上，一般調查資料多採分層抽樣法處理，例如，主計處的家庭收支調查即是。如此則與 i.i.d. 的假設不符，Beach and Kaliski (1985) 則提出了如何處理帶有膨脹係數資料的方法。此外，有時我們需要處理兩組相關資料，在此一情況下 i.i.d. 的假設亦不符，而 Bishop, Chow and Formby (1994) 利用洛倫滋曲線與集中曲線 (concentration curve)<sup>5</sup> 之序位相同的特性，沿用 Beach and Davidson (1983) 的邏輯，證明二者的差額在大樣本的情況下為一漸進的常態分配，其平均數為零，共變異數矩陣如該文式 (8) 所示。

雖然上述對所得分配的研究多以可支配所得為對象，但如我們將可支配所得換成工作報酬，那麼就研究方法而言仍為可行。本文即沿用上述觀念及方法對臺灣地區歷年來工作報酬分配作一探討。因為如僅利用一般洛倫滋優勢法分析可看出某一種分配的不均度及效率性對社會福利函數整體影響的結果，但無法個別地了解到不均度與效率性的變化及其對經濟社會福利的個別影響，所以本文利用排序優勢法來瞭解效率性變化，而不均度變化則由洛倫滋優勢法處理。

### 三、職業有偶婦女的邊際影響

臺灣地區工作報酬分配變化的原因可能有很多，正如第一節所述，職業有偶婦女逐年增加會對工作報酬分配或所得分配造成影響，惟其邊際影響的方向為均化或惡化則為一實證問題。姑且不論理論上的影響為何，如果我們將職業有偶婦女的工作報酬與家計單位戶長的工作報酬合併考量，職業有偶婦女的影響可分為二部份。

首先是直接效果 (direct effect)。此一效果源自於配偶加入勞動市場家庭工作報酬增加前與增加後的差異。其次是重排序效果 (reranking effect)。這

是因為雙薪家庭因工作報酬較多，致使該家庭在原考慮其邊際影響前之工作報酬分配中的排序改變所致。

這兩種效果可用洛倫滋曲線及集中曲線表之。令  $L_h$  表根據家計單位戶長的工作報酬而求算之洛倫滋曲線， $L_t$  表根據家計單位總工作報酬而求算之洛倫滋曲線； $C_t$  表根據總工作報酬而求算之集中曲線。那麼下式必然成立：

$$(2) \quad L_t - L_h = (C_t - L_h) + (L_t - C_t)$$

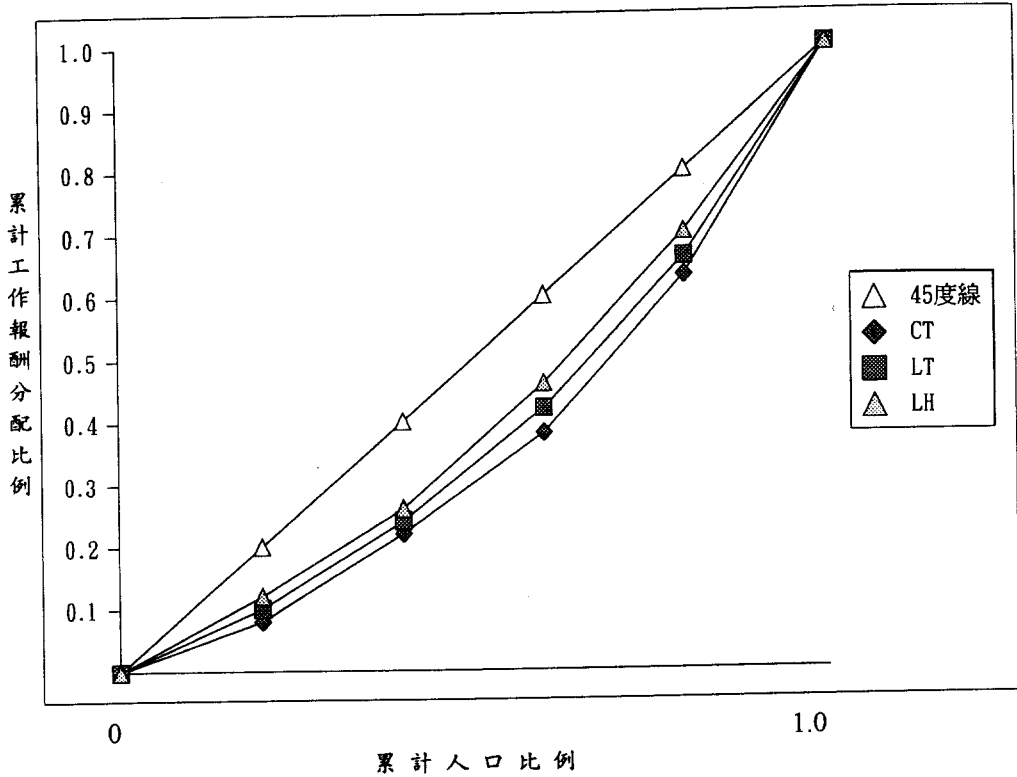
式中  $C_t - L_h$  即為直接效果。因為集中曲線仍保有原單獨考慮家計單位經濟戶長工作報酬之排序，其與  $L_h$  的差別僅在於是否加入了配偶的工作報酬。因此， $C_t$  與  $L_h$  之差別可用來表示配偶加入勞動市場對工作報酬分配的直接影響。另外， $L_t - C_t$  即為重排序效果。雙薪家計單位之工作報酬會因為配偶工作而增加，此一增加會使該家計單位在原先不考慮配偶工作報酬之分配中的序位變動，因為  $L_t$  為最終之結果，而  $C_t$  為考慮序位變動前的結果，所以  $L_t$  與  $C_t$  的差額即為因序位變動所造成之影響。最後恆等式左邊所表示的即為總效果。

就任一年度而言， $L_t$ 、 $L_h$  及  $C_t$  三條曲線之關係及意義可用圖一表之。當然這三條曲線之位置並不一定如圖一所示， $C_t$  可能在  $L_t$  之上，亦有可能在  $L_t$  之下，二者也可能相交。<sup>6</sup> 如果並無所謂的重排序效果，則  $L_t$  會與  $C_t$  重合，如有重排序效果，則  $L_t$  與  $C_t$  之間的面積即為重排序所致之效果。至於影響之方向則視  $L_t$  與  $C_t$  二條曲線之相互位置而定。 $C_t$  與  $L_h$  之間的面積則為直接效果。在本例中直接效果有促使工作報酬不均度降低之效果。這是因為  $C_t$  在  $L_h$  之上。就本例之總效果而言，職業有偶婦女參與勞動市場會導致工作報酬分配平均化。簡言之，原因在於直接效果大於重排序效果。

#### 四、實證結果

行政院主計處自民國53年起辦理臺灣地區家庭收支抽樣調查，惟可獲得之原始磁帶則始於民國65年。故本文研究期間始於民國65年而止於民國81





圖一 洛倫滋曲線與集中曲線

年，共計17年。本實證研究按經建會每年公佈之消費者物價指數平減(民國80年為基期)。另主計處資料中所載之膨脹係數也有考量。實證結果可分為歷年工作報酬分配變化及職業有偶婦女對工作報酬分配及所得分配邊際影響二個部份，分述如下：

### 1. 臺灣地區工作報酬分配

如前述，就工作報酬分配變化之研究方法論而言，在本質上與所得分配同，惟意義上迥異。臺灣地區之經濟結構在這17年的研究期間內有顯著地改變，國民所得也急速增加，收入結構亦有變遷，在這些情況下，家庭工作報酬分配與所得分配是否有異，這些分配是否亦隨經濟情況改變而有所變遷等問題，則是本節實證研究所要探討之重點。當然這是一個相當大的課題，本

研究限於篇幅，僅探討整體工作報酬分配之不均度及效率性。至於更詳實之研究，如分析各部門間或地區別等工作報酬分配之變遷等，則無法顧及。

表二至表四為臺灣地區民國65年至81年間工作報酬分配不均度及效率性的實證結果，<sup>7</sup>表二為歷年五等分位組之總工作報酬分配比與所得差距倍數。表內每年資料為各等分位組之工作報酬分配比例。<sup>8</sup>而表三為部份跨年比較的實證結果。表中各年第一列數字為各組比較年度的洛倫滋序數，第二列為相對應的標準差，而第三列為統計值。我們可由表二看出各組序數逐年變化不大，以表三中民國65年及66年的比較為例，各組比較統計量均小於5%顯著水準臨界值2.77，表示沒有顯著變化。但如拉長比較期間則可明顯地看出不均度的變化。例如，比較民國65年與72年，我們可看出不均度已惡化。但由民國74年與78年的比較中可發現：這二條洛倫滋曲線相交（請參閱圖二），且就低（高）工作報酬家庭而言，不均度惡化（均化）。另外，由民國78年與81年的比較中，我們可看出不均度又惡化。最後，由民國65年與81年的比較也可發現全期的不均度呈惡化狀況（請參閱圖三）。簡單說，在這幾年中工作報酬分配的不均度是呈惡化的現象，但其惡化速度並不急劇。

如比較表二與主計處公佈之中華民國臺灣地區歷年個人所得分配調查報告之第四表（戶數五等分位組之所得分配比與所得差距），我們可以發現，大致上歷年工作報酬分配較總所得分配不平均。因為表二內最低工作報酬組之洛倫滋序數均較總所得分配相對應之洛倫滋序數為低，另我們也可看出第五分位組為第一分位組之倍數乙行所示之倍數亦以表二為高。許多學者在研究臺灣所得分配惡化時認為最主要的原因是工作報酬分配的不均化。例如朱雲鵬（1989）即認為受雇人員報酬不均化不但直接對總已分配要素所得的分配有影響，還間接透過農業所得分配的變動發揮其影響力。本實證研究發現工作報酬分配不均度確實提高。因工作報酬為可支配所得的主要構成因素，故前者分配惡化必然會對後者分配惡化有影響。如進一步比較兩個分配的洛倫滋序數，可發現低（非低）工作報酬組的洛倫滋序數較低（非低）可支配所得組為低（相當）。故可支配所得分配不均度提高的原因亦可由低工作報酬家庭的

表二 戶數五等分位組之工作報酬分配比與工作報酬差距\*

年別	工作報酬按戶數五等分位組之工作報酬分配比					第五分位組 為第一分位 組之倍數
	1	2	3	4	5	
65	8.46	13.74	17.58	22.71	37.51	4.43
66	8.70	13.62	17.31	22.50	37.87	4.35
67	8.64	13.62	17.37	22.62	37.75	4.37
68	8.49	13.62	17.39	22.70	37.80	4.45
69	8.61	13.81	17.61	22.84	37.13	4.31
70	8.55	13.68	17.47	22.78	37.52	4.39
71	8.34	13.74	17.54	22.81	38.01	4.56
72	8.24	13.53	17.38	22.84	38.01	4.61
73	8.06	13.58	17.54	22.93	37.89	4.70
74	7.88	13.40	17.35	22.99	38.48	4.88
75	7.82	13.40	17.35	22.75	38.62	4.94
76	7.70	13.38	17.52	22.90	38.50	5.00
77	7.64	13.43	17.57	23.05	38.31	5.02
78	7.32	13.62	17.80	23.72	37.99	5.19
79	7.25	13.23	17.47	23.22	38.83	5.36
80	7.39	13.26	17.53	23.11	38.71	5.23
81	7.15	13.22	17.47	23.26	38.90	5.44

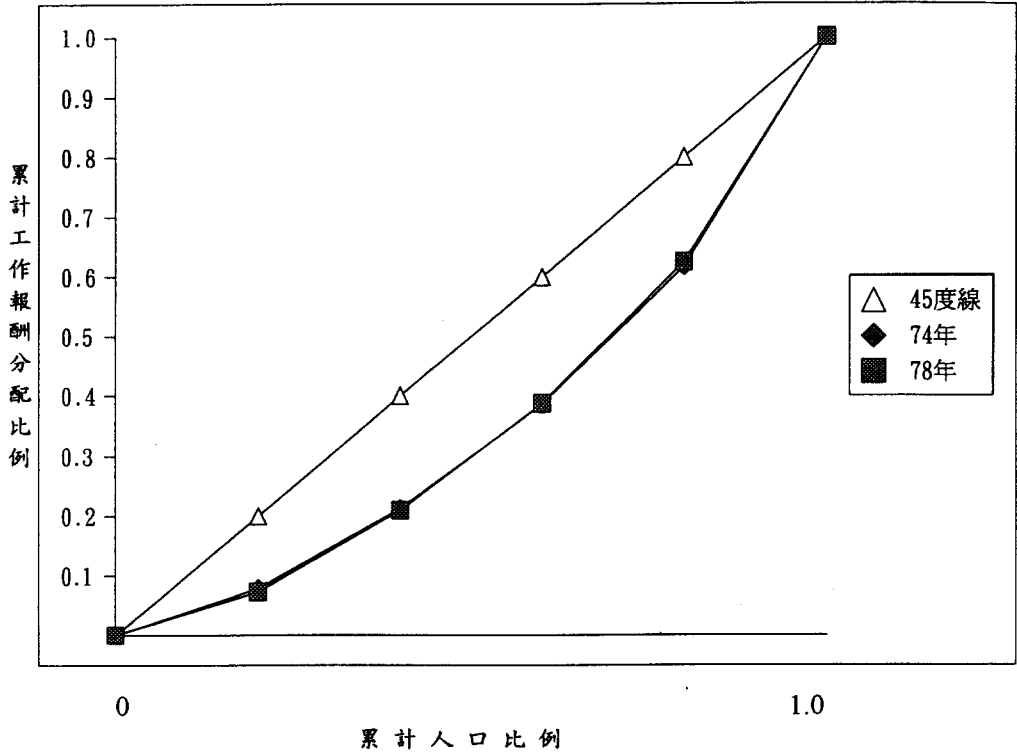
資料來源：依行政院主計處歷年家庭收支調查資料計算而得。

\* 本表係為配合主計處調查報告而編製，原主計處歷年個人所得分配調查報告中表四所列統計值為所得分配比而非洛倫滋序數。洛倫滋序數可由所得分配比累加而得。

表三 洛倫滋優勢比較 (跨年比較)

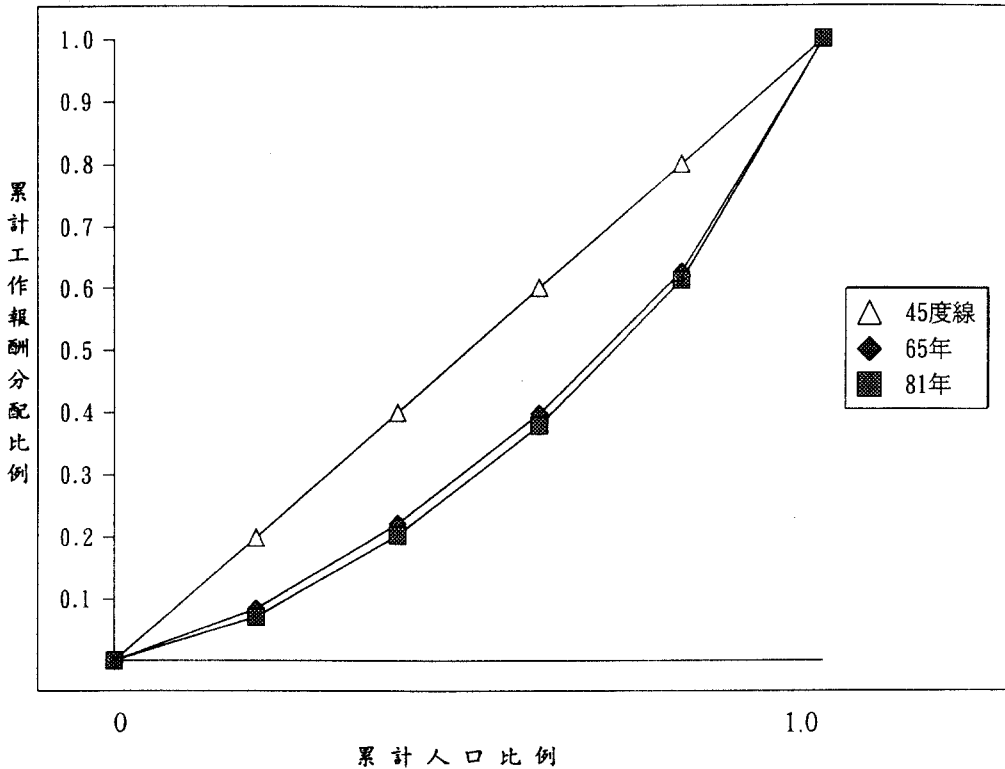
年度	p = 0.2	p = 0.4	p = 0.6	p = 0.8
65	0.0846 0.0009 -	0.2220 0.0014 -	0.3978 0.0020 -	0.6249 0.0025 -
66	0.0870 0.0008 - 1.98	0.2232 0.0015 - 0.58	0.3963 0.0022 0.50	0.6213 0.0029 0.93
65	0.0846 0.0009 -	0.2220 0.0014 -	0.3978 0.0020 -	0.6249 0.0025 -
71	0.0834 0.0000 1.38	0.2208 0.0001 0.84	0.3962 0.0001 0.80	0.6243 0.0001 0.24
65	0.0846 0.0009 -	0.2220 0.0014 -	0.3978 0.0020 -	0.6249 0.0025 -
72	0.0824 0.0000 2.53	0.2177 0.0001 3.01*	0.3915 0.0001 3.14*	0.6199 0.0001 2.22
65	0.0846 0.0009 -	0.2220 0.0014 -	0.3978 0.0020 -	0.6249 0.0025 -
81	0.0715 0.0000 15.09*	0.2037 0.0001 12.79*	0.3784 0.0001 9.68*	0.6110 0.0001 5.57*
74	0.0788 0.0000 -	0.2128 0.0001 -	0.3863 0.0001 -	0.6162 0.0001 -
78	0.0732 0.0000 96.85*	0.2094 0.0001 36.91*	0.3874 0.0001 - 8.97*	0.6201 0.0001 -27.03*
78	0.0732 0.0000 -	0.2094 0.0001 -	0.3874 0.0001 -	0.6201 0.0001 -
81	0.0715 0.0000 29.82*	0.2037 0.0001 63.12*	0.3784 0.0001 75.61*	0.6110 0.0001 65.33*

\* 表在5%的顯著水準下顯著。



圖二 洛倫滋曲線(74年與78年)

工作報酬與可支配所得觀之。在此一情況下，有可能是財富所得收入提高了某些低工作報酬家庭的收入而使得其在所得分配中的序位改變而導致低所得家庭的不均度較低。這是因為可支配所得與工作報酬的差異在於財產所得收入、經常移轉收入、雜項收入及經常移轉支出，而前述各項中，以財產收入乙項佔總可支配所得比例較大，約為10%到20%之間，故由財產所得收入來解釋此一現象應屬合理。朱雲鵬(1989)表五顯示民國69年時農家占最貧十分分內全體家庭比例達52.3%，而到民國75年，此項比例降為37.6%，表示低所得家庭中農戶居多，且有逐年降低的趨勢。一般而言，農家自有土地較非農戶為多。在經濟發展，地價上漲的情況下，農戶財產所得收入增加為可能造成此一情況的因素之一。



圖三 洛倫滋曲線(65年與81年)

影響工作報酬分配之因素很多，如以工作報酬構成因素觀之，受雇人員薪資自民國65年起佔工作報酬之比例約為70%到75%，如果歷年臺灣地區受雇人員薪資大致上根據軍公教薪資調整為準，那麼臺灣地區歷年工作報酬分配不均度在短期內變化應該不大。因為就洛倫滋優勢而言，如一分配可由另一分配乘上一常數而得之，則結果為這兩條洛倫滋曲線並無差異。<sup>9</sup>但如研究期間拉長且自民國七十年代中期起，軍公教調薪政策已改成逐漸拉大高、低職位薪資調整幅度，那麼就工作報酬分配不均度而言，此一實證結果應屬合理。<sup>10</sup>當然，我們也可由其它社會、經濟因素來解釋此一現象之原因。下節職業有偶婦女增加之邊際影響即是此一情況之考量。

表四係歷年工作報酬分配效率性之分析。表中各年資料中，第一行為

各組平減後條件平均值，第二行為統計值，而百分之五顯著水準的臨界值為 2.77。我們明顯的可由表四中看出：首先，除民國 73 年與 74 年、74 年與 75 年的比較結果為無顯著差異外，而其餘的逐年比較均為第  $t$  年排序優勢於第  $t-1$  年；其次，逐年比較中，顯著差異的情況多發生在非低工作報酬家庭，而低工作報酬家庭逐年比較並無顯著差異。但長期而言，例如比較民國 65 年及 81 年，則差異為顯著。此一低工作報酬家庭工作報酬改善相對緩慢於非低工作報酬家庭的情況亦可用於解釋非低工作報酬分配不均度的分析。因為低工作報酬家庭工作報酬改善步調與非低工作報酬家庭不一致，工作報酬不均度必會提高，但因低工作報酬家庭的工作報酬仍有改善，故遲緩了惡化的速度。臺灣地區在研究期間內經濟快速成長應為此一效率性的必然原因。

綜合上述歷年工作報酬分配之不均度及效率性分析，大體上，工作報酬分配的不均度就長期而言有逐漸惡化之現象。就效率性而言，則工作報酬分配之效率性逐年提高。就社會福利而言，不均度及效率性同時提高，無法據以判斷工作報酬分配變化對整體福利的影響。如前述，經濟學者對判斷社會福利變化的標準仍未有定論，如採一般洛倫滋優勢的觀念，則因排序優勢隱含一般洛倫滋優勢，所以歷年工作報酬分配的變化對社會福利有正面的影響。但如我們採用較嚴苛的平均數洛倫滋優勢 (mean-Lorenz dominance) 觀念，<sup>11</sup> 則上述結論無法成立。所謂平均數洛倫滋優勢法認為不均度與效率性必須「同時」改善，社會福利才改善，因為長期而言，工作報酬分配不均度提高，故我們無法認定社會福利已改善。綜合上述，歷年工作報酬分配變化對社會福利的影響須視判斷標準及研究期間而定。

## 2. 職業有偶婦女的邊際影響

學者對臺灣地區職業有偶婦女與所得分配亦有論著，如張素梅(1983)，Liu and Chang(1987)等。張素梅利用民國 70 年以前的資料研究基尼係數的決定因素，她認為女性就業率的提高有加深家庭所得分配不均度的效果，而 Liu and Chang 則以變異數平方為不均度指標，利用所得分解法來分析民國 67 年至 74 年間家庭收支調查資料。他們認為在研究期間內職業有偶婦女參與

表四 排序優勢比較 (逐年比較)

年度	p = 0.2	p = 0.4	p = 0.6	p = 0.8	p = 1
65	22035 -	35792 -	45791 -	59168 -	97724 -
66	27398 -14.43	42895 -19.22	54515 -23.71	70831 -16.39	119235 - 5.96
67	34962 - 6.08	55153 -13.25	70323 -15.10	91551 - 8.45	152809 - 7.33
68	45934 - 3.91	73710 - 8.67	94063 -13.68	122848 - 7.41	204525 -19.82
69	68369 - 6.95	109745 -12.65	139919 -22.06	181493 -10.55	294950 -28.44
70	91254 - 5.05	145952 - 8.97	186469 -13.21	243008 - 7.55	400416 -22.00
71	92305 - 0.73	151974 - 2.23	194112 - 2.98	252432 - 1.87	415693 - 4.91
72	103131 - 1.48	169358 - 3.26	217615 - 3.12	285876 - 2.74	475832 - 7.33
73	107660 - 1.12	181537 - 2.05	234308 - 2.39	306476 - 1.87	506221 - 5.03
74	107788 - 0.18	183133 - 0.67	237211 - 0.75	314346 - 0.93	524715 - 1.91
75	115263 - 0.80	197444 - 2.10	255704 - 2.65	335229 - 1.52	570016 - 2.65
76	122945 - 1.21	213366 - 2.65	279575 - 3.43	365536 - 2.29	614318 - 6.23
77	139238 - 1.98	244820 - 5.05	320338 - 4.79	420079 - 3.79	698289 -11.22
78	157749 - 1.87	293556 - 5.26	383683 - 6.34	501355 - 5.23	818827 -13.32
79	185627 - 1.89	339146 - 3.44	447443 - 5.14	594735 - 4.63	994826 -12.51
80	219036 - 2.31	393166 - 5.75	519613 - 6.70	684828 - 3.96	1147438 -12.53
81	245305 - 1.40	453089 - 5.07	599110 - 4.82	797814 - 3.87	1333950 -10.29

註：表內各年各組中第一個數字為相對應之條件平均值（已按經建會公布物價水準平減），第二個數字為第t年與第t-1年比較之統計量，5%顯著水準之臨界值為2.77。



勞動市場會對家庭所得分配產生均化的效果。雖然研究方法、期間不同，但顯然國內學者對此一課題之研究有截然不同的結果。爲了與前述研究做一比較，除了研究職業有偶婦女對歷年工作報酬分配的邊際影響外，也對職業有偶婦女對歷年家庭可支配所得分配的邊際影響做了分析。

#### (1) 職業婦女對工作報酬分配之邊際影響

表五至表七爲歷年來職業有偶婦女對工作報酬分配之邊際影響的彙總。表五爲直接效果，表六爲重排序效果，而表七爲總效果。<sup>12</sup> 綜觀表五至表七，我們可發現歷年型態頗爲一致：直接效果爲正值(均化分配)，重排序效果爲負值(惡化分配)，而總效果爲負值(惡化分配)。就低工作報酬的家庭而言，職業有偶婦女的直接影響逐年降低，但對非低工作報酬的家庭而言，職業有偶婦女的直接影響並無太大變化。就重排序效果惡化程度而言，低工作報酬家庭組的早期影響較大而逐年降低，而非低工作報酬家庭組的影響則爲逐年增強。因此，就總效果而言，因爲重排序效果與直接效果相互抵銷，所以職業有偶婦女的工作報酬對低工作報酬家庭組的淨影響不大，而對非低工作報酬家庭組而言，因爲重排序的關係，使得職業有偶婦女工作報酬有促使工作報酬分配不均度增加的效果。

就臺灣地區在研究期間內的社會經濟情況觀之，朱雲鵬(1991)曾述及：「臺灣之平均戶內人數在下降，... 同期間(指民國69年至78年)平均每戶之可支配所得(名目值)上升了一倍，...。」而根據經建會每年公布資料顯示：臺灣人口每年均有成長。<sup>13</sup> 也就是說臺灣地區戶數每年均有增加。另外，從歷年主計處家計調查資料中我們可發現一些有趣之現象：

首先，由表一中我們發現經濟戶長及其配偶均有工作報酬家庭佔全體家庭之比例由民國65年的18.6%上升到民國81年的29.5%。顯示職業有偶婦女逐年增加。

其次，這些職業有偶婦女之年平均工作報酬也有逐年提高之現象。她們的工作報酬佔戶長工作報酬之比例也從民國65年的45.6%上升到民國81年的57.2%。黃台心(1992)的研究中也指出臺灣地區職業有偶婦女的教育程度有

表五 職業有偶婦女對工作報酬分配的邊際影響（直接效果）

年度	p=0.05	p=0.10	p=0.25	p=0.50	p=0.75	p=0.90	p=0.95
65	0.0013	0.0027	0.0059	0.0082	0.0080	0.0078	0.0067
66	0.0020	0.0033	0.0057	0.0073	0.0094	0.0081	0.0052
67	0.0018	0.0036	0.0077	0.0087	0.0090	0.0094	0.0077
68	0.0012	0.0025	0.0060	0.0098	0.0109	0.0102	0.0069
69	0.0014	0.0028	0.0066	0.0099	0.0106	0.0083	0.0066
70	0.0015	0.0029	0.0058	0.0080	0.0076	0.0074	0.0061
71	0.0007	0.0021	0.0060	0.0093	0.0095	0.0082	0.0073
72	0.0004	0.0020	0.0051	0.0075	0.0076	0.0092	0.0065
73	0.0007	0.0017	0.0050	0.0086	0.0099	0.0094	0.0086
74	0.0006	0.0013	0.0044	0.0071	0.0056	0.0049	0.0056
75	0.0004	0.0011	0.0047	0.0097	0.0104	0.0087	0.0084
76	0.0001	0.0016	0.0039	0.0074	0.0103	0.0094	0.0077
77	0.0002	0.0008	0.0037	0.0080	0.0083	0.0085	0.0090
78	0.0003	0.0006	0.0020	0.0067	0.0091	0.0091	0.0077
79	0.0000	0.0003	0.0018	0.0043	0.0038	0.0056	0.0067
80	0.0002	0.0003	0.0015	0.0031	0.0040	0.0051	0.0055
81	0.0000	0.0000	0.0004	0.0024	0.0014	0.0042	0.0068

註：表內各年各組數字由c<sub>t</sub>-L<sub>t</sub>而得，c<sub>t</sub>及L<sub>t</sub>等詳細資料未列示，有興趣者可逕向作者索取。

表六 職業有偶婦女對工作報酬分配的邊際影響（重排序效果）

年度	p=0.05	p=0.10	p=0.25	p=0.50	p=0.75	p=0.90	p=0.95
65	-0.0014	-0.0028	-0.0067	-0.0118	-0.0151	-0.0119	-0.0069
66	-0.0017	-0.0030	-0.0059	-0.0117	-0.0181	-0.0134	-0.0069
67	-0.0016	-0.0035	-0.0086	-0.0146	-0.0195	-0.0155	-0.0089
68	-0.0013	-0.0028	-0.0073	-0.0148	-0.0182	-0.0138	-0.0073
69	-0.0014	-0.0029	-0.0080	-0.0153	-0.0212	-0.0145	-0.0087
70	-0.0014	-0.0030	-0.0074	-0.0145	-0.0211	-0.0173	-0.0113
71	-0.0008	-0.0027	-0.0082	-0.0158	-0.0222	-0.0165	-0.0114
72	-0.0006	-0.0030	-0.0078	-0.0155	-0.0204	-0.0179	-0.0108
73	-0.0009	-0.0028	-0.0085	-0.0176	-0.0218	-0.0170	-0.0105
74	-0.0008	-0.0025	-0.0086	-0.0169	-0.0193	-0.0161	-0.0118
75	-0.0005	-0.0022	-0.0090	-0.0192	-0.0220	-0.0160	-0.0107
76	-0.0003	-0.0027	-0.0084	-0.0183	-0.0219	-0.0174	-0.0098
77	-0.0004	-0.0019	-0.0087	-0.0196	-0.0230	-0.0180	-0.0121
78	-0.0004	-0.0017	-0.0074	-0.0185	-0.0247	-0.0191	-0.0125
79	-0.0000	-0.0013	-0.0075	-0.0189	-0.0236	-0.0208	-0.0138
80	-0.0002	-0.0015	-0.0085	-0.0190	-0.0243	-0.0203	-0.0128
81	-0.0000	-0.0011	-0.0076	-0.0203	-0.0236	-0.0201	-0.0142

註：表內各年各組數字由L、-c、而得，L、及c、等詳細資料未列示，有興趣者可逕向作者索取。

表七 職業有偶婦女對工作報酬分配的邊際影響（總效果）

年度	p=0.05	p=0.10	p=0.25	p=0.50	p=0.75	p=0.90	p=0.95
65	-0.0001	-0.0001	-0.0008	-0.0036	-0.0071	-0.0041	-0.0002
66	0.0003	0.0003	-0.0002	-0.0044	-0.0087	-0.0053	-0.0017
67	0.0002	0.0001	-0.0009	-0.0059	-0.0105	-0.0061	-0.0012
68	-0.0001	-0.0003	-0.0013	-0.0050	-0.0073	-0.0036	-0.0004
69	0.0000	-0.0001	-0.0014	-0.0054	-0.0106	-0.0062	-0.0021
70	0.0001	-0.0001	-0.0016	-0.0065	-0.0135	-0.0099	-0.0052
71	-0.0001	-0.0006	-0.0022	-0.0065	-0.0127	-0.0083	-0.0041
72	-0.0002	-0.0010	-0.0027	-0.0080	-0.0128	-0.0087	-0.0043
73	-0.0002	-0.0011	-0.0035	-0.0090	-0.0119	-0.0076	-0.0019
74	-0.0002	-0.0012	-0.0042	-0.0098	-0.0137	-0.0112	-0.0062
75	-0.0001	-0.0011	-0.0043	-0.0095	-0.0116	-0.0073	-0.0023
76	-0.0002	-0.0011	-0.0045	-0.0109	-0.0116	-0.0080	-0.0021
77	-0.0002	-0.0011	-0.0050	-0.0116	-0.0147	-0.0095	-0.0031
78	-0.0001	-0.0011	-0.0054	-0.0118	-0.0156	-0.0100	-0.0048
79	-0.0000	-0.0010	-0.0057	-0.0146	-0.0198	-0.0152	-0.0071
80	-0.0000	-0.0012	-0.0070	-0.0159	-0.0203	-0.0152	-0.0073
81	-0.0000	-0.0011	-0.0072	-0.0179	-0.0222	-0.0159	-0.0074

註：表內各年各組數字乃加計前表重排序效果及直接效果而得。

逐年提高的趨勢且其工作報酬的成長率與年齡有關。

第三，如進一步配合教育程度觀之，經濟戶長及其配偶均有工作報酬且均為高(低)教育之家庭佔全體家庭比例亦從民國65年的9%(60.8%)上升(下降)到民國81年的17.4%(41.4%)，<sup>14</sup>顯示在研究期間內，臺灣地區教育日漸普及且高教育與高教育結合之情況日趨顯著。如前緒論提及 Rivlin(1975)論點，此一現象對工作報酬及所得分配必然有某些程度之影響。

第四，如就高、低教育程度職業有偶婦女工作報酬金額觀之，在研究期間內，高教育職業有偶婦女之工作報酬約為低教育職業有偶婦女的2.7倍到3.3倍。如就工作報酬成長率言，高教育程度職業有偶婦女之工作報酬成長了5.62倍，略高於低教育程度職業有偶婦女的5.16倍。配合第三點，高教育家庭比例增加，低教育家庭比例減少之現象，低教育程度職業有偶婦女在研究期間內，對工作報酬或所得分配所造成之影響應不及高教育職業有偶婦女來得大。

第五，如我們大略地將高教育程度家庭中年齡較低(26-35歲)的家庭再分成一類，此一類新生代家庭佔全部高教育家庭之比例約從民國65年的52.8%，下降為民國81年的31.8%，比例下降之原因應為研究期間初期非新生代高教育家庭較少，所以比例較高；因教育普及，到了研究期間後期，比例會因高教育程度家庭增加而自然減少。此一在研究期間初期，新生代家庭佔高教育家庭比例甚高之現象，顯示這些新生代家庭對研究期間臺灣地區工作報酬分配有影響。

最後，由表一第八行可看出這些新生代家庭的職業有偶婦女的平均工作報酬僅略低於全體高教育職業有偶婦女，顯示這些新生代職業有偶婦女對工作報酬分配之影響不容忽視。

綜合前述臺灣地區在研究期間內之社會、經濟現象，直接效果、重排序效果可解釋如下：

就重排序效果而言，首先，在戶內人數由多變少的初期，脫離大家庭的小家庭因工作未久，所以多屬非高工作報酬家庭，就整個工作報酬分配而

言，因高工作報酬家庭戶數不變，而非高工作報酬戶數增加，使原非高工作報酬家庭排序改變。就整個工作報酬分配而言，這會使得分配不均度提高，主要是因為非高工作報酬家庭比例增加的緣故。<sup>15</sup> 其次，這些新小家庭的配偶因教育程度較高，且其工作報酬相對高，所以加計職業有偶婦女的工作報酬後，重排序的結果亦為惡化工作報酬分配的不均度。在家庭戶內人口演變初期，此一效果多發生在非高工作報酬家庭組。家庭戶內人數演變一段期間後，因為原先小家庭的工作報酬增加，而變成高工作報酬家庭，另一方面，新的小家庭填補其原先在分配中的位置，所以戶數變化的影響會減弱。而此一階段的重排序效果則視職業有偶婦女之工作報酬而定。如果資深職業有偶婦女工作報酬成長率大於資淺者，那麼重排序效果的影響就會從初期的非高工作報酬家庭組移至高工作報酬家庭組。

就直接效果而言，在家庭戶內人口演變的初期，因為這些新的職業有偶婦女具有教育程度、工作報酬相對高的特質，在高工作報酬家庭組不變之情況下，直接效果對非高工作報酬家庭組的影響會比較大。一段期間後，新的小家庭陸續成立，而原先的小家庭也會變成高工作報酬組。在高工作報酬家庭組增加，且資深職業有偶婦女工作報酬較資淺者為高之情況下，直接效果對低工作報酬組之影響就會相對降低。至於職業有偶婦女對工作報酬分配影響之總效果，仍視重排序效果與直接效果而定。在本實證中，因全期之重排序效果均大於直接效果，所以均為負。

影響工作報酬分配之因素不只職業有偶婦女乙項。即令僅就職業有偶婦女乙項觀之，亦可由不同的角度分析，如生命週期(劉鶯釧，1985)，產業結構變遷(朱雲鵬，1989；Kuo, Ranis and Fei, 1981)等。本研究由家庭人口結構及教育程度著手，發現職業有偶婦女有惡化工作報酬分配之傾向。事實上，評斷某一因素均化或惡化某一分配對整個經濟社會產生之影響是好是壞尚須視此一因素之本質而定，如股市狂飆而致所得重分配，即令其淨影響為均化所得分配，但亦應為一不良之現象。就職業有偶婦女此一因素而言，教育程度提高與家庭結構演變則為自然現象，雖然工作報酬分配因之惡化，

但只要整體而言，經濟社會中的低工作報酬家計單位均能滿足基本生活且效率性提高的效果大於不均度惡化的效果，那麼此一惡化未必有政策干預的必要。

## (2) 職業有偶婦女對所得分配之邊際影響

表八至表十為歷年來職業有偶婦女對所得分配之邊際影響的彙總。而分析中  $L_h$  為未加計職業有偶婦女工作報酬前之家庭可支配所得。與職業有偶婦女對工作報酬分配邊際影響的分析相同的是直接效果顯著，顯示職業有偶婦女工作報酬對家庭可支配所得有顯著地影響。但其在低所得組逐年漸少的現象並沒有像工作報酬分配般地顯著。另一方面，重排序效果亦都為負值，但其對低所得組的影響並沒有像工作報酬分配一般，有逐年減少之情況。至於總效果的型態則有不同。如果我們大致上將研究期間劃分成二個階段，在民國71年以前，總效果均為正，如以圖型說明，此一期間  $L_t$ ， $L_h$  和  $C_t$  之相互位置與圖一相同，也就是說，職業有偶婦女工作報酬對可支配所得有均化的作用而到了民國71年以後低所得組的總效果開始有負值，也就是說  $L_h$  與  $L_t$  在低所得組有交叉的現象，而此一現象演變到民國81年時交叉點已發生在  $p=0.8$  的所得組。簡單說，職業有偶婦女在此一階段有促使所得分配不均度惡化的趨勢。

第一階段的結果與 Liu and Chang(1987) 結果相似，而與張素梅(1983) 相異，惟 Liu and Chang 的研究止於民國74年，所以第二階段的結果無從比較。<sup>16</sup> 可能造成此一由均化轉變為惡化的原因亦可用家庭戶內人數逐年減少及職業有偶婦女的教育程度來解釋。在家庭人數演變之初期，雖然自高所得家庭脫離的小家庭戶數增加，但高所得家庭的可支配所得會因子女自立門戶而減少。而且自立門戶之子女的工作報酬，不但會降低大家庭的可支配所得，同時也會增加小家庭的可支配所得。此一情況即好比把高所得家庭的部份可支配所得補貼予低所得家庭。<sup>17</sup> 因此，此一階段之職業有偶婦女工作報酬會有淡化前述戶數變化的影響。也就是說可支配所得分配的不均度可能降低。另一方面，高工作報酬家庭的工作報酬並不會因子女自立門戶而減少。

表八 職業有偶婦女對所得分配的邊際影響（直接效果）

年度	p=0.05	p=0.10	p=0.25	p=0.50	p=0.75	p=0.90	p=0.95
65	0.0020	0.0038	0.0084	0.0126	0.0119	0.0093	0.0055
66	0.0029	0.0045	0.0090	0.0141	0.0139	0.0088	0.0063
67	0.0024	0.0049	0.0102	0.0154	0.0160	0.0107	0.0071
68	0.0024	0.0042	0.0098	0.0158	0.0155	0.0112	0.0072
69	0.0024	0.0053	0.0110	0.0162	0.0168	0.0111	0.0071
70	0.0022	0.0044	0.0100	0.0151	0.0171	0.0110	0.0078
71	0.0020	0.0047	0.0116	0.0171	0.0177	0.0118	0.0079
72	0.0021	0.0044	0.0116	0.0173	0.0172	0.0118	0.0073
73	0.0022	0.0048	0.0123	0.0193	0.0201	0.0144	0.0100
74	0.0020	0.0047	0.0119	0.0180	0.0170	0.0118	0.0077
75	0.0018	0.0045	0.0111	0.0193	0.0189	0.0134	0.0094
76	0.0017	0.0034	0.0112	0.0195	0.0199	0.0144	0.0097
77	0.0014	0.0031	0.0112	0.0204	0.0219	0.0151	0.0097
78	0.0012	0.0027	0.0094	0.0192	0.0204	0.0146	0.0096
79	0.0016	0.0028	0.0104	0.0183	0.0218	0.0148	0.0108
80	0.0011	0.0028	0.0093	0.0183	0.0201	0.0148	0.0106
81	0.0003	0.0014	0.0092	0.0173	0.0197	0.0160	0.0114

註：表內各年各組數字由 $c_t-L_t$ 而得， $c_t$ 及 $L_t$ 等詳細資料未列示，有興趣者可逕向作者索取。



表九 職業有偶婦女對所得分配的邊際影響（重排序效果）

年度	p=0.05	p=0.10	p=0.25	p=0.50	p=0.75	p=0.90	p=0.95
65	-0.0019	-0.0030	-0.0067	-0.0104	-0.0090	-0.0059	-0.0025
66	-0.0022	-0.0034	-0.0073	-0.0122	-0.0116	-0.0058	-0.0030
67	-0.0020	-0.0039	-0.0085	-0.0141	-0.0136	-0.0066	-0.0031
68	-0.0021	-0.0037	-0.0080	-0.0135	-0.0118	-0.0065	-0.0032
69	-0.0021	-0.0044	-0.0090	-0.0145	-0.0139	-0.0070	-0.0033
70	-0.0020	-0.0035	-0.0084	-0.0150	-0.0159	-0.0080	-0.0046
71	-0.0021	-0.0043	-0.0099	-0.0154	-0.0152	-0.0073	-0.0036
72	-0.0023	-0.0040	-0.0098	-0.0158	-0.0148	-0.0081	-0.0040
73	-0.0025	-0.0047	-0.0112	-0.0173	-0.0165	-0.0087	-0.0044
74	-0.0023	-0.0047	-0.0112	-0.0168	-0.0155	-0.0094	-0.0051
75	-0.0022	-0.0048	-0.0109	-0.0181	-0.0154	-0.0089	-0.0042
76	-0.0022	-0.0039	-0.0114	-0.0181	-0.0168	-0.0085	-0.0048
77	-0.0020	-0.0040	-0.0115	-0.0195	-0.0185	-0.0089	-0.0047
78	-0.0018	-0.0038	-0.0107	-0.0195	-0.0186	-0.0103	-0.0051
79	-0.0021	-0.0037	-0.0118	-0.0202	-0.0207	-0.0108	-0.0059
80	-0.0018	-0.0041	-0.0115	-0.0211	-0.0204	-0.0112	-0.0062
81	-0.0012	-0.0033	-0.0127	-0.0218	-0.0219	-0.0127	-0.0066

註：表內各年各組數字由L、-c<sub>i</sub>而得，L<sub>i</sub>及c<sub>i</sub>等詳細資料未列示，有興趣者可逕向作者索取。

表十 職業有偶婦女對所得分配的邊際影響（總效果）

年度	p=0.05	p=0.10	p=0.25	p=0.50	p=0.75	p=0.90	p=0.95
65	0.0001	0.0008	0.0017	0.0022	0.0029	0.0034	0.0030
66	0.0007	0.0011	0.0017	0.0019	0.0023	0.0030	0.0033
67	0.0004	0.0010	0.0017	0.0013	0.0024	0.0041	0.0040
68	0.0003	0.0005	0.0018	0.0023	0.0037	0.0047	0.0040
69	0.0003	0.0009	0.0020	0.0017	0.0029	0.0041	0.0038
70	0.0002	0.0009	0.0016	0.0001	0.0012	0.0030	0.0032
71	-0.0001	0.0004	0.0017	0.0017	0.0025	0.0045	0.0043
72	-0.0002	0.0004	0.0018	0.0015	0.0024	0.0037	0.0033
73	-0.0003	0.0001	0.0011	0.0020	0.0036	0.0057	0.0056
74	-0.0003	0.0000	0.0007	0.0012	0.0015	0.0024	0.0026
75	-0.0004	-0.0003	0.0002	0.0012	0.0035	0.0045	0.0052
76	-0.0005	-0.0005	-0.0002	0.0014	0.0031	0.0059	0.0049
77	-0.0006	-0.0009	-0.0003	0.0009	0.0034	0.0062	0.0050
78	-0.0006	-0.0011	-0.0013	-0.0003	0.0018	0.0043	0.0045
79	-0.0005	-0.0009	-0.0014	-0.0019	0.0011	0.0040	0.0049
80	-0.0007	-0.0013	-0.0022	-0.0028	-0.0003	0.0036	0.0044
81	-0.0009	-0.0019	-0.0035	-0.0045	-0.0022	0.0033	0.0048

註：表內各年各組數字乃加計前表重排序效果及直接效果而得。

因此，同樣的職業有偶婦女工作報酬對工作報酬分配與可支配所得分配有不同型態的邊際影響。當然可支配所得中其它非工作報酬項目，如財產所得等亦可能有影響，但因與職業有偶婦女無關，故不再論述。就後一階段而言，因職業有偶婦女工作報酬對此二分配的邊際影響雷同，亦不再贅述。

有趣的是，臺灣所得分配之吉尼係數在研究期間初期是呈逐年減少的趨勢，從民國69年起，吉尼係數則逐年上升，此一吉尼係數演變與職業有偶婦女對所得分配的邊際影響型態相似，所以職業有偶婦女工作報酬對所得分配應有重要之影響。

本節實證結果不但異於國內學者之研究，也異於國外研究截然二分之結果，如Mincer(1974)發現職業有偶婦女有均化所得分配之效果，而Shariff(1979)認為職業有偶婦女有惡化所得分配的影響，主要原因乃在於臺灣地區社會、經濟情況不同於歐美國家。如前節所述，如果低所得家庭的基本生活仍能滿足，一般性洛倫滋優勢仍能維持，那麼職業有偶婦女增加而導致所得分配不均度增加應為一正常現象。

## 五、結論

本文研究民國65年到81年間臺灣地區工作報酬分配之變化與職業有偶婦女增加對歷年工作報酬分配及所得分配的邊際影響。所得分配或工作報酬分配變化是一個相當大的課題，而職業有偶婦女僅為其中的一個因素。即令僅專注於此一因素的探討，本文也僅由整體的角度觀之。事實上，我們可更進一步由地區別、行業別等角度來做更詳細分析。就本文實證結果可簡述如下：

大體而言，在研究期間內，臺灣地區工作報酬分配的不均度在研究期間有顯著的提高，但其演變為緩和。就分配的效率性而言，實證資料顯示其亦為顯著提升。在不均度與效率性同時提高的情況下，工作報酬分配變化對整體社會福利的影響則需視我們對判斷福利變化的標準而定。如按一般性洛倫滋優勢法的觀念，則研究期間內社會福利應為提升。但如按平均數洛倫滋優

勢法的觀念，則我們無法認定研究期間內，社會福利已改善。最後，如果我們比較歷年工作報酬與可支配所得分配，實證資料顯示工作報酬分配的不均度較高，這說明近年來所得分配惡化與工作報酬分配有關。

至於職業有偶婦女對這二種分配的邊際影響則有不同型態。以工作報酬分配而言，職業有偶婦女增加有促使不均度增加的效果，但就所得分配而言，職業有偶婦女增加的影響在研究期間初期為均化，但在後期則有促使不均度增加的效果。對此前後期型態不同的現象的部份可能原因與臺灣地區家庭戶內人數的轉變及職業有偶婦女教育程度提高有關。

此外，我們發現職業有偶婦女惡化所得分配的期間與所得分配惡化的期間吻合。這表示職業有偶婦女增加應為解釋近年來所得分配惡化的一個重要因素。當然，惡化所得分配的因素可能不止職業有偶婦女增加乙項。至少就此項而言，政府應無政策干預的必要，因為家庭戶數及教育程度提高為一自然現象，且低所得家庭的效率性仍在逐年提高。

(收稿日期：1994年2月7日；接受刊登日期：1994年12月20日)

## 註釋

- 1 效率性在所得分配的研究中乃指所得水準之高低，如分配F的所得水準高於分配G的所得水準則稱分配F較具效率性。如以第一、二階動差為例，效率性的變動即指第一階動差的變動，而不均度的變動則為第二階動差的變動。
- 2 工作報酬即為行政院主計處個人所得分配報告中之基本所得，因一般習用工作報酬(參見Liu and Chang, 1987)，故本文採工作報酬。
- 3 如果高所得家庭所得增加速度大於低所得家庭所得增加速度，那麼此一誘因的淨結果未必是降低家庭所得分配的不均度。

- 4 事實上，經濟學家對於判斷社會福利變化的準則仍未有定論，但上述兩項假設均為經濟學者所接受的合理假設。
- 5 集中曲線為洛倫滋曲線上的各點加計某一所得變數而求得之曲線。集中曲線仍保有原洛倫滋曲線的序位。
- 6 一位評審指出這三條線在不相交的情況下共有四種關係：1. 總效果為正，直接效果優勢於重排序效果；2. 總效果為正，重排序效果優勢於直接效果；3. 總效果為負，直接效果優勢於重排序效果；4. 總效果為負，重排序效果優勢於直接效果。而本例屬前述四種情況中的第一種情況。
- 7 表二至表四為部份實證結果。因將不均度與效率性兩兩比較結果全部列示，則共有272種比較結果。在兼顧簡潔及揭露的原則下，僅將有代表性的實證結果列示，有興趣者可逕向作者索取更詳細的資料。
- 8 表二係為便利與主計處公佈之歷年所得分配比較而編製，故每年資料第一列數值為工作報酬分配比例而非洛倫滋序數，二者之標準誤不同。
- 9 由連鎖法則： $dL/dp = dL(p)/dy \div dp/dy = yf(y)/\mu \div f(y) = y/\mu$ ，其中 $L(p) = (1/\mu) \int_0^y xf(x)dx$ ， $0 < p < 1$ ，所以如一分配可由另一分配乘上一常數則 $L$ 不變。
- 10 由表三民國65年與71年的比較中我們可發現不均度並無顯著惡化，自民國72年起就低工作報酬組而言，不均度已惡化。因受雇人員薪資為工作報酬中最大項目，故有此一推測。
- 11 請參閱 Bishop, Formby and Thistle (1989)。
- 12 表五至表十因為篇幅所限，僅報導相關效果之數值，其他相關資料如標準差等則無法報導，有興趣讀者可逕向作者索取有關資料。
- 13 請參閱歷年經建會出版之 Taiwan Statistical Data Book。
- 14 高教育指大專以上，而低教育指國中以下。
- 15 此一點可用二組假設資料說明。假設一組家庭的所得資料如表十一所示，加計職業有偶婦女後，原先第二貧家庭(僅考慮戶長工作報酬時)變成最貧家庭，在此例中，重排序效果為-0.033，但如新加入一家庭(表

十二中戶長與配偶之工作報酬分別為10與15)，重排序效果為-0.085。此時重排序的來源除原先表十一中單純受到職業有偶婦女工作報酬金額的影響外，另外新家庭加入相對戶數比例改變也有影響。

表十一 假設工作報酬分配（變化前）

	(1)	(2)	$L_h$	$L_t$	$C_t$
1	10	10	0.100	0.100	0.133
2	15	0	0.250	0.233	0.233
3	20	10	0.450	0.433	0.433
4	25	15	0.700	0.700	0.700
5	30	15	1.000	1.000	1.000

註：(1)為戶長工作報酬，(2)為其配偶之工作報酬。

表十二 假設工作報酬分配（變化後）

	(1)	(2)	$L_h$	$L_t$	$C_t$
1	10	10	0.091	0.086	0.114
2	10	15	0.182	0.200	0.257
3	15	0	0.318	0.343	0.343
4	20	10	0.500	0.514	0.514
5	25	15	0.727	0.743	0.743
6	30	15	1.000	1.000	1.000

註：(1)為戶長工作報酬，(2)為其配偶之工作報酬。

- 16 本文使用的不均度指標與張素梅，Liu and Chang 不同。正如第二節所述，不同指標各有其優缺點。本文旨在對分配做一較詳盡的描述，故未沿用 Liu and Chang 等的研究方式處理相關問題。
- 17 此即所謂的移轉原則(The principle of transfers)。

## 參考資料

### 朱雲鵬

- 1989 〈1980至86年間臺灣所得分配變動趨勢的分析〉，《三民主義研究所叢刊》25：437-475。
- 1991 〈家戶大小與所得分配：1980與1989年臺灣實證〉，1991年中國經濟學會論文。

### 黃台心

- 1992 〈民國68年至79年臺灣地區婦女全職與兼職工作者的工資變化與差異情形之研究〉，國科會專題研究計劃成果報告。

### 張素梅

- 1983 〈家庭所得分配之決定因素—臺灣地區總體時間數列資料分析〉，《經濟論文叢刊》11：109-132。

### 張漢裕

- 1975 〈所得分配的變動與經濟成長—臺灣的個案研究〉，《中國經濟學會年會論文集》：63-101。

### 曹添旺

- 1978 〈分組資料與家庭所得不平均的關係〉，臺灣所得分配會議，中研院經研所。

### 劉鶯釧

- 1985 〈有偶婦女就業與所得分配：家庭生命循環〉，《北市銀月刊》：1-28。

Atkinson, A. B.

1970 "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory* 244-63.

1975 *The Economics of Inequality*. Clarendon Press, Oxford.

Beach, C. M. and R. Davidson

1983 "Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares," *Review of Economical Studies* 50: 723-735.

Beach, C. M. and J. R. Richmond

1985 "Joint Confidence Intervals for Income Shares and Lorenz Curves," *International Economic Review* 26: 439-450.

Beach, C. M. and S. F. Kaliski

1986 "Lorenz Curve Inference with Sample Weights: an Application to the Distribution of Unemployment Experience," *Applied Statistics* 35: 38-45.

Becker, G. S.

1973 "A Theory of Marriage Part I," *Journal of Political Economics* 81: 813-846.

Bishop, J. A., J. P. Formby and P. T. Thistle

1989 "Statistical Inference, Income Distributions, and Social Welfare," *Research on Economic Inequality* 1: 49-82.

Bishop, J. A., K. V. Chow and J. P. Formby

1994 "Testing for Marginal Changes in Income Distributions with Lorenz and Concentration Curves," *International Economic Review* 35: 479-488.

Council for Economic Planning and Development

*Taiwan Statistical Data Book*. Executive Yuan, R.O.C.



DasGupta, P., A. K. Sen and D. Starrett

1973 "Notes on the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory* 6: 180-187.

Dooley M. D. and P. Gottschalk

1992 "Earnings Inequality among Males in the United States : Trends in and the Effect of Labor Force Growth," *Journal of Political Economic* 96: 1294-1302.

Foster, J. E. and A. F. Shorrocks

1988 "Poverty Orderings," *Econometrica* 56: 173-177.

Gastwirth, J. L. and M. H. Gail

1985 "Simple Assymptotically Distribution Free Methods for Comparing Lorenz Curves and GINI Indices Obtained Free Complete Data," *Advances in Econometrics* 4: 229-243.

Kuo, S., G. Ranis and J. Fei

1981 *The Taiwan Success Story*. Westview Press.

Liu, Ying-chuan and Ching-hsi Chang

1987 "The Impact of Wives Earnings on Family Income Inequality: The Case of Taiwan," *Economic Essays* 15: 509-533.

Mincer, J

1974 *Schooling Experience and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.

Rao, C. R.

1965 *Linear Statistical Inference and Its Applications*. New York: Wiley and Sons.

Rivlin, A. M.

1975 "Income Distribution—Can Economists Help?" *American Economic Review* 65: 1-16.

Saposnik, R.

1981 "Rank Dominance in Income Distribution," *Public Choice* 36 : 147-151.

1983 "On Evaluating Income Distributions: Rank Dominance, the Suppes-Sen Grading Principle of Justice, and Pareto Optimality," *Public Choice* 40: 329-336.

Sen, A. K.

1973 *On Economic Inequality*. New York: Norton.

Shariff, F.

1979 "Intra Family Equality and Income Distribution: Emerging Conflicts in Public Policy," *American Journal of Economics and Sociology* 38: 49-59.

Shorrocks, A. F.

1983 "Ranking Income Distributions," *Economica* 50: 3-17.

## **Working Wives and Earnings Distributions: The Case of Taiwan**

Jong-rong Chiou

### **Abstract**

Inequality in earnings and income are distinct but related concepts. While most researchers have concentrated their work on Taiwan's income distribution, few have considered the issue of the earnings distribution. This study focuses on earnings distributions. In addition, the marginal impact of working wives on earnings, as well as income distributions, are considered.

Inequality in Taiwan earnings distribution has significantly changes over the period covering 1976 to 1992, but no significant increase in inequality has been found with respect to year to year comparisons. This finding suggests that Taiwan earnings distributions are changing gradually. On the other hand, efficiency has significantly increased for the whole period. Welfare changes either improved or are ambiguous depending on the welfare criterion that is applied or the length of time period considered.

The actual influence of working wives on the distribution of earnings is an empirical question. The empirical results show that the marginal impact of working wives are different: while working wives induce greater earnings inequality over the whole period of study, less income inequal-

ity is found during the early part of the sample period, with greater inequality being found in the latter part.