

台灣地區就業市場收入性別差異之探討*

陳建志

國立中正大學社會福利研究所

許多關於台灣地區就業市場性別階層化的研究指出，儘管近年來女性的受教育程度已逐漸趕上男性，但是女性就業者的個人收入與男性就業者相比，仍存在相當差距，其原因為何，是頗值得深入探討的。而在先前探討就業市場收入性別差異的研究當中，有些研究僅止於描述男女就業者收入不均之程度，並沒有對眾多背景變項、中介變項、以及個人收入之間的關連性作進一步分析，而也有些研究，雖然試圖探究各相關變項對於收入性別差異的影響力，但仍有一些非常重要的變項，諸如，家庭背景、階級、工作專業性等，未能列入分析架構，難以獲致就業市場性別階層化之全貌。本研究針對上述所仍然存在的問題，採用相關變項較齊全的 86 年「三期三次社會變遷調查社會階層組」全國性大樣本資料，參照路徑分析的架構，在理論模型的引導下作量化分析。結果發現，雖然在 86 年的時候，女性就業者在平均教育年數乃至於職業聲望方面已經趕上男性就業者，但是她們的平均個人收入仍然不到男性的 70%。從進一步的分析得知，男女就業者之間很可能存在「成為老闆機會不平等」、「管理階層升遷機會不平等」的性別差別待遇，這顯示就業市場很可能對女性就業者存在「收入的間接性別歧視」。而從更進一步的分析發現，男女就業者之間很可能也存在「同職業不同報酬」、「同階級不同報酬」等不公平待遇，且在控制所有背景變項、中介變項的情況下，「身為女性」對個人收入仍有顯著負面之影響，這顯示就業市場也很可能對女性就業者存在「收入的直接性別歧視」。

關鍵詞：性別階層化，收入不平等，人力資本，性別歧視

* 能完成本文必須感謝台東師範學院黃毅志教授的指導，以及匿名評審的指正，文中缺失，作者自負。

一、緒論

九〇年代，台灣地區女性的勞動參與率已經有逐漸提昇的趨勢，婦女的勞動潛能也逐漸受到重視。一九六〇年代，女性的勞動參與率約在 30% 以下，一九七〇年代約 35%，一九八〇年代約 40%，到了九〇年代則在 40% 到 45% 之間。以民國 81 年為例，雖然女性的勞動參與率只有 44.3%，仍比男性的勞動參與率（73.8%）約少了 30%，但是男女勞動參與率的差距有隨年齡層之下降而縮減的趨勢，這也可反映出有越來越多的年輕女性投入就業市場工作（王麗容，1995）。

雖然台灣婦女的勞動參與率已大幅提升，但我們不能因此就樂觀地認為「男女的就業條件已趨於平等」。就業市場仍普遍存在著性別階層化現象，女性無論在教育、職業、階級各方面皆不如男性，進一步造成兩性在個人收入上的差異（林忠正，1989；孫清山、黃毅志，1995；張晉芬，1995；黃毅志，1993；1995b）。先從教育取得來說，近年來雖然女性的受教育程度已漸漸地趕上男性，但是就整體民眾而言，女性的平均受教育年數仍然不及男性（黃毅志，1993；1995b）。這反映在就業市場上，女性就業者很可能會因為受教育程度不如男性的緣故，在職業取得、階級取得、及進一步的個人收入方面，比起男性處於較不利的地位（章英華等，1996；孫清山、黃毅志，1995）；就職業地位而言，高長（1993）研究發現，台灣地區就業市場中，職業地位較高的「行政主管人員」及「專門技術人員」以男性佔大多數，而女性則以職業地位較低的「監督佐理人員」及「服務工作人員」為主；而在階級的分佈方面，孫清山、黃毅志（1995）研究指出，女性以個人收入較低的「工人」階級佔大多數，且其百分比（70%）比男性（47.6%）高出許多，而在個人收入較高的「老闆」階級方面，女性的百分比（20.5%）也比男性（35.4%）少很多；教育、職業、與階級各方面的劣勢，無可避免地，會使得女性的平均個人收入不如男性，也因此她們本來就比

男性較容易陷入貧窮，再加上近年來離婚率上升，女性單親戶長不斷地增加，這更使得女性貧窮的問題越形嚴重（王麗容，1995；呂朝賢，1995；張清富，1992）。

先前有關台灣地區就業市場收入性別差異的研究並不多見，且在這些研究當中，有些研究僅止於描述男女就業者收入不均之程度，並沒有對眾多背景變項、中介變項、以及個人收入之間的關連性作進一步分析，例如，張晉芬（1995）、王麗容（1995），而也有些研究，雖然試圖探究各相關變項對於收入性別差異的影響力，但仍有一些非常重要的變項，諸如，家庭背景、階級、工作專業性等，未能列入分析架構，難以了解就業市場收入性別階層化之全貌，例如，林忠正（1989）、高長（1993）。針對以上所仍然存在的問題，本研究採用相關變項較齊全的 86 年「三期三次社會變遷調查社會階層組」全國性大樣本資料來作分析，並依據「人力資本論」、「就業市場歧視論」，這兩個對立的主要理論，擬定以下之主要研究重點：

其一，即是要比較台灣地區男女就業者在各背景變項，如父母教育年數、父親職業聲望、出生年次，以及背景影響收入的中介變項，如本人教育年數、工作中斷年數、職業、階級、工作專業性等各方面的差異，以初步了解造成就業市場收入性別差異的可能因素。

其二，本研究也將在理論模型的引導下，採路徑分析的方式，以檢證模型的理論假設，並觀察在控制各背景變項及中介變項（這主要包括「是否老闆」、「管理權力」等階級變項，「教育」、「工作年資」、「職業」、「工作專業性」等人力資本變項）的情況下，性別對個人收入是否仍有顯著影響，以進一步明瞭就業市場是否在收入分配方面對女性就業者存在性別歧視。

二、文獻探討

在解釋就業市場收入性別階層化的理論方面，主要有「人力資本論」和「就

業市場歧視論」這兩種對立的理論。主張「人力資本論」的人認為，女性就業者的平均個人收入之所以不如男性就業者，純粹是由於她們的「人力資本」，包括教育程度、技術訓練、工作經驗等各方面不如男性，乃至競爭力較低，得不到雇方的賞識所造成（高長，1993；Kao, 1989；Tam, 1997）。至於支持「就業市場歧視論」的人，其主張則與「人力資本論者」大不相同。他們指出，儘管兩性人力資本不同可以解釋少部分的收入性別差異，但是造成男女就業者個人收入不均等的最主要原因，仍然是就業市場對女性在收入分配方面的不公平待遇（林忠正，1989；張晉芬，1995；陳俊全、楊文山，1994；曾敏傑，1994；Tomaskovic-Devey, 1993；Tseng, 1993；Wellington, 1994）。陳俊全、楊文山（1994）分析民國 78 年「勞動力調查資料」及「人力運用調查資料」指出，男女薪資性別差異主要係來自於性別歧視，而曾敏傑（1994）分析民國 71 年與民國 81 年的「勞動力調查資料」、「人力運用調查資料」則進一步發現，民國 71 年有 55% 的薪資性別差異來自對女性的歧視，而民國 81 年則上升至 67%，這又顯示，男女薪資性別差異有一半以上來自性別歧視，且女性所受到的薪資性別歧視，在上述的十年間有擴增之現象。

（一）、人力資本論對性別階層化的解釋

從「人力資本論」的觀點來看，男女就業者至少在本人教育、工作經驗、技術訓練等「人力資本」方面有以下的差異：

1、教育取得之差異

早期女性的受教育機會一直低於男性，以台灣地區為例，在越早出生的人口當中，男女受教育年數的差距越是明顯（黃毅志，1995b）。至今仍有許多開發中國家，女性的就學比率遠低於男性，而且在越高的教育階段，其差距越大。但是隨著經濟發展以及教育普及，許多工業化國家的情形已有明顯改善。例如，近年來在法國及瑞典的大學當中，女生的人數已超過男生，而在 1979 年美國高

等教育人口中，女性也佔了 50.9%（謝小苓，1992）。國內黃毅志（1995b）研究指出，隨著經濟快速發展與國民教育全面普及，台灣地區男女的受教育機會已漸趨於平等。然而就整體女性而言，她們的平均受教育年數仍是不如男性，這在年長的人口當中尤其明顯（孫清山、黃毅志，1996）。換言之，雖然近年來女性的受教育程度已經漸漸趕上男性，但她們整體在教育上的劣勢，仍會對於她們的職業地位、階級位置、及進一步之個人收入造成不利影響（章英華等，1996；孫清山、黃毅志，1995）。

2、工作經驗與技術訓練之差異

女性不連續的勞動參與，對其工作經驗累積非常不利。大多數女性在結婚與生育年齡會出現斷斷續續的就業型態，因此女性在勞動市場的時間往往要比男性來得短。其結果是，女性所累積的工作經驗（例如「工作年資」）不及男性，在競爭職業地位時，女性會因為工作經驗不足而無法得到較好的職業，進一步對其個人收入造成不利影響（高長，1993）。

而在技術訓練方面，「人力資本論者」認為，在工作中有些較專業，而且能夠為雇方帶來較高利潤的技術，需要特殊的訓練才可以學到，而這些訓練通常是辛苦且費錢費時的，雇方為了要鼓勵員工接受這樣的訓練，所以對接受訓練者必須給予薪資的補償。而一般來說，女性所受的訓練較少（例如，較具特殊性的訓練），所累積的技術也就不及男性，結果就得到較低的工作報酬（Tam, 1997）。

有研究指出，女性在接受技術訓練方面顯得較為消極。為什麼會這樣？Kao（1989）提出了他的解釋。他認為，個人的人力投資受「預期勞動參與率」的影響，女性由於不連續的就業型態，對自己「勞動參與率」的預期較低，預期的「人力投資效益」也不如男性，因此她們的人力投資意願不高，自然地，接受的訓練也較少。而除了人力投資意願較低之外，女性的就業型態不連續，勞動參與的時間較短，也因此喪失了某些在職訓練的機會。而在職業選擇方面，

由於有不連續工作之預期，女性勞動者較傾向從事某些不需太多在職訓練的職業，以期職業中斷的損失減到最低。由於多數女性選擇不需太多訓練的職業，造成女性有集中某些職業的現象，且技術訓練不如男性。

(二)、就業市場歧視論對性別階層化的解釋

「人力資本論」以經濟學的觀點認為：女性的職業地位與個人收入之所以不及男性，主要是因為累積的人力資本不足，在就業市場缺乏競爭力所致。而「就業市場歧視論」卻認為，除了女性的「人力資本較低」會影響到她們的事業成就之外，「就業市場對女性就業者的性別歧視」更是造成「性別階層化」的關鍵因素。稍加注意這個社會裏的一些事實即可發現，即使女性大部分已走出家庭參與勞動，即或是有越來越多的婦女加入了「男性職業」，但職業性別歧視仍是揮之不去的陰影 (Ridgeway, 1997)。就業市場對女性就業者仍是存在歧視，使她們居於較不利之地位，而這種歧視至少包括「工作機會不平等」與「同工不同酬」(林忠正, 1989; 張晉芬, 1995)。換句話說，即使女性與男性勞動力的素質相同，而且生產力也相接近，但由於女性在就業市場受到歧視，不只她們的工作報酬相對於男性所獲得的偏低，而且她們的就業及升遷機會也受到不公平的待遇 (張晉芬, 1995)；「人力資本論者」樂觀地宣稱：「雇方會補償任何帶來利潤的技術投資」，但「就業市場歧視論者」立即反駁：「既然任何有用的技術投資都能得到補償，何以在女性職業裏的技術投資卻看不到任何的補償？顯然女性就業者受到就業市場的不公平對待」(Kilbourne et al., 1994)。

有許多研究指出，一個職業當中，如果就業者大部分是女性（例如護士、幼稚園教師），則其薪資有「貶值」(Devaluation) 的現象，而這現象可能來自於就業市場的性別歧視 (Bridges and Nelson, 1989; Kilbourne et al., 1994)。「人力資本論」者辯稱：由於女性累積的「人力資本」偏低，所以當某一個職業充滿女性時，其「生產力」就降低，當然她們的薪資也會受到影響 (Tam, 1997)。然而 Kilbourne et al.(1994) 研究發現：即使在控制人力資本等各項因素之後，「女

性就業者比率」對薪資性別差異仍有 5%到 12%的解釋率，很顯然地，「女性職業」中的女性就業者受到就業市場的不平等對待。

解釋就業市場性別歧視的理論很多，其中有部分理論存在爭議，¹以下僅介紹兩種較主要的理論：

1、社會歧視論

「社會歧視論者」認為，社會以巧妙的方式塑造了女性的「家庭責任感」，也同時塑造了一個更具爭議性的東西，那就是「性別刻板印象」，而這個刻板印象就是造成就業市場性別歧視的主要原因（Ridgeway, 1997）。一般對性別的刻板印象不外乎男性是主動的、強壯的、理性的、居主位的、有能力與自信的、有價值的，而對女性的看法則是被動的、柔弱的、情緒的、從屬的、缺乏能力與自信的、較沒價值的（高長，1993；謝小苓，1992）。

社會對性別的刻板印象，藉著家庭、學校、新聞媒體等便利的管道向大眾傳遞。其中，學校教科書更是影響兒童性別概念的有力工具。有研究指出，「父權意識」憑藉行政的優勢，透過學校教科書灌輸「男尊女卑」的訊息。就台灣地區來說，中小學教科書的編輯委員，絕大多數為男性，所選定的內容和呈現方式，在有意無意之間傳遞、甚至強化了性別刻板印象和男性優勢地位（謝小苓，1992）。而除了教科書所傳達關於女性的負面刻板印象以外，學校行政體系也多少會影響兒童對於不同性別的評價。在中小學裡，居於領導階層的（如校長、主任）以男性佔大多數，而基層的教師則以女性為主。學校裡男性管理女性，女性被男性管理的現象，在無形當中也塑造學生「男優女劣」、「男尊女卑」的概念（黃幸美，1995）。

¹解釋就業市場性別歧視的理論，除了「社會歧視論」與「統計歧視論」之外，「雙元市場論」在國外也頗受到學術界的重視（許嘉猷，1986）。然而國內的研究顯示，以台灣地區的就業市場而言，並沒有證據支持國外基於行業所區分的「雙元市場論」（黃毅志，1997），為節省篇幅起見，本研究並未針對該理論作進一步之介紹。

在這種充滿性別刻板印象的教育底下，幾乎所有的人都相信，不僅雇主相信，就連受雇者自己也相信「男優女劣」。因此男女的一切差別待遇，似乎都變為非常合理。雇主認為：「男性比女性更具價值、更有效率」，於是乎就把較有發展性、待遇較高的職位分給男性，剩下一些較無升遷機會、待遇較差的職位才輪到女性去分，而即使是學經歷都相同，男性仍是取得較高的工作報酬。這樣的分配方式，不只雇主認為理所當然，而受雇者本身也自認為合理。男性自認能力比女性好，理應得到較高的待遇，而女性也自認能力不及男性，毫無異議地接受較差的安排。雇主給予男性較好的職位與待遇，隨帶地，對他們的期望也較高，而男性就業者當然也就表現得很努力、很積極，以求獲得雇主的好感。相反地，雇主給予女性較差的職位與待遇，對她們的期望當然也較低，而女性就業者感受到雇主的低期望，也自然會心灰意冷，態度較為消極，進而影響到工作表現，如此就完成了「雇主的自我應驗」(Ridgeway, 1997)。

2、統計歧視論

由於對個別女性勞動力資訊的不足或不正確，雇方往往根據對整體女性的刻板印象來評估個別女性，這種「資訊問題」產生的雇用歧視，又稱為「統計性別歧視」。簡單地說，由於女性的整體勞動參與不穩定（例如，因生孩子而中斷工作），工作投入似乎較男性差（例如，為了照顧孩子，工作時精神常常不好，又不願意加班），雇主會感到每一個女性就業者「都不太好用」，除非女性與男性的薪資差距大到足以彌補雇用女性的風險，否則雇主會拒絕雇用女性求職者。假設今天有一位女性求職者，她身體健康、能力又好、沒有家庭的拖累、願意終身勞動、且充滿了事業抱負，但很遺憾的，雇主並不認識她，對她不了解，雇主在對這位求職者所知不多的情況下，只好述諸以往的經驗，而以往的經驗告訴他：「女性的表現不如男性」，所以雇主就先入為主的認為：「她也是一樣的」，於是乎就給她安排一個待遇較差的職位，甚至於請她回去「等消息」。

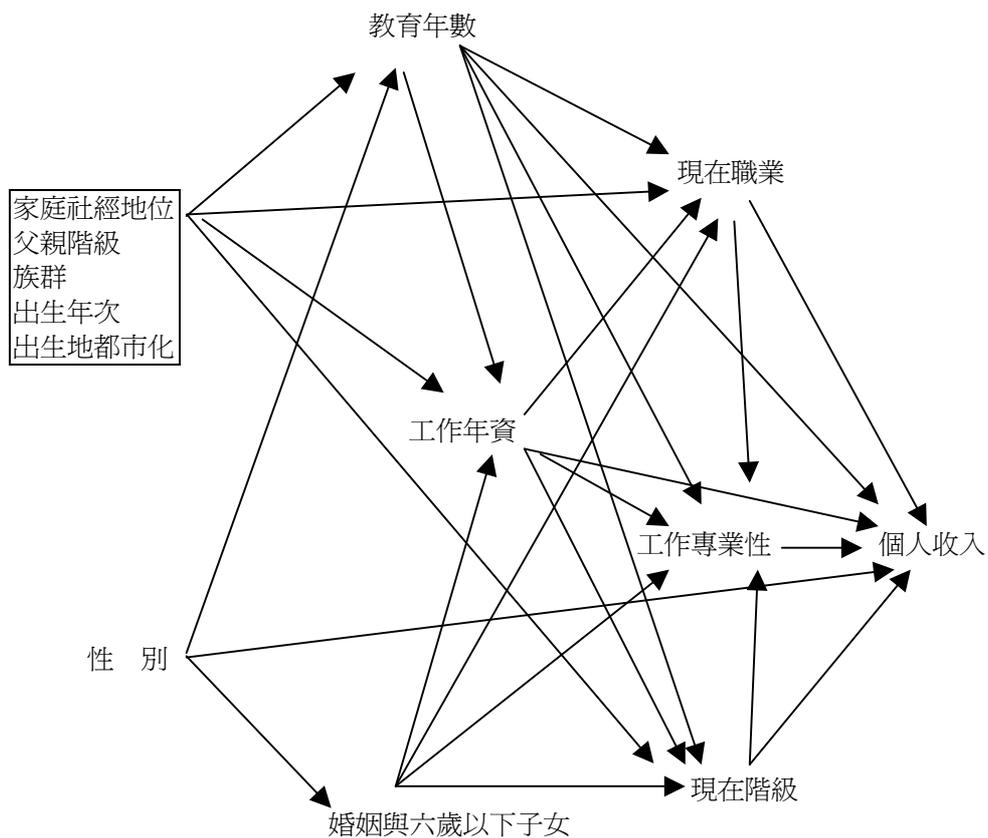
也因此這位女性求職者，只因為「身為女性」的緣故，就得到與其他女性一樣的待遇，而成爲「統計性別歧視」的受害者（王麗容，1995）。

三、理論架構與研究方法

(一)、理論架構

根據眾多有關地位取得的研究，以及前面關於就業市場性別階層化的文獻探討，將本研究之理論架構圖示如下，這可用來分析造成收入性別差異之主要原因：

圖一、本研究的理論架構



個人的受教育年數通常用來代表一種人力資本 (Davis and Moore, 1945)，對個人的職業及階級取得有非常重要的影響 (孫清山、黃毅志, 1995; 1996; 蔡淑鈴, 1988; Blau and Duncan, 1967)。受教育年數較高者，雖然會因多受教育而影響到工作年資，但仍可憑藉較高的教育程度，取得較佳的職業聲望、階級位置 (例如，個人收入較「工人」高的「經理」階級)，並可直接取得較高的薪資報酬 (章英華等, 1996)；家庭社經地位 (包括「父、母親教育」、「父親職業聲望」等)、族群、以及出生年次，都是影響個人受教育年數的重要因素。高社經地位的父母，以「重要他人」的角色，提高子女的教育抱負，進一步提高子女的教育程度 (黃毅志, 1995b)；而在族群對教育取得的影響方面，生活在台灣地區的外省人及客家人，其平均受教育年數較高 (孫清山、黃毅志, 1996)，而原住民的平均受教育年數則遠不及漢人 (許木柱, 1991)；此外，出生年次對台灣地區國民的受教育年數也有非常重要的影響。光復初期，國民的受教育機會非常有限，然而隨著經濟發展所帶來的教育全面擴充 (如實施「九年國民教育」)，國民平均受教育年數已大幅提升，且有隨著年齡之下降而增加的趨勢 (黃毅志, 1993; 1995b)；至於出生地都市化程度，也是影響個人教育取得的重要因素，都市化程度較高的地區，求學的資源較為豐富，對提高個人的教育程度有幫助 (楊瑩, 1988)。

年齡較長的女性，一方面可能由於教育程度較低，另一方面可能受到就業市場性別歧視的影響 (例如，對女性不公的「單身條款」、「禁孕條款」)，其就業率普遍較低 (王麗容, 1995; 張晉芬, 1995)，所以女性就業者的平均出生年次很可能較男性就業者為晚，工作年資也就相對較短；早期女性所分配到的教育資源較少，以致於受教育年數不及男性，雖然目前的情況已大有改善，然而就整體台灣地區的民眾而言，女性的受教育年數很可能仍然不及男性 (黃毅志, 1995b)。

決定個人「人力資本」的多寡，除了個人的受教育年數之外，其工作經驗 (例如「工作年資」)，也是非常重要的決定因素；個人的受教育年數越高，工

作經驗越豐富，則所受的訓練很可能越多 (Davis and Moore, 1945)，其個人的工作專業性越高。而個人的工作專業性越高者，越容易得到雇方的倚重，對提升個人收入有幫助 (Tam, 1997)；出生年次較早，且工作中斷年數較短的就業者，其工作年資很可能較長，經驗較豐富，工作知識、技能也較成熟，不但提升了個人的人力資本，也容易得到雇方的賞識，對提高個人的職業聲望、管理權力、及進一步的收入均有利。出生年次較晚的就業者，進入就業市場的時間可能相對較晚，這對他們的工作年資不利。但是出生年次較晚的就業者，其平均受教育年數普遍較年長者為高 (黃毅志, 1993; 1995b)，這又可彌補他們工作年資較短的缺點。

女性經常因婚姻所帶來的家庭責任 (例如，照顧子女)，使得她們較不能全心累積工作經驗 (Glass and Camarigg, 1992)，甚至為了照顧家庭而中斷工作，這會影響她們的工作年資、職業、階級、及工作專業性，進一步對她們的個人收入有不利影響。此外，有部分婦女為了照顧家庭，選擇較不需技術訓練的工作 (高長, 1993)，對其工作專業性及進一步的個人收入也一樣造成負面影響 (Glass and Camarigg, 1992)。

職業和階級除了會直接影響個人收入之外 (Wright, 1979)，也會間接透過影響個人的工作專業性，進一步影響個人收入。職業聲望較高者 (例如「主管、經理人員」、「專業人員」) 與階級位置較佳者 (例如「資本家」、「經理」階級)，通常需要較高的「技術專業」與「管理專業」，其接受技術訓練的機會通常也較多，對提高個人的工作專業性有幫助 (Kohn et al., 1990)；家庭背景主要是透過教育取得來影響個人的職業取得 (孫清山、黃毅志, 1996；蔡淑鈴, 1988；Blau and Duncan, 1967)，然而有部分的職業 (例如，「企業機構主持人」)，也可以經由代間轉移，直接傳給下一代；家庭背景影響個人「階級」，可藉由直接的代間資產轉移 (如「資本家」、「小資本家」階級)，或間接經由教育 (如「經理」階級) 來完成「代間階級再製」 (Robinson and Garnier, 1984)；除了家庭背景之外，性別變項也會透過對職業、階級等變項的影響，進一步影響到個人收入，而就

業市場又普遍對女性存在「收入的性別歧視」(林忠正, 1989; 張晉芬, 1995; 陳俊全、楊文山, 1994; 曾敏傑, 1994; Ridgeway, 1997; Tomaskovic-Devey, 1993), 因此在控制其他背景變項(例如, 「家庭社經地位」、「出生年次」)及中介變項(例如, 「本人教育」、「職業」、「階級」、「工作專業性」)的情況下, 女性的個人收入很可能仍是不及男性。

(二)、主要研究假設

【假設】於目前台灣地區的就業市場中, 在控制個人家庭社經背景、人力資本、家庭因素、階級等變項後, 性別對於個人收入仍有顯著影響。

雖然近年來兩性平權運動已經蔚為世界風潮, 許多先進國家的政府也制定各種公平政策來保障婦女的就業權益(王麗容, 1995), 然而由相關的研究得知, 如美國這樣致力於落實兩性平權政策的國家, 其就業市場中「男女人力資本差異」對於「收入性別差異」的解釋率仍然不到一半(Tomaskovic-Devey, 1993; Wellington, 1994)。而有關台灣地區的研究也顯示, 雖然近年來政府在保障婦女就業權益方面已有若干著墨, 但是其努力程度仍舊比不上美國等較先進的國家, 而就業市場中的各種性別歧視現象, 仍是隨處可見(林忠正, 1989; 張晉芬, 1995; 陳俊全、楊文山, 1994; 曾敏傑, 1994)。由以上的情況推測, 即使台灣地區兩性的教育與職業取得機會已日趨平等(黃毅志, 1995a; 1995b), 但是以目前就業市場來說, 在控制個人家庭社經背景、人力資本、家庭因素、階級等變項後, 性別對於個人收入很可能仍有顯著影響。

(三)、研究資料與研究對象

本研究以國科會所資助的「台灣地區社會變遷基本調查第三期第三次計畫社會階層組」, 於民國 86 年進行調查的全國性大樣本資料為研究資料(瞿海源, 1997)。研究對象是生活在台灣地區, 年齡在 20 至 64 歲, 實際參與工作, 並從工作中獲得報酬者。因研究對象為必須從工作中獲得報酬, 所以, 包括學生、

家庭主婦、退休人員等，沒有從工作中獲得報酬者，都剔除不在本研究的分析當中。

(四)、變項測量

1、背景變項

- (1) 性別：以女性為 1，男性為 0（測量題目在 86 年「社會變遷調查社會階層組長卷」的第 1 題）。
- (2) 家庭社經地位：這包含了，
 - a、父、母教育年數：以正式學校教育年數作測量（第 15、16a 題）。
 - b、父親職業聲望：迴歸分析時，以 Treiman（1977）「三分位職業量表」測量本人於國中畢業（或 15 歲）時，父親的職業聲望（第 29 題）。
- (3) 父親階級：將父親階級分為「老闆」及「受雇者」階級。迴歸分析時做虛擬變項，以「老闆」為 1，「受雇者」為 0（第 30 題）²。
- (4) 族群：依照父親所屬的族群，區分為「閩南」、「客家」、「外省」、「原住民」四類，在迴歸分析時做虛擬變項，以「閩南人」為對照組（第 5 題）。
- (5) 出生年次：以受訪者所答的「出生年次」（民國）作測量。可預期出生得較晚的人，接受教育的機會較佳，職業取得的機會也會較好（黃毅

² 依據 Wright（1979）對於階級的分類方式，除了可以依「是否擁有生產工具」將就業者分為「老闆」與「受雇者」兩大類之外，還可以進一步依「是否購買他人勞力」與「是否控制他人勞力」將「老闆」分為「資本家」與「小資本家」、「受雇者」分為「經理」與「工人」等四大階級。然而三期三次社會變遷調查資料中漏失了許多「是否為經理」的資料，因此本研究只簡單將「本人階級」與「父親階級」分為「老闆」、「受雇者」兩大類。

志，1995)，而出生得較早的人，雖然工作年資很可能會比較長，但是受教育機會卻很可能不如出生較晚的人（第 2 題）³。

- (6) 出生地都市化程度：依據民國 72 年行政院主計處的「中華民國統計地區標準分類」，把「出生地都市化程度」分成八個等級，都市化最高者給 8，如台北市，最低者給 1，如台東縣東河鄉。「出生地」與「求學地」有高度相關，「都市化程度」越高的地區，求學資源越豐富，對個人的教育取得有利（楊瑩，1988）。（第 3 題）。

2、中介變項

- (1) 本人教育年數：以受訪者所接受的正式學校教育年數作測量（第 13a 題）。
- (2) 婚姻與家庭責任：這包含了，
- a、婚姻：在迴歸分析時做虛擬變項，以「已婚」（指受訪時在婚姻狀態者）為 1，「單身」（包括未婚、離婚、喪偶、同居等）為 0（第 7 題）。
 - b、六歲以下子女數：用 86 減去受訪者子女的「出生年次」，以其差值小於 6 者之子女總數作測量（第 97a、97b 題）。
- (3) 工作中斷年數：以受訪者所回答的「自正式工作以來，有多久沒有工作」作測量。工作經驗(例如「工作年資」)代表一種人力資本(Kao，1989)，經常中斷工作的人，工作經驗相對較少，這對他(她)們的職業地位不利（第 62a 題）。
- (4) 工作地都市化程度：測量方式同「出生地都市化程度」。都市化程度較高的地區，工商業較發達，大公司林立，所提供的職業、管理權力、

³ 86 年「社會變遷調查問卷」中，並沒有問到「個人工作年資」。一般來說，「出生年次」越早、「個人工作年資」很可能越長，而「出生年次」越晚、「個人工作年資」很可能越短。本研究在作迴歸分析時，以「出生年次」來代替「工作年資」變項。

及薪資報酬均較鄉村地區為佳（林松齡，1984；蔡明璋，1996）（第 41 題）。

(5) 職業變項：這包含了，

- a、職業聲望：指受訪時，本人的「職業聲望」，測量方法同「父親職業聲望」（第 39 題）。
- b、職業大類：以階層區辨力較佳的「九大職業新分類」作測量，這包括「主管經理人員」、「專業人員」、「半專業技術人員」、「事務工作人員」、「服務售貨人員」、「農林漁牧」、「技術工人」、「機械操作組裝工」、「非技術及體力工」等職業大類（黃毅志，1998）。在迴歸分析時做虛擬變項，以「事務工作人員」為對照組（第 39 題）。
- c、女性職業：依據受訪者的 Treiman 三分位職業，以該項職業「女性就業者的平均比率是男性就業者平均比率的 1.5 倍以上」代表「女性職業」為 1，其餘未達此一標準者為 0（第 39 題），在迴歸分析時做虛擬變項。

(6) 階級位置：這包含了，

- a、是否老闆：測量方法同「父親階級」，迴歸分析時做虛擬變項，以本人是「老闆」者為 1，「受雇者」為 0（第 38 題）。
- b、管理權力：以問卷中「是否為管理人員」作測量，「最高層管理者」給 3、「中層管理者」給 2、「基層管理者」給 1、「不是管理者」給 0。數值越高，代表生產關係中的權力越大，越能控制他人勞力，對提高個人收入有利（第 45 題）。

(7) 工作需要的技術層次：有二項題目對此做測量，分別是「工作所需要之教育程度」、以及「擁有該項工作技術的人多不多」，做主成份因素分析，得到 λ 值大於 1 的因素有一個，能解釋 56.6% 變異，可命名為「工作專業性」（第 48、56 題）。

3、依變項

個人收入：用受訪者所回答的「每月從主要工作中所獲得之收入」（不含兼業與年終獎金）作測量，以千元為單位（第 100a、100b 題）。

(五)、分析方法

本研究使用 86 年「社會變遷調查資料」，合併男女就業者的樣本，參照路徑分析的架構，在因果模型的引導下做量化分析，並檢證相關的理論假設。所運用的分析方法包括了雙變項百分比交叉分析、均數比較分析、多元迴歸分析、以及因素分析。首先以雙變項百分比交叉分析與均數比較分析來說明性別與中介變項、個人收入之關連。然而這些百分比交叉分析無法控制其他背景變項（如「家庭社經地位」、「父親階級」、「族群」、「出生年次」等）之干擾，以分析性別對個人收入的淨影響。在迴歸分析中，除了要控制眾多變項以分析性別對個人收入的淨影響外，也要進一步說明這些控制變項的各別影響，並檢證因果模型所涉及的相關理論假設；由於在迴歸方程式中涉及有關工作專業性之中介變項，乃先透過因素分析以縮減中介變項的個數，得到更抽象的概念，並簡化進一步的迴歸分析。此因素分析，除了有簡化迴歸分析的作用之外，也可以用來釐清各變項所測的內容。

以上的迴歸分析將性別作虛擬變項，如果控制各背景變項及中介變項之後，「收入性別差異」變為不顯著，這表示就個人收入而言，就業市場並沒有直接的性別歧視現象。反之，若控制各背景變項及中介變項之後，「收入性別差異」仍然顯著，這表示就業市場很可能對不同的性別採取直接的個人收入差別待遇。這種將性別作虛擬變項的方法很簡便，而且可以由 b 值看出性別、以及各背景變項、中介變項分別對個人收入的影響力。

四、資料分析

(一)、基本資料分析

從表一可看到，86年男性就業者的平均月收入為43390元，而女性就業者的平均月收入為30140元，女性的平均收入還不到男性的70%（69.5%）。在男女就業者的受教育程度方面，從表一看到，男女就業者的平均受教育年數幾乎相等（約10.50年）。由本表又可觀察到，女性就業者的家庭社經地位，包括父母教育年數、父親職業聲望等，都顯著比男性就業者來得高。女性就業者之所以在家庭社經地位方面，平均較男性就業者來得高，很可能是由於她們為較屬於選擇性的群體，能夠就業的女性，其教育程度通常比不能就業的女性為高，而她們的家庭社經地位通常也較未就業的女性、甚至較就業的男性來得高。

繼續對表一作說明，女性就業者的平均出生年次為49.31年，比男性就業者的平均出生年次（44.94年）顯著晚了4.37年，這很可能是因為許多年紀較長的女性，一方面本身的教育程度較低，另一方面也受到就業市場性別歧視的影響，其就業率普遍較低（王麗容，1995；張晉芬，1995），以致於女性就業者平均來說，較男性就業者年輕。從本表也發現，女性就業者的平均工作中斷年數（1.82年）比男性就業者的平均工作中斷年數（1.29年）顯著多了0.53年，這可能與她們比較重視家庭責任（例如「養育子女」），較傾向於「為家庭中斷工作」有關（Glass and Camarigg, 1992），也可能與就業市場歧視女性、剝奪她們的就業機會有關（張晉芬，1995）。女性就業者的平均工作中斷年數較長，很可能會影響她們的工作年資，進一步對她們的平均個人收入有不利影響。

在職業變項方面（這包括「職業大類」、「職業聲望」、「女性職業」等），從表二可計算出，雖然女性就業者在九大職業新分類中（黃毅志，1998），聲望地位較高之「主管、經理人員」、「專業人員」、「半專業技術人員」的百分比合計為24.1%，略少於男性就業者在這些職業大類的百分比（27.1%），但是女性

表一、整體就業樣本性別對收入、背景變項、中介變項之均數分析

	男性 (N=1153)		女性 (N=791)	
	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Eta
收入 (千元)	43.39 (30.57)	30.14 (23.23)	0.23*	
父親教育年數	5.02 (4.42)	5.92 (4.46)	0.10*	
母親教育年數	3.17 (3.62)	4.01 (3.88)	0.11*	
父親職業聲望	31.73 (13.04)	33.24 (13.19)	0.06*	
出生年次	44.94 (11.41)	49.31 (10.29)	0.19*	
本人教育年數	10.49 (4.07)	10.50 (4.42)	0.00	
大專教育年數	0.86 (1.58)	0.94 (1.56)	0.03	
中小學教育年數	9.63 (3.16)	9.56 (3.54)	0.01	
已婚比率	0.77 (0.42)	0.69 (0.46)	0.10*	
工作中斷年數	1.29 (1.88)	1.82 (4.36)	0.08*	
本人職業聲望	38.19 (11.97)	38.54 (10.97)	0.02	
從事女性職業比率	0.14 (0.34)	0.60 (0.50)	0.44*	
現為老闆比率	0.39 (0.48)	0.17 (0.37)	0.23*	
管理權力	1.47 (0.80)	1.24 (0.59)	0.15*	
⊗工作專業性	0.049 (1.047)	-0.069 (0.927)	0.06*	

註：(1) *表示 $p < 0.05$ 。(2) ⊗表示用因素分析作測量。(3)「職業聲望」使用 Treiman 三分位職業量表作測量。(4)「女性職業」指的是：女性從事該職業的平均比率是男性從事該職業平均比率的 1.5 倍以上。(5) 資料來源：86 年「社會變遷調查社會階層組長卷資料」。

就業者在聲望地位居中之「事務工作人員」、「服務售貨人員」、「技術工人」、「機械操作組裝工」的百分比合計為 61%，多過男性就業者在這些職業大類的百分比 (55.4%)，且女性就業者在聲望地位較低之「農林漁牧」、「非技術及體力工」的百分比合計為 15.9%，也少於男性就業者在此二職業大類的百分比 (17.5%)。因此，從九大職業分類的百分比分佈來看，男女就業者的職業地位應該沒有太大差距。這可由表一的均數分析中，女性平均職業聲望 (38.54) 與男性平均職業聲望 (38.19) 非常接近得到佐證。

表二、整體就業樣本性別與新分類九大職業類別百分比交叉分析

職業大類	性別	
	男性%	女性%
1.主管、經理人員	4.6	1.0
2.專業人員	4.2	8.6
3.半專業技術人員	18.3	13.5
4.事務工作人員	5.0	25.1
5.服務、售貨人員	10.3	17.9
6.農林漁牧	11.7	6.2
7.技術工人	25.2	6.3
8.機械操作組裝工	14.9	11.7
9.非技術及體力工	5.8	9.7
Cramer's V	0.41 (p<0.05)	

儘管男女就業者在整體平均職業聲望方面沒有多少差異，而且在許多職業大類，女性的平均職業聲望也不輸給男性（參考表三之「職業聲望」），但是從表三之「個人收入」卻發現，就九大職業分類而言，女性在任何一個職業大類的平均個人收入皆顯著少於同一職業大類中男性的平均個人收入，這與張晉芬（1991）的研究發現頗為相似⁴；回到表一看到，女性就業於所謂「女性職業」的百分比（60%），顯著較男性就業於「女性職業」的百分比（14%）多了 46%。

⁴張晉芬（1991）以民國 75 年「台灣地區工商業普查」、「勞工統計年報」、「受雇員工動向調查」為研究資料，將所有產業區分為六個部門，亦即製造業的公營、出口、內銷民營部門，與服務業的公營、核心、邊陲部門。結果發現，在所有的部門當中，女性的平均薪資皆不如男性。

根據相關的研究得知，從事女性職業對個人收入有負面影響（Bridges and Nelson, 1989；Sorensen, 1990），台灣女性就業於「女性職業」的比率過高，很可能是造成男女就業者個人收入差異的重要原因之一。

表三、整體就業樣本性別、新分類九大職業類別與個人收入、職業聲望關連均數分析

(一)、個人收入(千元)

	男性		女性	
	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Eta
主管、經理人員	85.21 (46.10)	66.43 (32.37)	0.14*	
專業人員	67.05 (37.76)	41.82 (19.62)	0.40*	
半專業技術人員	51.92 (31.96)	44.42 (37.73)	0.10*	
事務工作人員	43.57 (21.44)	31.32 (17.33)	0.27*	
服務、售貨人員	41.00 (28.10)	29.76 (23.82)	0.21*	
農林漁牧	19.57 (15.29)	16.28 (12.81)	0.10*	
技術工人	41.90 (25.36)	24.15 (15.30)	0.25*	
機械操作組裝工	40.49 (24.42)	19.94 (6.76)	0.44*	
非技術及體力工	27.08 (14.98)	17.19 (7.68)	0.40*	

註：*表示 $p < 0.05$ 。

(二)、職業聲望

	男性		女性	
	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	Eta
主管、經理人員	56.8 (10.4)	59.6 (5.9)	0.08	
專業人員	61.8 (8.4)	53.3 (7.6)	0.47*	
半專業技術人員	47.4 (7.7)	48.5 (7.5)	0.07	
事務工作人員	38.8 (8.1)	38.9 (5.8)	0.01*	
服務、售貨人員	37.9 (8.2)	34.4 (8.1)	0.21*	
農林漁牧	22.9 (5.5)	21.4 (3.6)	0.14*	
技術工人	36.3 (6.5)	35.6 (8.4)	0.04	
機械操作組裝工	33.9 (5.7)	37.4 (8.0)	0.25*	
非技術及體力工	27.8 (7.9)	30.9 (10.4)	0.16*	

註：(1) *表示 $p < 0.05$ 。

(2) 「職業聲望」使用 Treiman 三分位職業量表作測量。

在階級變項（這包括「是否老闆」、「管理權力」）及工作專業性方面，表一顯示，女性就業者現為老闆的百分比（17%）顯著少於男性就業者現為老闆的百分比（39%）、女性就業者的平均管理權力（1.24）顯著不及男性就業者的平均管理權力（1.47）、且女性就業者的平均工作專業性（-0.069）也是顯著較男性就業者的平均工作專業性（0.049）來得低，這些階級和工作專業性方面的劣勢，都很可能對女性就業者的個人收入造成不利影響（Tam, 1997；孫清山、黃毅志，1995）。

（一）、性別等背景變項對個人收入與中介變項影響之迴歸分析

進一步從表四「個人收入」迴歸方程式之式（1）看到，在控制「父、母教育年數」、「父親職業聲望」、「父是否老闆」、「族群」等家庭背景變項之後，「收入性別差異」由原來的 13250 元（參考表一）擴大為 14860 元（ $P < 0.05$ ）。「收入性別差異」在控制家庭背景變項後，之所以有擴大的情形，很可能是由於女性就業者的平均家庭社經地位（包括「父、母教育年數」、「父親職業聲望」）較男性就業者來得高（參考表一），這會拉近男女就業者的個人收入差距，然而在控制家庭社經地位之後，就凸顯出女性就業者原本在個人收入方面的劣勢。

由表四之式（2）看到，在控制「出生地都市化程度」、「出生年次」、「出生年次平方」等變項後，「收入性別差異」縮減了 860 元（ $=14860 \text{ 元} - 14000 \text{ 元}$ ）。由於男女的平均「出生地都市化程度」幾乎沒有差異（大約都是 4.5，表略），這個縮減量有可能是由於女性就業者平均出生年次較晚、以至於平均工作年資較短所造成的（參考表一）。

從式（3）發現，在加入控制本人教育變項（包括「大專教育年數」、「中小學教育年數」）之後，「收入性別差異」進一步由 14000 元縮減為 11810 元，其縮減幅度高達 2190 元。這又反映出，在一樣家庭社經地位的情況下，女性就業者的受教育年數很可能不及男性就業者，這對她們的個人收入有不利影響。由式（4）觀察到，在控制背景變項及個人教育的情況下，「已婚者」的平均個人

收入顯著較「未婚者」的平均個人收入多了約 4680 元，這可能是因為「已婚者」的「家庭經濟責任」，一般來說，較「未婚者」為重，對於追求提高個人收入也

表四、整體就業樣本個人收入迴歸分析

自變項	依變項	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		個人收入(千元) β	個人收入 β	個人收入 β	個人收入 β	個人收入 β
女性		-14.86 (-.25)	-14.00* (-.25)	-11.81* (-.21)	-11.50* (-.20)	-12.25* (-.21)
父親教育年數		0.60* (.09)	0.74* (.12)	0.11 (.02)		
母親教育年數		0.31 (.04)	0.34 (.05)	0.10 (.01)		
父親職業聲望		0.29* (.13)	0.23* (.11)	0.15* (.07)	0.22* (.10)	0.19* (.08)
父為老闆		1.98 (.03)	0.97 (.02)	0.04 (.00)		
閩南(對照組)						
客家		-0.48 (-.01)	-0.42 (-.00)	-2.48 (-.03)		
外省		2.56 (.03)	-1.95 (-.02)	-3.27 (-.03)		
原住民		3.48 (.01)	4.20 (.02)	5.36 (.02)		
出生地都市化			0.89* (.07)	0.40 (.03)		
出生年次			3.12* (1.2)	2.30* (.86)	1.83* (.67)	1.40* (.49)
出生年次平方			-0.037* (-1.3)	-0.031* (-1.1)	-0.024* (-.82)	-0.020* (-.67)
大專教育年數				2.83* (.16)	3.08* (.17)	2.69* (.15)
中小學教育年數				2.16* (.24)	2.19* (.24)	2.04* (.21)
已婚					4.68* (.07)	5.74* (.09)
六歲以下子女數					0.21 (.00)	0.50 (.01)
工作中斷年數						-0.36 (-.04)
工作地都市化						1.72* (.12)
Constant		29.45*	-35.12*	-25.39*	-21.24*	-16.85
R ²		.10	.13	.20	.21	.22
N		1651	1576	1576	1729	1519

表四 (續)、整體就業樣本個人收入迴歸分析

自變項	依變項				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	個人收入 b (β)				
女性	-12.59* (-.21)	-11.33* (-.19)	-9.13* (-.15)	-7.53* (-.13)	-6.98* (-.12)
父親職業聲望	0.16* (.07)	0.16* (.07)	0.15* (.07)	0.11 (.05)	0.11 (.05)
出生年次	1.22 (.43)	0.83 (.29)	0.75 (.26)	0.70 (.24)	0.77 (.27)
出生年次平方	-.018* (-.58)	-.014* (-.46)	-.013* (-.43)	-.011* (-.37)	-.012* (-.40)
大專教育年數	1.44* (.08)	1.50* (.08)	1.52* (.09)	1.51* (.08)	0.87 (.05)
中小學教育年數	1.42* (.14)	1.06* (.10)	1.12* (.11)	0.91* (.09)	0.69* (.07)
已婚	5.01* (.08)	4.65* (.07)	4.34* (.07)	3.11 (.05)	2.41 (.04)
六歲以下子女數	0.87 (.02)	0.89 (.02)	0.83 (.02)	0.34 (.01)	0.82 (.02)
工作中斷年數	-0.30 (-.03)	-0.31 (-.03)	-0.34 (-.04)	-0.26 (-.03)	-0.23 (-.03)
工作地都市化	1.30* (.09)	0.90* (.06)	0.93* (.06)	0.99* (.07)	0.84* (.06)
職業聲望	0.56* (.22)	0.17 (.07)	0.12 (.05)	0.05 (.02)	0.05 (.02)
主管、經理人員		24.67* (.15)	24.54* (.15)	12.32* (.07)	12.00* (.07)
專業人員		-0.26 (.00)	4.25 (.04)	7.14* (.06)	6.64* (.06)
半專業技術人員 (對照組)					
事務工作人員		-7.79* (-.09)	-3.48 (-.04)	-2.00 (-.02)	-1.24 (-.02)
服務、售貨人員		-4.00 (-.05)	-2.47 (-.03)	-5.55* (-.06)	-3.93 (-.04)
農林漁牧		-21.07* (-.19)	-22.87* (-.21)	-24.65* (-.22)	-23.47* (-.21)
技術工人		-5.36* (-.07)	-5.27* (-.07)	-4.28 (-.05)	-3.43 (-.04)
機械操作組裝工		-9.15* (-.11)	-8.53* (-.10)	-5.06* (-.06)	-3.60 (-.04)
非技術及體力工		-16.77* (-.14)	-17.66* (-.15)	-14.07* (-.12)	-12.42* (-.10)
從事女性職業			-8.01* (-.13)	-5.41* (-.09)	-5.50* (-.09)
現為老闆				10.77* (.16)	11.29* (.17)
管理權力				7.60* (.19)	7.14* (.18)
工作專業性					3.67* (.12)
Constant	-25.20*	11.51	15.63	4.99	7.30
R ²	.25	.29	.30	.35	.36
N	1516	1516	1516	1516	1482

較為熱衷所致。從式(4)也看到,「六歲以下子女數」對於個人收入並沒有顯著影響。這是否因為「年幼子女」對女性的個人收入有負面影響,而對男性的

個人收入卻有正面影響（高長，1993；Glass and Camarigg, 1992），以至於在合併男女樣本的分析中，其影響力互相抵消所致？此仍有待進一步之研究。

從本表的式（5）看到，「工作地都市化程度」對個人收入有顯著正面的影響。可見在控制其他變項的情況下，於都市化程度較高的地區工作，對個人收入確有幫助。然而同樣從式（5）觀察到，在控制其他變項的情況下，「工作中斷年數」對於個人收入並沒有顯著影響。這是否由於就業市場歧見女性，使得「工作中斷年數」對女性的個人收入有負面影響，而對男性的個人收入卻沒有負面影響（Ridgeway, 1997），以至於在合併男女樣本的分析中，其影響力互相抵消所致？這也有待進一步之研究。

由式（6）可看到，在控制其他變項的情況下，每增加1分的「職業聲望」，即可以為個人增加約560元的收入（ $P < 0.05$ ）。而由式（7）發現，在控制「九大職業分類」後，Treiman三分位「職業聲望」對個人收入的影響b值由原來的0.56大幅下降為0.17，且影響程度變為不顯著。這表示九大職業分類與個人收入的關連性，高過Treiman三分位「職業聲望」與個人收入的關連性。回頭觀察式（5）、式（6）中「收入性別差異」的變化得知，式（6）在控制「職業聲望」之後，「收入性別差異」由原來的12250元小幅增加至12590元，這可歸因於女性就業者的平均職業聲望略高於男性就業者的平均職業聲望（參考表一）。

繼續對表四作分析，從式（8）看到，在控制其他變項的情況下，「從事女性職業」對個人收入的負面影響達到8010元（ $P < 0.05$ ），這與Bridges and Nelson（1989）的研究發現相似。由基本資料分析得知（參考表一），女性就業者任職於「女性職業」的比率偏高（60%），這對她們的個人收入很可能有不利影響。而從式（8）也發現，在控制「女性職業」變項之後，「收入性別差異」從式（7）的11330元縮減為9130元，大幅縮減了2200元，這可歸因於女性就業者從事女性職業的比率過高所致。同樣從式（8）看到，在控制「職業大類」、「職業聲望」、「女性職業」、及其他變項的情況下，「身為女性」對個人收

入仍有顯著負面的影響。這表示，同樣職業大類、同樣職業聲望、又同屬女性職業的男女就業者，女性的個人收入很可能仍是較男性的個人收入來得低，這種近似「同職業不同報酬」的現象，很可能與就業市場性別歧視有關。

從式(9)發現，在控制「是否老闆」及「管理權力」等階級變項之後，「收入性別差異」又減少了1600元(=9130元-7530元)，這可歸因於女性就業者在階級位置(包括「是否老闆」、「管理權力」)方面不如男性就業者(參考表一)，進一步對她們的個人收入有不利影響。而由式(9)也發現到，在控制「職業大類」、「職業聲望」、「女性職業」、「是否老闆」、「管理權力」、及其他變項的情況下，「身為女性」對個人收入仍有顯著負面之影響。這表示，同樣職業大類、同樣職業聲望、同屬女性職業、又相同階級位置的男女就業者，女性的個人收入很可能仍是較男性的個人收入來得低，這可能是一種「同階級不同報酬」的就業市場性別歧視。

從式(10)看到，「工作專業性」對個人收入有顯著正面之影響，而式(10)在控制「工作專業性」之後，「收入性別差異」又縮減了550元(=7530元-6980元)，可見男女就業者的「收入性別差異」有部分來自女性的「工作專業性」不如男性(參考表一)；由式(10)也發現，在控制所有背景、教育、婚姻、年幼子女、工作中斷年數、工作地都市化程度、職業、階級、工作專業性等變項之後，「身為女性」對個人收入仍有顯著負面之影響($b=-6.98$ 千元)。可見就業市場對女性很可能存在「收入的直接性別歧視」，這與本研究【假設】(「在控制個人家庭社經背景、人力資本、家庭因素、階級等變項後，性別對於個人收入仍有顯著影響」)的預期相符。

進一步以中介變項為依變項、背景變項為自變項，作多元迴歸分析(表略)。首先從「教育年數」迴歸方程式發現，在控制家庭社經地位(包括「父、母教育年數」、「父親職業聲望」)的情況下，女性就業者的平均教育年數顯著較男性就業者少了0.54年。換句話說，在一樣家庭社經地位的情況下，女性就業者的受教育程度仍是不如男性就業者。繼續從「教育年數」迴歸方程式也看到，

在加入控制「出生地都市化程度」及「出生年次」之後，男女就業者平均教育年數的差距擴大為 1.02 年 ($P < 0.05$)。這也就是說，在控制其他背景變項的情況下，女性就業者的平均教育年數仍是比男性就業者的平均教育年數少了 1 年左右。

更進一步由「是否老闆」邏輯迴歸方程式發現，在控制其他背景變項及中介變項的情況下，女性就業者「現為老闆」的機率仍是顯著較男性就業者為低 ($b = -1.01$, $R = -0.17$)。也就是說，在其他條件和男性就業者都一樣的情況下，女性成為老闆的機會，仍是顯著不如男性。這顯示，就業市場在針對男女就業者的「創業」機會方面，很可能存在性別歧視；且由「管理權力」迴歸方程式也可看到，在控制其他背景變項及中介變項的情況下，「身為女性」對個人「管理權力」仍有顯著負面之影響 ($b = -0.19$, $\beta = -0.13$)。換句話說，在其他條件和男性就業者都一樣的情況下，女性就業者仍是比男性就業者較難晉升至更高的「管理階層」。這也顯示，就業市場在針對女性就業者的「管理階層升遷」機會方面，很可能存在性別歧視。

五、結論與討論

從本研究分析得知，雖然在 86 年的時候，女性就業者的平均受教育年數與職業聲望已經趕上男性就業者，但是她們的平均個人收入仍然不到男性的 70%，且在九大職業分類中任何一個職業大類的平均個人收入，皆顯著較同一職業大類的男性來得少，這可初步歸因於以下幾點：

- (1) 女性就業者的平均出生年次顯著較男性就業者晚了 4 年以上，再加上她們的平均工作中斷年數也顯著較男性來得長，這都很可能會影響到她們的工作年資，進一步對她們的職業地位、階級位置、及個人收入有負面影響。
- (2) 雖然表面上女性與男性就業者的平均受教育年數沒有什麼差異，但

是在控制家庭社經地位及出生年次的情況下，女性的受教育年數仍是比男性少了1年以上。女性在教育程度上的劣勢，無疑地，會妨礙到她們的職業、階級、及工作專業性，進一步對她們的個人收入不利。

- (3) 分析結果顯示，從事女性職業對個人月收入的負面影響達到8000元以上，而女性就業者約有60%從事女性職業，這對她們的個人收入相當不利。
- (4) 女性就業者現為老闆的百分比只有17%，遠少於男性就業者現為老闆的百分比（39%），且女性就業者的平均管理權力同樣是顯著不如男性就業者，再加上女性就業者的工作專業性也是顯著較男性就業者來得低，階級位置和工作專業性的劣勢，均很可能不利於女性就業者的個人收入。

從以上的比較可以了解，台灣地區的女性就業者確實在某些條件方面不如男性，這也進一步造成男女在個人收入方面的差異。然而即便是如此，若沒有注視到就業市場的性別歧視因素，光憑著上述幾點，還不足以獲致就業市場性別階層化的全貌。由本研究進一步之分析看到，在控制其他背景變項及中介變項的情況下，女性就業者的現為老闆機率與管理權力仍是顯著不如男性就業者。這顯示，就業市場在針對男女就業者的「創業」或「管理階層升遷」機會方面，很可能存在性別歧視，這對女性就業者的個人收入會造成間接不利之影響。而從迴歸分析也觀察到，在控制職業大類、職業聲望、女性職業的情況下，「身為女性」對個人收入仍然有顯著負面影響。換句話說，同樣職業大類、同樣職業聲望、又同屬女性職業的男女就業者，女性的個人收入很可能仍是不如男性，這種近似「同職業不同報酬」之現象，很可能與「就業市場收入的直接性別歧視」有關（林忠正，1989；張晉芬，1995）。且由相同的分析方式發現，就業市場中的男女就業者很可能也存在「同階級不同報酬」之情況，而在控制所有的背景、家庭因素、人力資本、階級等變項之後，「身為女性」對個人收入

仍有顯著負面之影響，這也進一步說明就業市場在個人收入之分配上，很可能對女性就業者存在「直接的性別歧視」。

先前有關就業市場收入性別階層化的研究，多半將焦點放在「人力資本」（高長，1993；Tam, 1997）或「就業市場性別歧視」（林忠正，1989；Bridges and Nelson, 1989；Kilbourne et al., 1994）對於收入性別差異的解釋力，然而對個人收入影響甚大的階級變項（孫清山、黃毅志，1995；Wright, 1979），卻少有人加以探討。Wright（1979）指出，雖然在決定個人收入的時候，教育與職業確實是非常重要的因素，但是階級位置對個人收入之影響力也是不容忽視的。階級位置關係到生產過程中剝削與被剝削的權力結構，也進一步影響到個人收入的多寡。從本研究分析結果看來，「人力資本性別差異」（例如，男女在教育年數、工作年資、工作專業性的差異）與「就業市場性別歧視」（例如，創業或管理階層升遷機會不平等、同職業不同報酬、同階級不同報酬等）確實都是影響男女收入不均等的重要因素，然而從分析資料也可觀察到，階級變項（包括是否老闆、管理權力）對個人收入的影響力（ β 值）均大於本人教育、職業、以及工作專業性對個人收入的影響力，且在控制階級變項之後，收入性別差異大幅縮減了 12%。由此看來，階級變項無論在解釋個人收入的多寡，乃至於就業市場的收入性別差異，都有其舉足輕重的地位，這一點頗值得我們留意。

雖然由本研究的分析可以知道，影響台灣地區就業市場收入性別差異的最主要因素有「人力資本性別差異」、「階級位置性別差異」、以及「就業市場性別歧視」三者，但是依據本研究合併性別樣本的分析結果，仍無法回答以下的問題：

- (1) 本研究架構中的背景變項、中介變項與個人收入的關係是否會隨著性別的不同而改變？例如，「家庭因素」（如，婚姻、年幼子女）對男女就業者的職業地位、階級位置、工作專業性、乃至於個人收入，是否會呈現正負不同的影響（高長，1993；Glass and Camarigg, 1992；Waldfoegel, 1997）？「工作中斷年數」對個人收入的影響程

度，是否會因為性別的不同而有所差異（王麗容，1995；張晉芬，1995）？任職於「女性職業」的女性就業者，其個人收入所受到的負面影響，會不會比「女性職業」中的男性就業者來得更嚴重（Bridges and Nelson，1989；Kilbourne et al.，1994），而更顯示出就業市場確實有性別歧視存在？

- (2) 「人力資本性別差異」、「階級位置性別差異」、「就業市場性別歧視」對就業市場收入性別差異各有多少的解釋率？

以上這些問題，都有待將來進一步之探究。

參考文獻

- 王麗容（1995）《婦女與社會政策》。台北：巨流圖書公司。
- 呂玉瑕（1980）「社會變遷中台灣婦女之事業觀-婦女角色意識與就業態度的探討」。《中央研究院民族學研究所集刊》，50：25-66。
- 呂朝賢（1995）「貧窮的性別與婚姻屬性差異」。《婦女與兩性學刊》，6：25-54。台北：台大人口研究中心婦女研究室。
- 林忠正（1989）「初入勞動市場階段工資與職業之性別差異」。《性別角色與社會發展學術研討會論文集》，頁 201-226。台北：台大人口研究中心婦女研究室暨清大社會人類學研究所。
- 林松齡（1984）「貧窮問題」。見楊國樞、葉啟政主編，《台灣的社會問題》。台北：巨流圖書公司。
- 高長（1993）「台灣地區婦女就業與性別歧視之實證研究」。《台灣銀行季刊》，44（4）：223-247。
- 孫清山、黃毅志（1995）「教育、收入與社會資源和階級取得過程之關連」。收錄於林松齡、王振寰主編，《台灣社會研究的回顧與前瞻論文集》。東海大學社會系。
- 孫清山、黃毅志（1996）「補習教育、文化資本與教育取得」。《台灣社會學刊》，19：95-139。
- 黃幸美（1995）「數理與科學教育的性別差異之探討」。《婦女與兩性學刊》，6：95-135。台灣大學人口研究中心。
- 黃毅志（1993）「台灣地區教育對職業地位取得的影響之變遷」。《中央研究院民族學研究所集刊》，74：125-161。

- 黃毅志 (1995a) 「台灣地區職業機會不平等性之變遷」。《東吳社會學報》，4：227-260。東吳大學。
- 黃毅志 (1995b) 「台灣地區教育機會不平等性之變遷」。《中國社會學刊》，18：243-273。
- 黃毅志 (1997) 「出身背景、勞力市場分割，與事業發展」。《行政院國科會專題研究計畫成果報告》。
- 黃毅志 (1998) 「台灣地區新職業分類的建構與評估」。《中央研究院調查研究》，5 期。
- 張晉芬 (1991) 「男女工資決定因素的差異及對台灣產業發展政策的啓示」。收錄於行政院勞委會編，《勞工政策與社會發展研討會論文集》。
- 張晉芬 (1995) 「綿綿此恨可有絕期？--女性工作困境之剖析」。收錄於劉毓秀主編，《台灣婦女處境白皮書》。台北：時報出版社。
- 張清富 (1991) 「台灣貧窮的結構因素」。《法商學報》，27：171-191。
- 陳俊全、楊文山 (1994) 「台灣地區工資之性別差異與分解：一個社會學的分析」。《法商學報》，29：307-331。
- 章英華、薛承泰、黃毅志 (1996) 《教育分流與社會經濟地位—兼論對技職教育改革的政策意涵》。行政院教育改革審議委員會。
- 許木柱 (1991) 「弱勢族群問題」。收錄於楊國樞、葉啓政主編，《台灣的社會問題》。台北：巨流圖書公司。
- 許嘉猷 (1986) 《社會階層化與社會流動》。台北：三民書局。
- 曾敏傑 (1994) 台灣地區社經發展與兩性薪資差異：以 1982 及 1992 年為例。《中國文化大學中山學術研究所博士論文》。
- 楊瑩 (1988) 台灣地區教育擴展過程中，不同家庭背景子女受教育機會差異之研究。《國立台灣師範大學博士論文》。
- 蔡明璋 (1996) 《台灣的貧窮：下層階級的結構分析》。台北：巨流圖書公司。
- 蔡淑鈴 (1988) 「社會地位取得：山地、閩客及外省之比較」。《中央研究院民族學研究所專刊乙種之 20》，1-44。
- 謝小苓 (1992) 「性別與教育機會--以兩所北市國中為例」。《國家科學委員會彙刊：人文及社會科學》，2 (2)：179-201。
- 瞿海源 (1997) 《台灣地區社會變遷調查計畫：第三期第三次調查計畫執行報告》。中央研究院社會學研究所。
- Blau, P.M. and O.D. Duncan (1967). *The American Occupation Structure*. New York, Wiley.
- Bridges, W.P. and R.L. Nelson (1988). "Markets in Hierarchies: Organizational and Market Influences on Gender Inequality in a State Pay System." *American Journal of Sociology*, Volume 95, Number 3, 616-658.

- Davis,K. and W.E. Moore (1945) .“Some Principles of Stratification.” *American Sociological Review*,Vol.10,242-249.
- Glass,J. and V.Camarigg (1992) .“Gender, Parenthood, and Job-Family Compatibility” *American Journal of Sociology* ,Vol.98,No.1,131-151.
- Kao Charng (1988) .“Human Capital Approach to Male-Female Wage Differentials in Taiwan” *CIER Economic Monograph Series*,No.25. Taipei : Chung-Hua Institution For Economic Research.
- Kilbourne,B.S. et al. (1994) .“Returns to Skill, Compensating Differentials, and Gender Bias : Effects of Occupational Characteristics on the Wages of White Women and Men” *A.J.S.*,Vol.100,No.3,690-719.
- Kohn,M.L. et al. (1991) .“Position in the Class Structure and Psychological Functioning in the United States, Japan, and Poland” *American Journal of Sociology* , Vol.95, No.4,964-1008.
- Ridgeway, C. L. (1996) .“Interaction and the Conservation of Gender Inequality : Considering Employment” *American Sociological Review* , Vol.62,218-235.
- Robinson, R. V. and M. A. Garnier (1984) . “Class Reproduction among Men and Women in France : Reproduction Theory and Its Home Ground” *American Journal of Sociology* ,Vol.91,250-280.
- Sorensen, Elaine (1990) .“The Crowding Hypothesis and Comparable Worth” *Journal of Human Resources*,Vol.25,No.1,55-89.
- Tam, Tony (1997) . “Sex Segregation and Occupational Gender Inequality in The United States : Devaluation or Specialized Training ? ” *American Journal of Sociology* ,Vol.102,No.6,1652-1692.
- Tomaskovic-Devey,D. (1993) .“The Gender and Race Composition of Jobs and the Male-Female, White-Black Pay Gaps” *Social Forces*,72,45-76.
- Treiman,D. J. (1977) . *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.
- Tseng, Min-chieh (1993) .“Human Capital, Segmentation, and Gender Differences in Earnings : Some Evidence from Taiwan” Paper presented at The 1993 *annual meeting of Midwest Sociological Society*. April 7-10,1993,Chicago.
- Waldfogel, J. (1997) .“The Effect of Children on Women’s Wages” *American Sociological Review*,Vol.62 ,209-217.
- Wellington,A.J. (1994) . “Accounting for the Male/Female Wage Gap Among Whites : 1976 and 1985”*American Sociological Review*,Vol.59,839-848.
- Wright,E.O.(1979) . *Class Structure and Income Determination*.New York Academic Press.

The Analysis of Gender Earnings Differences in Taiwan Labor Market

Chien-Chih Chen

Department of Social Welfare
National Chung Cheng University

Tam (1997) declared that, human capital such as specialized training, can completely explain all of the male/female earnings differences in the United States labor market, and the gender discrimination hypothesis is not supported. However, Tomaskovic-Devey (1993) and Wellington (1994) indicated that, the variables of human capital can only explain the male/female earnings differences in the United States labor market for about 30% to 50%. This study is based on the national data "1997 Social Change Survey in Taiwan" to examine the hypotheses of human capital and gender discrimination. The analysis results reveal that, even control all the variables of personal background, human capital, and class status, for about 53% male/female earnings differences remain not explained. Obviously, the human capital hypothesis is not fully supported. The present study concludes that, there are three main factors which make the male and female in Taiwan labor market stratified. These are gender human capital differences, gender class status differences, and gender discrimination in labor market.

Key Words : gender stratification, earnings inequality, human capital, gender discrimination