

# 人力資本差異或性別歧視？ 就業市場性別階層化之探討

陳建志

國立中正大學社會福利研究所博士班研究生

收入是衡量個人社經地位的重要指標，而在個人收入之取得過程中，性別扮演著什麼樣的關鍵角色，是頗值得深入探討的問題。本研究採用 1997 年「三期三次台灣地區社會變遷調查社會階層組全國性大樣本資料」，將男女就業者樣本分開來，作個別之路徑分析，以觀察各背景變項、中介變項對個人收入的影響，是否會因為性別的不同而有所差異。結果發現：

(1)「結婚」對男性就業者「現為老闆機率」、「管理權力」、「工作專業性」、及「個人收入」均有顯著直接正面影響，但是對女性就業者卻都沒有顯著影響，且「結婚」會顯著增加女性就業者的「工作中斷年數」，然而對男性就業者卻沒有顯著影響；「六歲以下子女」對男性就業者的「工作中斷年數」沒有顯著影響，但卻會顯著增加女性就業者的「工作中斷年數」，且「六歲以下子女」對男性就業者「職業聲望」、「工作專業性」之影響皆不顯著，然而對女性就業者卻皆有顯著負面影響。

(2)女性就業者的「教育」對「職業聲望」、「管理權力」、及「個人收入」報酬率，均顯著較男性就業者來得低；「工作中斷年數」對女性就業者的「個人收入」有顯著負面影響，但是對男性就業者卻沒有負面影響，且「從事女性職業」對女性就業者的「個人收入」有顯著負面影響，但是對男性就業者卻沒有顯著影響。

本研究進一步將影響「就業市場收入性別差異」的因素做分解，結果發現，影響「收入性別差異」的最重要因素是「就業市場性別歧視的直接影響」，其解釋率佔了 47% 至 60%，其次是「階級位置性別差異」，佔 19% 至 33%，再其次是「從事女性職業」，佔 8% 至 18%，接下來才是「人力資本性別差異」，只佔了 9% 至 12%。

關鍵詞：收入不平等，性別角色，人力資本，性別歧視

## 一、緒論

在先前探討就業市場收入性別階層化的研究當中，有些研究比較支持人力資本論的看法，他們認為，男女人力資本差異是造成就業市場收入性別差異的最主要原因，例如，高長（1993）、Becker（1971）、Polacheck（1979），另有些研究則比較支持就業市場歧視論的觀點，例如，林忠正（1989）、張晉芬（1995）、Bridges and Nelson（1989）、Kilbourne et al.（1994），他們主張，儘管男女之間存在若干的人力資本差異，然而就業市場對女性的總總不公平待遇，才是導致收入性別階層化的決定性因素。

著眼於前述人力資本論與就業市場歧視論之間的歧見，陳建志（2001）以地位取得理論模型為架構，採路徑分析的方式，使用「1997 年台灣地區社會變遷調查社會階層組長卷資料」來作分析，以觀察各背景變項、中介變項、及個人收入之間的關連性。結果發現，在 1997 年的時候，台灣地區女性就業者的平均收入（30140 元）只有男性就業者平均收入（43390 元）的 69.5%（請參考附表 1），且男女就業者之間確實存在人力資本差異（例如，女性的工作專業性不如男性），就業市場也很可能對女性就業者存在性別歧視（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），此外，女性就業者過度集中於女性職業也對她們的個人收入造成相當不利影響，這些都可用來解釋就業市場收入性別階層化的現象。而除了以上的發現之外，從這個研究當中，我們也可進一步看到，除了「就業市場性別歧視的直接影響」、「人力資本性別差異」、與「女性過度集中於女性職業」以外，「階級位置性別差異」（例如，女性現為老闆比率與管理權力均較男性來得低）也是造成就業市場「收入性別差異」的重要因素，這是先前許多主張人力資本論或就業市場歧視論的研究者所沒有強調的。

雖然從上述的研究我們可初步了解，「就業市場性別歧視的直接影響」、「人力資本性別差異」、「女性過度集中於女性職業」、與「階級位置性別差異」都是影響就業市場「收入性別差異」的主要原因，然而由於該研究係以合併性別樣本來作分析，無法進一步計算出以上各項分別對「收入性別差異」所

能解釋的比率，且有以下之問題是合併性別樣本分析所不能回答的：

(1)「家庭因素」(例如，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」，是否會呈現截然不同的影響？

(2)「本人教育」對「職業地位」與「個人收入」的影響程度，是否會因爲性別的不同而有所差異？

先前有關台灣地區就業市場收入性別階層化的研究中，有些主要以描述統計來說明男女收入不平等的情況，例如，王麗容（1995）、周碧娥（1991）、張晉芬（1995）；也有些研究，例如，林忠正（1989），雖進一步以實證的方式去分析造成就業市場收入性別差異的可能原因，然而卻沒有將男女樣本分開來探討，以了解各背景變項、中介變項對個人收入的影響，是否會因爲性別的不同而有所差異；另外有研究，例如，高長（1993）、譚令蒂（1998）、曾敏傑（2001），雖嘗試將男女樣本分開來作統計分析，然而高長（1993）、譚令蒂（1998）缺少家庭背景（例如，父親職業、父親階級）、本人階級（例如，是否老闆、管理權力）、及工作專業性等變項，曾敏傑（2001）缺少家庭背景、本人職業聲望、管理權力、及工作專業性等變項，且以上三者都沒有作路徑分析，難以獲致就業市場收入性別階層化之全貌。針對以上仍然存在的問題，本研究進一步將相關變項較齊全的「1997 年台灣地區社會變遷調查社會階層組長卷全國性大樣本資料」男女就業者樣本分開來，作各別的路徑分析。其第一個研究目的，期盼能夠由分析結果來回答合併性別樣本所無法確定的前述各項問題，並試圖了解背後所可能代表的意義。第二個研究目的，本研究也將使用 Duncan, Featherman, and Duncan (1972) 的方法，將「就業市場性別歧視的直接影響」、「人力資本變項」（例如，「教育年數」、「大類職業」、「職業聲望」、「工作專業性」）、「從事女性職業」、以及「階級變項」（例如，「是否老闆」、「管理權力」）分別對「收入性別差異」所能解釋的比率計算出來，以進一步推測造成「就業市場收入性別階層化」的最主要原因。

## 二、文獻探討

由先前的研究得知，影響就業市場收入性別差異的主要因素有「人力資本性別差異」、「階級位置性別差異」、「從事女性職業」與「就業市場性別歧視的直接影響」（高長，1993；孫清山與黃毅志，1995；陳建志，2001；Kilbourne et al., 1994; Yamagata et al., 1997）；在「人力資本」因素方面，女性「人力資本」（例如，「教育程度」、「職業地位」、「工作專業性」）的取得，除了會受到「傳統家庭性別歧視」（林鶴玲與李香潔，1999；黃幸美，1994）與「傳統性別角色」（呂玉瑕，1980；高長，1993；黃幸美，1994；Budig and England, 2001; Glass and Camarigg, 1992; Moore, 1990）的影響外，性別歧視也很可能會透過影響女性的「人力資本」（黃幸美，1994；張晉芬，1995；Tomaskovic-Devey, 1993），進一步影響到她們的「個人收入」，我們可稱它是一種「性別歧視對收入的間接影響」；在「階級位置」因素方面，就業市場性別歧視也很可能會透過影響女性的「階級位置」（陳建志，2001；Alessio and Andrzejewski, 2000; Wright et al., 1995），進一步影響到她們的「個人收入」，這也是一種「性別歧視對收入的間接影響」；在「從事女性職業」因素方面，相關的研究顯示，女性或由於自己的選擇（Kao, 1989; Polacheck, 1979）、或是受到性別歧視的影響（Ridgeway, 1997），而集中於「女性職業」。這些「女性職業」的薪資待遇通常較其他以男性為大多數的職業來得低，對她們的個人收入有非常不利之影響；而性別歧視除了會間接透過影響女性的「人力資本」與「階級位置」，並進一步影響到她們的「個人收入」之外，即使男女的客觀條件，例如，「人力資本」、「階級位置」、「是否從事女性職業」都相同，女性的個人收入仍可能較男性來得低（例如，同職業不同報酬），我們可稱它是「就業市場性別歧視對收入的直接影響」（林忠正，1989；張晉芬，1995；陳建志，2001；Alessio and Andrzejewski, 2000; Charles, 1992; Kilbourne et al., 1994）。

以下將分述(1)「傳統家庭性別歧視」、「傳統性別角色」、「就業市場性別歧視」等因素怎樣透過影響女性的「人力資本」取得，並間接影響到她們的

個人收入，(2)「就業市場性別歧視」又如何透過影響女性的「階級位置」取得，並進一步間接影響到她們的個人收入，(3)從事女性職業對女性個人收入的影響，以及(4)就業市場性別歧視對女性個人收入的直接影響：

## (一) 人力資本取得與性別階層化

### 1. 傳統家庭性別歧視對女性人力資本之影響

中國傳統社會受男性家長權威的影響甚鉅，在父權結構底下，普遍存在「男尊女卑」的性別不平等待遇，這使得多數女性處於極不利的家庭地位，教育機會也因此被漠視，時至今日，傳統家庭性別歧視對女性的教育取得仍有不利影響（黃幸美，1994；謝小芩，1992；Lin, 2001）。黃毅志（1995）指出，台灣地區早期許多未婚女性，由於家庭經濟情況不佳，父母又不重視女孩的教育，被迫犧牲升學的機會而工作賺錢，對教育取得非常不利。雖然隨著經濟發展，中小學教育全面普及（例如，實施九年國教），再加上家庭負擔教育費用的能力提升，目前兩性的受教育機會已趨於平等，但是就整體台灣地區的女性而言，她們的平均受教育年數仍是不如男性。陳建志（2001）就發現，在控制家庭社經地位及出生年次的情況下，女性就業者的受教育年數仍是比男性就業者少了1年以上，這很可能是受到傳統家庭忽視女性教育的影響。女性在教育取得上的劣勢，無疑地，會妨礙到她們的職業地位及工作專業性，並進一步對她們的個人收入有不利影響。

### 2. 傳統性別角色對女性人力資本之影響

傳統社會將女性侷限為「情感式角色」，強調「母職責任」與「家庭優先」的性別角色規範（王麗容，1995；張晉芬與黃玟娟，1997；黃幸美，1994），並以社會化的方式形成女性的價值觀（呂玉瑕，1993；張晉芬與黃玟娟，1997；Thomson, 1980），進一步影響到她們的就業型態與人力投資意願（王麗容，1995；徐宗國，1993）。我國傳統的家庭角色分工，妻子主要負責下列事項：(1)料理家務，包括煮飯、洗衣與清掃。(2)養育子女，如給孩子餵奶、洗澡、穿衣服等。(3)侍候丈夫衣食，並滿足他的性需求。(4)賺錢貼補家用，但並不負責家庭的主要生計（林義男，1984）。雖然隨著時代的演變，婚姻中

的分工原則不再以性別為唯一的標準，但是如料理家務、養育子女，仍被社會認為是女性的當然責任，就連許多女性自己也這麼認為（呂玉瑕，1980；林鶴玲與李香潔，1999；徐宗國，1993；張晉芬與黃玟娟，1997；陳皎眉，1989；Glass and Camarigg, 1992; Moore, 1990）。

女性的家庭角色，至今仍被我們這個社會所強調，一位中斷工作的婦女，回家扮演「相夫教子」的角色，這是可以被這個社會所接受的（張晉芬與黃玟娟，1997），但是一位在事業上非常成功的女性，卻因為工作的緣故，家事不做、孩子不管，則她所受的社會責難恐怕會接踵而來。婦女為了照顧家庭（例如，照顧年幼子女），滿足社會所給予她的角色期望，而將很好的工作辭掉者，在如今這個社會中仍然大有人在（林鶴玲與李香潔，1999；徐宗國，1993）。而當她們再返回就業市場時，雖然影響她們就業的因素已不存在（例如，孩子長大了），但由於工作的中斷，造成工作經驗不足，對其個人的職業地位及進一步之收入已經造成負面影響（高長，1993；Budig and England, 2001; Waldfogel, 1997）。

婚姻對男女兩性可能有不同的意義，對男性而言，「結婚」可能主要代表著「經濟責任」的加重，而對女性來說，「結婚」雖然也會帶來若干的「經濟責任」，卻可能主要意謂著「照顧責任」的加重（徐宗國，1993；陳皎眉，1989；Glass and Camarigg, 1992; Moore, 1990）。高長（1993）研究發現，未婚女性所獲得之平均薪資約較未婚男性少 20%，而在已婚人口當中，男女兩性的薪資差距擴增到 40%。由此看來，婚姻對男女事業成就的影響程度，很可能會大不相同。

而在年幼子女對女性事業成就的影響方面，Waldfogel（1997）指出，年幼子女越多，對女性的職業地位越不利。Budig and England（2001）也發現，每多一個年幼子女，就會使得女性少掉約 7% 的薪資，這其中有將近三分之一係來自「工作經驗的不足」（例如，因照顧孩子而中斷工作）。另外也有研究提到，男性較不會因家人生病而離開工作，但女性較傾向因為家人生病（例如，子女生病）而選擇中斷工作（Wellington, 1994）。由此觀之，女性可能比男性更容易因照顧孩子而中斷工作，這會減少她們的「工作經驗」，並進一步對她們的「職業地位」、「工作專業性」、及「個人收入」有不利影響。就

台灣地區來說，有年幼子女的婦女，其勞動參與率比起沒有年幼子女的婦女要少了大約 16%（王麗容，1995），這可能導因於照顧孩子的沉重壓力。而那些為了照顧孩子而選擇中斷工作的婦女，當她們再回到就業市場時，卻發現自己以前所學的都落伍了，必須再從最基層的工作做起，薪資所得也比不上從前，這種現象在台灣社會中是頗為普遍的。<sup>1</sup>

### 3. 就業市場性別歧視對女性人力資本之影響

談到「職業地位」與「人力資本」的關連性，Davis and Moore 的社會階層功能論強調，人們必須靠著特殊技能，例如，專業的技術和學識，才能夠勝任社會上的重要職務（黃毅志，1993；Davis and Moore, 1945），而 Blau and Duncan 的地位取得研究以及經濟學的人力資本論則認為，擁有好的知識、技術，其人力資本較佳者，在勞動市場交易中，由於有較高的生產效率，進一步可以擔任較需專業技術的重要職務（孫清山與黃毅志，1995），換言之，具備較高的人力資本，例如，專業技術較佳者，可幫助個人取得較好的職業地位。而 Kohn et al. (1990) 則進一步指出，擔任較需專業技術的重要職務，其受訓練機會也會比較多，又可更進一步提升個人的專業技術。由此看來，個人的「職業地位」也是衡量其「人力資本」的重要指標。

許多關於台灣地區職業性別階層化的研究指出，台灣女性就業者的職業地位很可能不如男性就業者（王麗容，1995；周祝瑛，1994；周碧娥，1991；黃幸美，1994；張晉芬，1995）。針對女性職業地位的問題，高長（1993）分析中華民國勞工統計年報發現，在 1990 年的時候，女性在職業聲望最高的「行政主管人員」約有 8000 人，佔女性就業總數（約 3075000 人）的 0.26%，這比率和男性的 1.25% ( $= 64000 \div 5120000$ ) 相較，只有大約五分之一。換言之，女性想要成為職業聲望最高的「行政主管人員」，其機率和男性比起來，

1 傳統性別角色除了會影響女性的「工作經驗」之外，也會透過「科系」的選擇，例如，女性受傳統性別角色的影響，選擇就讀畢業之後比較不能帶來高收入的文法科系，這會進一步間接影響到她們的個人收入（陳建志，2000；Jacobs, 1986）。然而，由於 1997 年「社會變遷調查資料」中，大專以上的樣本不多，因此，本研究並沒有針對女性科系選擇的問題作進一步分析。

可說是小了許多。然而，女性就業者並非在所有的大類職業均居於劣勢，進一步由分析資料發現，女性在職業聲望也很高的「專門技術人員」，其比率（佔整體女性就業人數之百分比）為 8.7%，高於男性的 7.3%，且在職業聲望居中的「監督佐理人員」，女性的比率為 21.7%，更是比男性（12.0%）高出許多。陳建志（2000）分析「三期三次台灣地區社會變遷調查資料」也發現，在 1997 年的時候，女性在「行政主管人員」的比率為 1.4% 較男性（4.4%）來得低，而在「專門技術人員」方面，女性的比率為 13.1%（三分之二集中於教師和護理人員），高於男性的 9.4%，此外，在「監督佐理人員」方面，女性的比率為 28.4%（九成集中於簿記、會計員和其他佐理人員），仍是比男性（10.4%）高出許多。如此說來，就大類職業而言，女性的職業地位並沒有顯示出多少之劣勢。那麼，關於「女性職業地位不如男性的問題」，應該如何解釋呢？

為了回答以上的問題，陳建志（2000）進一步將焦點放在「同一大類職業」之內。由分析資料看到（請參考附表 2），在七個大類職業中，男女職業聲望均數差達到統計顯著的有三個大類（包括監督佐理人員、買賣工作人員、服務工作人員），且在此三大類別中，女性的平均職業聲望比男性少了約 12% 至 19%。換言之，在同屬「監督佐理人員」、「買賣工作人員」、以及「服務工作人員」等大類職業的情況下，女性的職業地位很可能仍是較男性來得低，亦即，她們很可能比男性較傾向集中於某些職業聲望偏低的小類職業。例如，「監督佐理人員」中的「簿記、會計員」、「買賣工作人員」中的「售貨員」、「服務工作人員」中的「廚師、侍者」。由以上的敘述，我們可獲致進一步之瞭解：雖然就大類職業來說，女性的職業地位並沒有比男性來得差，但是就同一個大類職業而言，由於女性集中在某些職業聲望較低的小類職業，她們的職業地位仍可能比男性來得低。

為什麼同一個大類職業之內會出現這種職業性別階層化現象？如果只注意到「家庭性別歧視」及「傳統性別角色」對女性職業取得的影響，而忽略了「就業市場性別歧視」的影響力，那麼我們很可能會錯失了非常重要的部分。所謂的「就業市場性別歧視」，一方面，很可能是由於整體就業市場對女性存有負面的「性別刻板印象」（王麗容，1995；謝小芩，1992；Ridgeway，

1997)，另一方面，很可能也因為部分的男性雇主蓄意打壓 (Tomaskovic-Devey, 1993; Wright et al., 1995)，這使得許多女性求職者被拒絕錄用，而即使她們當中仍有部分的人可以找到工作，其職業地位通常不如男性 (黃幸美, 1994；Peterson and Morgan, 1996)。Sewell, Hauser, and Wolf (1980) 研究發現，男性就業者每增加 1 年的受教育年數，即可增加 7.22 分的初職聲望，而女性就業者每增加 1 年的受教育年數，卻只能增加 3.78 分的初職聲望，換句話說，女性的「教育對初職聲望報酬率」只有男性的 52.4%，這種現象很可能和「就業市場性別歧視」有所關連。

張晉芬 (1995) 也指出，國內許多公司在徵求人才的時候，故意將一些職業地位比較高的工作（例如，管理人員、技術人員）留給男性，而另一些職業地位比較低的工作（例如，接線生、操作員）才輪到女性去分，這顯示雇方在錄用女性求職者之前，已事先對她們存有性別歧視。而進一步從 1995 年「台灣地區婦女民意調查」也可看到，有將近一半的女性受訪者認為，即使男性同事和她們做一樣的工作，男同事受訓練的機會仍是比較多 (張晉芬, 1995)，這也顯示，雇方在針對男女員工的受訓練機會方面，很可能採取性別差別待遇，這會影響女性就業者的專業能力，並進一步對她們的個人收入有不利影響。

## (二) 就業市場性別歧視對女性階級位置之影響

Wright (1979) 指出，在影響個人收入的重要因素當中，階級對個人收入的影響力至少和職業一樣大，而國內孫清山與黃毅志 (1995) 以及陳建志 (2001) 的研究結果，也進一步支持階級對個人收入的重要性。關於台灣地區的階級性別階層化現象，孫清山與黃毅志 (1995) 指出，相較於男性就業者，女性就業者現為「老闆」（包括「資本家」及「小資本家」兩個階級）及「經理」的機率較男性來得低，而現為「工人」的機率又較男性來得高，這反映出階級也有性別階層化現象。分析結果顯示，女性有最多的比率 (70.1%) 分佈在「工人」階級，而分佈在其他三個階級者不到 30%。從進一步的分析得知，「資本家」平均月收入比「工人」高出 18900 元、「小資本家」比「工人」高出 3400 元、「經理」比「工人」高出 6800 元，而女性有最多的比率是「工

人」階級，對其「個人收入」有非常不利之影響。且由更進一步的分析發現，男女就業者的「收入性別差異」約有 20% 可歸因於女性較不利的階級位置。

就業市場為什麼會存在階級性別階層化現象？相關研究指出，性別歧視很可能是最主要的影響因素 (Alessio and Andrzejewski, 2000; Birkelund et al., 1996)。許多公私立機構對女性就業者安裝了一個無形的「玻璃屋頂」(glass ceiling)，這使得無論她們是如何地努力，也難以和男性就業者一樣晉升到較高的管理階層 (黃幸美，1994；Alessio and Andrzejewski, 2000；Yamagata et al., 1997)。舉美國工程界為例，Alessio and Andrzejewski (2000) 指出，雖然已經有許多婦女選擇這個領域成為女性工程師，但由於存在機構內的性別歧視（甚至是敵意），使得她們當中有些人選擇離開，到另一個比較不會歧視她們的地方去任職，而那些勉強留下來的女性，雖然她們的工作表現不見得比男性差，但由於性別歧視的緣故，其晉升機會仍是遠不如男性。從 1982 年的抽樣調查 (SSE) 來看，能夠晉升到最高管理階層的女性工程師，1037 人當中只有 2 人 (0.19%)，而能夠晉升到最高管理階層的男性工程師，14686 人當中卻有 253 人之多 (1.72%)，易言之，女性工程師能夠晉升到最高管理階層的機率，可能只有男性工程師的九分之一 (Alessio and Andrzejewski, 2000)。

關於就業市場對女性晉升管道的阻礙，Wright et al. (1995) 進一步提出以下的說明：在各公私機構當中，位於高層者以男性佔大多數，他們一方面可能為了保護男性既得之利益、避免女性覬覦，另一方面，可能只因為「瞧不起」女性，當機構裡有一個升遷機會時，他們會優先拔擢男性部屬，並阻擋女性競爭者，如此就更穩固了男性的階級優勢。陳建志 (2001) 研究發現，在控制教育及其他變項的情況下，「身為女性」對個人「管理權力」仍有顯著負面之影響。換句話說，在教育程度及其他條件和男性就業者都一樣的情況下，女性就業者仍是比較難以晉升至更高的「管理階層」。這顯示，就業市場在針對女性就業者的階層升遷機會方面，很可能給予不公平待遇 (Alessio and Andrzejewski, 2000；Lin, 2001；Yamagata et al., 1997)，這會妨礙到她們的階級位置，並進一步對她們的個人收入造成不利影響。

### (三)從事女性職業對女性個人收入之影響

談到「從事女性職業」對女性個人收入的影響，相關研究發現，一個職業當中，如果就業者大部分是女性（所謂的「女性職業」），則其薪資有「貶值」的現象（Bridges and Nelson, 1989; Kilbourne et al., 1994）。Jacobs (1989) 論及「女性職業」時指出，在1985年的時候，美國有超過三分之二的女性就業者集中於某些職業，這些職業的女性就業者比率超過70%，其受訓練機會、升遷機會、乃至於薪資待遇，均比不上那些以男性佔大多數的職業。陳建志（2001）就發現，從事女性職業對個人收入的負面影響達到8000元以上，而1997年台灣地區的女性就業者約有60%從事女性職業，這對她們的個人收入是相當不利的。

關於「女性職業」的形成原因，至今仍未有定論。人力資本論者認為，由於許多婦女預見未來家庭角色的負擔（例如，做家事、照顧子女），推測自己的職業生涯較男性來得短，所以傾向選擇比較不需技術訓練的職業，以期將未來工作中斷的損失減至最低，如此就使得相當多的女性向一些技術層次較低的職業集中，進一步形成所謂的「女性職業」（Kao, 1989; Polacheck, 1979）。然而就業市場歧視論者卻指出，雇方在錄用員工時，已事先將男性和女性分為兩類，且心裡已早有所謂「適合男性」與「適合女性」的工作。在性別刻板印象的運作下（例如，將女性視為是情緒化、沒效率，缺乏能力的），一些較簡易、較不需技術的工作，都優先派給了女性，以至於許多婦女非自願地往所謂的「女性職業」集中（Ridgeway, 1997）。

姑且不論，到底「女性職業」是如何產生的，「女性職業」中的就業者，其個人收入普遍較低，卻是個不爭的事實（Bridges and Nelson, 1989; Charles, 1992; Kilbourne et al., 1994; Ridgeway, 1997; Tam, 1997）。在合併兩性樣本的研究方面，陳建志（2001）發現，在控制所有背景變項，及教育、職業、階級、工作專業性等變項之後，「從事女性職業」對個人收入仍有顯著負面之影響。而同樣是合併兩性樣本的研究，曾敏傑（2001）分析「人力運用調查資料」也發現，無論是1982、1992、或2000年，在控制其他變項的情況下，「女性化職業」對個人薪資均有顯著負面影響。以上的研究結果均

顯示，無論男女就業者，只要是「從事女性職業」，對其個人收入很可能都是不利的。

雖然從以上合併性別樣本的研究結果可初步明瞭，「從事女性職業」對男女就業者的個人收入可能皆有負面影響，但是由合併性別樣本的分析中，我們仍無法得知，在同樣是「從事女性職業」的情況下，到底女性受到的負面影響比較大、還是男性所受到的負面影響比較大？這必須將男女樣本分開來分析，才能夠獲致更進一步的了解；有關分開性別樣本的研究，Kilbourne et al. (1994) 發現，在同一個女性職業當中，職業內「女性就業者比率」對女性薪資的負面影響，是對男性薪資負面影響的 2.5 倍，這顯示，「從事女性職業」對女性薪資的負面影響，很可能會大於對男性薪資的負面影響。而同樣是分開性別樣本的研究，曾敏傑（2001）卻發現，在 1982 及 1992 年的時候，同屬於「從事女性化職業」，男性薪資所受到的負面影響可能大於女性薪資所受到的負面影響，然而到了 2000 年的時候，曾敏傑發現，在同樣是「從事女性化職業」的樣本中，女性薪資所受到的負面影響可能大於男性薪資所受到的負面影響。

#### (四)就業市場性別歧視對女性個人收入的直接影響

前面已經提到，「就業市場性別歧視」會透過影響女性的「人力資本」（例如，職業地位、工作專業性），也會透過影響女性的「階級位置」（例如，管理權力），並進一步對她們的個人收入有間接不利影響。而除此之外，即使男女就業者的客觀條件，例如，「人力資本」、「階級位置」、「是否從事女性職業」皆相同，女性的個人收入很可能仍是不如男性，此即「就業市場性別歧視對女性個人收入的直接不利影響」，這可從以下的相關研究探得端倪：

首先從合併性別樣本的研究來看，林忠正（1989）合併性別樣本，分析 1984 年台灣地區「勞動力運用調查資料」發現，初入勞動市場階段的「工資性別差異」中，高達 132% 係來自職業內的「同工不同酬」（大於 100%，表示同工不同酬的實際差距大於男女工資的差距），這種現象，很可能和「就業市場對女性個人收入的直接性別歧視」有密切關連；同樣是合併性別樣本，陳建志（2001）分析「1997 年台灣地區社會變遷調查社會階層組長卷資料」

看到，在控制所有背景變項、及教育、工作中斷年數、職業、階級、工作專業性等中介變項的情況下，「身為女性」對個人收入仍有顯著負面之影響；此外，曾敏傑（2001）合併性別樣本的分析也發現，無論是 1982、1992、或 2000 年，在控制所有相關變項的情況下，女性的薪資仍顯著較男性來得少。以上研究都說明了，就業市場性別歧視對女性個人收入很可能產生直接影響。

雖然由合併性別樣本的分析我們可初步判斷，就業市場性別歧視對女性的個人收入，很可能有直接不利的影響，但是，根據以上的分析結果仍不能看出一些重要的中介變項，例如，本人教育，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。也就是說，無法從合併性別樣本的收入迴歸方程式得知，女性的教育斜率是否會小於男性的教育斜率，而可進一步推論就業市場性別歧視對女性個人收入很可能產生直接影響；有關分開性別樣本的研究，從高長（1993）以不同性別樣本分析 1989 年台灣地區「人力資源統計年報」的結果可以估計，在沒有控制職業及階級變項的情況下，女性的「教育對薪資報酬率」只有男性的 81%，這很可能與「就業市場性別歧視對女性個人收入的直接影響」有所關連；而關於美國的研究，Wright（1979）將男女樣本分開來分析也發現，在尚未控制職業及階級變項的情況下，女性的「教育對薪資報酬率」只有男性的 66%，而在進一步控制職業及階級之後，女性的「教育對薪資報酬率」也只小幅上升至男性的 71%，這很可能也與「就業市場性別歧視對女性個人收入的直接影響」有關；而同樣是分開性別樣本的研究，曾敏傑（2001）卻發現，在 1992 及 2000 年的時候，女性的「教育對薪資報酬率」大於男性，只有在 1982 年的時候，男性的「教育對薪資報酬率」大於女性。由此看來，從曾敏傑的分析中我們尚難以判斷，到底女性的「教育對薪資報酬率」會比男性來得大、還是比男性來得小？這同樣有待進一步之研究。

### 三、理論架構與研究方法

#### （一）理論架構

根據先前有關個人收入取得的研究（陳建志，2001），以及前面的文獻探

討，男女就業者背景、中介變項、與個人收入之因果模型可用圖 1 表示。本研究即依據圖 1 分別對男女就業者作因徑分析，以檢視理論假設，並根據分析結果來比較男女就業者因果模型的差異。各變項之間的關係，及其所代表的假設，已在陳建志（2001）一文中清楚地說明，於此不再贅述。不過，在第四節的「變項測量」中，仍會針對各變項之間關係的預期，做扼要說明。

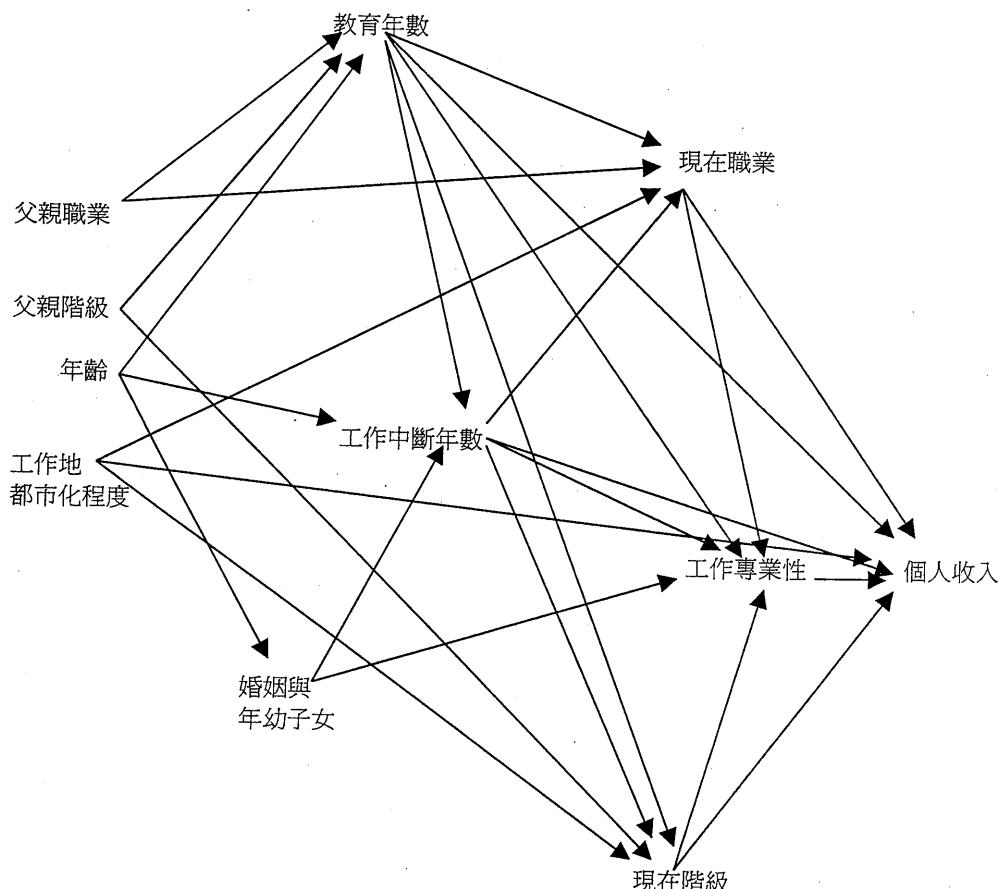


圖 1、個人收入取得之因果模型

## (二) 主要研究假設

根據前面的文獻探討，本研究提出以下的主要假設，

〈假設一〉：「本人教育」對女性就業者「職業地位」以及進一步「個人收入」的報酬率，很可能會小於對男性就業者的報酬率。

許多探討就業市場性別歧視的研究指出，雖然女性的受教育程度已經和男性接近，但是受到就業市場性別歧視的重重難阻，她們的「初職地位」、「受訓練機會」、「職業地位升遷機會」、乃至於「個人收入」，仍然是不如男性就業者（林忠正，1989；黃幸美，1994；張晉芬，1995；陳建志，2001；Alessio and Andrzejewski, 2000; Birkelund et al., 1996; Hannan et al., 1990; Tomaskovic-Devey, 1993）。

如此看來，由於受到就業市場性別歧視的影響，女性若想要取得和男性相同的「職業地位」及「個人收入」，很可能必須要更多倚靠自己的「人力資本」（例如，教育程度），才能夠辦得到。在這種情況下，「本人教育」對女性「職業地位」的報酬率，很可能會比對男性來得小，而在「本人教育」對「個人收入」之報酬率方面，很可能也是如此。

〈假設二〉：「工作中斷年數」及「從事女性職業」對女性就業者「個人收入」的負面影響，很可能會大於對男性就業者的負面影響。

從人力資本的角度看來，無論就業者是男性或女性，「工作中斷」都會影響到個人的「工作經驗」，並進一步對個人收入有不利影響。然而，「工作中斷」對女性個人收入之負面影響，很可能還不僅於此。由於就業市場仍普遍存在著「雇用時的直接性別歧視」（王麗容，1995；張晉芬，1995；Budig and England, 2001; Waldfogel, 1997），男性即使曾有「工作中斷」的記錄（例如，因服役或進修而工作中斷），可能也不會給予雇方任何的負面預期，但是，若女性曾有「工作中斷」的記錄（例如，因照顧孩子而工作中斷），卻很可能給予雇方「易受家庭拖累」、「工作容易分心」、「隨時可能離職」等負面預期，因此，在雇用這些女性的時候，雇方很可能會直接給予較低的薪資待遇，以期減輕雇用她們的「風險」；而在「女性職業」對女性就業者的負面影響方面，雖然研究顯示，「從事女性職業」對男女就業者的個人收入很可能都是不利的（陳建志，2001；曾敏傑，2001；Bridges and Nelson, 1989; Charles, 1992; Ridgeway, 1997），但由於受到就業市場「雇用時性別歧視」的影響，雖同樣是「從事女性職業」，女性給予雇方的負面預期很可能仍是高過男性。反映在薪資待遇上，雖同屬於「女性職業」的受雇者，女性所損失的薪資也很可能要比男性所損失的薪資來得更為嚴重；綜合上述，本研究預期，「工作中斷年

數」、乃至於「從事女性職業」對女性就業者「個人收入」的負面影響，很可能會大於對男性就業者的負面影響。

### (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長卷」，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)父親職業聲望：迴歸分析時，以 Treiman 「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（三期三次社會變遷調查社會階層組長卷，第 29 題）。「父親職業地位」對個人的教育取得有正面影響，「職業聲望」較高的父親，其子女通常可以接受較好的教育（孫清山與黃毅志，1996；Blau and Duncan, 1967），並進一步有利於取得較佳的職業、階級、工作專業性、與個人收入。<sup>2</sup>

(2)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）。<sup>3</sup>

2 影響個人教育取得的，除了「父親職業」、「年齡」之外，「父親教育」與「出生地都市化程度」也是影響個人教育的重要因素（黃毅志，1990；楊瑩，1988）。然而陳建志（2001）研究發現，「父親教育」、「出生地都市化程度」對個人收入的影響，主要是透過影響本人「教育年數」來達成的，而在控制「教育年數」之後，對個人收入即沒有顯著影響。為了簡化個人收入迴歸方程式，本研究並沒有將這兩個變項列入分析。

3 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。

(3)年齡：以 86 減去受訪者所答的「出生年次」（民國）作測量（第 2 題）。一般來說，個人在年輕時進入就業市場工作，隨著年齡的增長，「工作年資」逐漸累積，「個人收入」也隨著越來越高。可是過了中年以後，很可能因個人體力的漸漸衰退，生產力也逐漸降低（尤其一些比較需要體力的工作，如「機械操作組裝工」、「非技術及體力工」等），個人收入又隨著年齡漸長而逐漸地減少，以至於「個人收入」對「年齡」的關係呈現先升後降的倒 U 字形（Alocok, 1993）。因此本研究在針對個人收入做迴歸分析時，將同時列入「年齡」與「年齡平方」兩個變項。<sup>4</sup>

(4)工作地都市化程度：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「工作地都市化程度」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。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、及薪資報酬均較鄉村地區為佳（林松齡，1984；蔡明璋，1996）（第 41 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）。從先前的研究可以看到，「大專以上教育年數」對於「個人收入」的報酬率，很可能大於「中小學教育年數」對於「個人收入」的報酬率（孫清山與黃毅志，1995）。因此，本研究在做個人收入迴歸分析時，將同時列入「大專以上教育年數」與「中小學教育年數」兩個變項。

(2)家庭因素：這包括以下兩個變項，

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）。女性經常因婚姻所帶來的家庭責任，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

4 1997 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，「年齡」越大、「個人工作年資」很可能越長，而「年齡」越輕、「個人工作年資」很可能越短。本研究在作迴歸分析時，以「年齡」來代替「工作年資」變項。

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。

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）。年幼的孩子越多，越容易造成婦女「中斷工作」、或從事待遇較差的「兼職工作」，這對她們的個人收入有不利影響（Budig and England, 2001）。

(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（第 62a 題）。

(4)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. 大類職業：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」等大類職業（黃毅志，1999）。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。

(5)階級位置：這包括以下兩個變項，

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）。陳建志（2001）研究發現，在控制其他變項的情況下，「受雇者」仍比「老闆」少了約 11290 元，而女性就業者當中，高達 83% 是「受雇者」，這對她們的個人收入非常不利。

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）。

(6)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  $\lambda$  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）；職業和階級除了會直接影響個人收入之外，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，資本家階級、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（Kohn et al., 1990），對提高個人的工作專業性、乃至於個人收入皆有幫助。

### 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 100b 題）。例如，受訪者回答他（她）個人每個月之月收入是 5-6 萬，則取中點，以 55 千元估計。<sup>5</sup>

## （五）分析方法

### 1. 路徑分析

本研究使用 86 年「社會變遷調查資料」，依照因果模型，分別以男性就業者及女性就業者的背景變項、中介變項、以及個人收入之關連做迴歸分析，並檢證相關理論假設，此即路徑分析。迴歸分析的主要目的，是對男女就業者不同性別的因果模型作參數估計，檢證相關假設，並比較不同性別之  $b$  值，以明瞭兩者之間因果機制的差異。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。

5 由於收入的原始值常呈現偏態現象，許多研究者將收入以自然對數來處理，然而若是影響程度不大，Wright 認為，以未取對數的原始值來詮釋自變項對依變項之影響程度，較容易使讀者了解（Wright, 1979, page 249）。本研究分析發現，在「收入方程式」以及「對數收入方程式」中，各背景變項對兩種依變項之影響力（ $\beta$  值）頗為一致，為方便詮釋起見，本研究參考 Wright 的作法，以原始收入為依變項。

## 2. 收入性別差異之分解

在針對不同性別，分別作了迴歸分析之後，本研究繼續以 Duncan, Featherman, and Duncan (1972) 的方法來分析造成「收入性別差異」的原因。其計算公式如下：

$$A = B + C \quad (\text{式 1})$$

男女每月實際 平均收入差異	就業市場性別歧視	男女客觀條件
	直接影響所導致的 收入性別差異	不同所導致的 收入性別差異

其中  $A$  為「男性就業者每月實際平均收入  $I_m$ 」減去「女性就業者每月實際平均收入  $I_f$ 」，所得到的值，亦即  $A = I_m - I_f$  (式 1a)；

$B$  為「男性就業者每月實際平均收入  $I_m$ 」減去「將男性就業者各背景及中介變項之均數代入女性就業者收入迴歸方程式所得到的每月收入  $I_{mf}$ 」(即「如果女性就業者各方面的條件與男性就業者一樣，女性就業者每月收入的均數」)，所得到的值，亦即  $B = I_m - I_{mf}$  (式 1b)，這就是「如果女性的客觀條件和男性相同，女性收入低於男性實際收入的值」，可用來估計就業市場的性別歧視直接造成的男女收入差異。

$C$  為「將男性就業者各背景及中介變項之均數代入女性就業者收入迴歸方程式所得到的每月收入  $I_{mf}$ 」減去「女性就業者每月實際平均收入  $I_f$ 」(即女性就業者每月實際平均收入)，所得到的值，亦即  $C = I_{mf} - I_f$  (式 1c)，這就是「如果男性的客觀條件和女性相同，男性收入高於女性實際收入的值」，也可用來估計就業市場的性別歧視直接造成的男女收入差異。

依以上各式，都可以估計男女就業者每月實際收入差異中有多少比率 ( $P_B$ ) 是由於就業市場直接性別歧視所造成的，亦即  $P_B = B/A$  (式 1d)；也可以估計，另有多少比率 ( $P_C$ ) 是來自於男性就業者較優勢的條件（例如，男性就業者的工作專業性較高），亦即  $P_C = C/A$  (式 1e)。

而依照以下的公式，又可進一步分解出「男性就業者在某一背景或中介變項之優勢所造成的收入性別差異  $C_n$ 」，亦即

$$C = C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + \dots + C_n \quad (\text{式 2})$$

其中  $C_1$  為「若女性就業者其他條件不變，但第一變項之均數提高到與男性就業者相等時，女性就業者每月收入之均數  $I_{1f}$ 」減去「女性就業者每月實際平均收入  $I_f$ 」，所得到的值，亦即  $C_1 = I_{1f} - I_f$ ； $C_2$  為「若女性就業者其他條件不變，但第二變項之均數提高到與男性就業者相等時，女性就業者每月收入之均數  $I_{2f}$ 」減去「女性就業者每月實際平均收入  $I_f$ 」，所得到的值，亦即  $C_2 = I_{2f} - I_f$ ；其餘  $C_3, C_4, \dots, C_n$ ，依此類推。

而男性就業者在某一項優勢所造成的「收入性別差異」佔全部「收入性別差異」的百分比  $P_{cn}$ ，為  $C_n$  與  $A$  的比值，亦即  $P_{cn} = C_n/A$ （式 2a）。

由（式 1）及（式 2）可得到以下的公式，

$$A = B + C_1 + C_2 + C_3 + C_4 + \dots + C_n \quad (\text{式 3})$$

將（式 3）等號左右各除以  $A$ ，可得到以下的公式，

$$1 = P_B + P_{c1} + P_{c2} + P_{c3} + P_{c4} + \dots + P_{cn} \quad (\text{式 4})$$

由（式 4）可以分解出「就業市場性別歧視直接影響」所造成的「收入性別差異」佔全部「收入性別差異」的百分比  $P_B$ ，與「男性就業者在某一項優勢」所造成的「收入性別差異」佔全部「收入性別差異」的百分比  $P_{cn}$ 。

以上的分析方法，我們以「第一步驟」表示，亦即將男性就業者各背景及中介變項之均數代入女性就業者收入迴歸方程式中，以分析「就業市場性別歧視直接影響」及「男性就業者條件較優」對「收入性別差異」的解釋率。而除了「第一步驟」之外，基於類似的邏輯，本研究將繼續做「第二步驟」，也就是將女性就業者各背景及中介變項之均數代入男性就業者收入迴歸方程式中，來分析「就業市場性別歧視直接影響」及「女性就業者條件較差」對「收入性別差異」的解釋率。

在先前使用收入差異分解法，以探討就業市場是否存在各種歧視現象（例如，種族歧視、性別歧視）的研究中，劉正（2000）以美國人口普查（PUMS）為分析資料，將美國華裔居民各背景及中介變項之均數代入美國白人年收入

迴歸方程式中，得知在 1940 年的時候，美國境內出生的華裔居民，其種族身份對年收入的淨效果約為 -36%，到了 1990 年的時候，淨效果轉變為 2%。陳俊全與楊文山（1994）則以「人力運用調查」為分析資料，使用 Jones and Kelley（1984）的分解方法，發現在 1989 年的時候，台灣地區工資的性別差異大約有 82% 來自於性別歧視。而同樣以「人力運用調查」為分析資料，類似本研究「第二步驟」將女性背景及中介變項均數代入男性收入迴歸方程式的分析方法，曾敏傑（2001）以 Winsborough and Dickenson 之互動模型來探討男女就業者的薪資差異：

$$\text{男性薪資} - \text{女性薪資} = \text{常數項} + \text{斜率項} + \text{平均數項} + \text{互動項}$$

(1)            (2)            (3)            (4)

其中，常數項代表男女薪資方程式之截距差，斜率項表示，若女性和男性的待遇（斜率）相同，則其薪資額外增加的程度，平均數項表示，若女性和男性擁有相同之客觀條件，則其薪資增加的額度，互動項則來自兩性斜率差及客觀條件差異之乘積和。而(1)+(2)，也就是常數項與斜率項的和，代表無法被模型解釋的殘差，也就是本研究「第二步驟」，將女性就業者各變項之均數帶入男性就業者收入迴歸方程式之分析結果中，「就業市場性別歧視直接影響」所佔的比率。至於本研究「第一步驟」，將男性就業者各變項之均數帶入女性就業者收入迴歸方程式之分析結果中，「就業市場性別歧視直接影響」所佔的比率，也就是互動模型中(1)+(2)+(4)，亦即，常數項、斜率項、互動項的和。

## 四、資料分析

### (一)男女不同樣本個人收入迴歸分析

由表 1 可發現，「父親職業聲望」對男女就業者「個人收入」之影響程度是有差別的。從式(1)男性的迴歸方程式看到，在控制「年齡」變項及「本人教育年數」變項之後，「父親職業聲望」對男性就業者的「個人收入」即沒有顯著影響。而從女性的迴歸方程式卻看到，在控制所有的變項之後（參考式

(1)至(8))，「父親職業聲望」對女性就業者「個人收入」的影響 b 值雖有下降，但是影響程度仍然達到統計顯著（見式(8))。可見「父親職業聲望」除了會間接透過「本人教育」、「本人職業」等變項影響女性的「個人收入」之外（陳建志，2001），也對女性的「個人收入」有直接影響，其原因仍有待進一步之研究。

在控制「父親職業聲望」及「本人教育年數」的情況下，依據本表式(1)的「年齡」及「年齡平方」之係數可計算出，女性就業者以 48 歲的平均「個人收入」最高，而男性就業者以 49 歲的平均「個人收入」最高，兩者「個人收入」與「年齡」的關係均呈現先升後降的倒 U 型，這和孫清山與黃毅志(1995)的研究發現頗為相似。

比較男女就業者在式(1)中「年齡」、「年齡平方」對「個人收入」的影響 b 值可以發現，在控制「父親職業聲望」及「本人教育年數」的情況下，男性 b 值之絕對值較女性 b 值之絕對值來得高，這可能代表男女就業者「工作年資報酬率」的不相等。然而由進一步的分析得知，男女 b 值差異之 t 考驗並沒有

表 1、男女就業樣本個人收入迴歸分析

依變項 自變項	(1) 個人收入(千元)		(2) 個人收入		(3) 個人收入		(4) 個人收入	
	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b
父親職業聲望	0.42*	0.07	0.43*	0.08	0.39*	0.05	0.39*	0.01
年齡	2.20*	3.51*	1.78*	2.74*	1.48	2.44*	1.35	2.12
年齡平方	-0.023*	-0.036*	-0.019*	-0.028*	-0.014	-0.023*	-0.013	-0.020
大專教育年數	2.20*	3.26*	2.33*	3.31*	1.93*	3.08*	1.28*	1.37*
中小學教育年數	1.33*	2.98*	1.29*	2.96*	1.15*	2.79*	0.75*	2.03*
已 婚			2.16	6.83*	4.79*	6.37*	4.32	5.56
六歲以下子女數			0.18	0.43	0.09	0.80	0.41	1.01
工作中斷年數					-0.53*	0.14	-0.48*	0.21
工作地都市化					1.09*	2.11*	0.99*	1.36*
職業聲望							0.35*	0.68*
Constant	-9.20	1.05*	-11.95	-1.75*	9.34	15.80	-3.20	1.63*
R <sup>2</sup>	.19	.17	.19	.17	.19	.19	.21	.23
N	713	1026	713	1019	636	889	636	889

說明：1. \* 表示  $p < 0.05$ 。

2.「職業聲望」使用 Treiman 三分位職業量表作測量。

3. 資料來源：1997 年「社會變遷調查社會階層組長卷」。

表 1(續)、男女就業樣本個人收入迴歸分析

依變項 自變項	(5) 個人收入		(6) 個人收入		(7) 個人收入		(8) 個人收入	
	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b
父親職業聲望	0.36*	0.02	0.34*	0.02	0.32*	-0.04	0.30*	-0.03
年齡	1.24	1.83	1.39	1.71	1.23	1.12	1.17	1.32
年齡平方	-.012	-.015	-.013	-.014	-.012	-.009	-.011	-.011
大專教育年數	0.82	1.97*	0.90	1.97*	0.80	2.04*	0.22	1.46*
中小學教育年數	0.43	1.72*	0.50	1.73*	0.43	1.49*	0.30	1.24*
已 婚	4.23	5.09	3.21	5.17	2.71	3.32	2.46	2.49
六歲以下子女數	0.16	1.20	0.38	1.08	-0.12	0.77	0.17	1.42
工作中斷年數	-0.58*	0.47	-0.58*	0.46	-0.50*	0.13	-0.47*	0.21
工作地都市化	0.83	0.79	0.93*	0.80	0.85	1.01*	0.75	0.83
職業聲望	0.12	0.22	0.08	0.19	0.02	0.15	0.05	0.12
主管、經理人員	11.52	27.59*	9.66	27.60*	3.13	12.61*	-0.03	12.95*
專業人員	-3.27	2.65	2.18	5.02	4.33	7.56	4.04	6.99
半專業技術人員 (對照組)								
事務工作人員	-9.88*	-7.58	-4.92	-5.03	-3.89	-2.30	-2.71	-1.75
服務、售貨人員	-4.92	-4.38	-3.15	-3.38	-4.47	-7.37	-1.18	-7.09
農林漁牧	-13.98*	-21.14*	-16.74*	-22.18*	-16.17*	-24.69*	-13.09*	-24.52*
技術工人	-12.93*	-1.65	-10.26*	-2.02	-9.32*	-1.06	-7.90	-0.67
機械操作組裝工	-17.05*	-3.44	-14.92*	-3.54	-12.55*	0.67	-10.08*	1.51
非技術及體力工	-19.58*	-14.01*	-20.58*	-14.24*	-17.94*	-9.68	-14.49*	-9.16
從事女性職業			-8.54*	-4.71	-6.27*	-2.52	-5.95*	-2.67
現為老闆 管理權力 工作專業性					6.07*	13.68*	7.14*	13.83*
Constant	20.96	54.77	30.15	60.95	17.19	31.76	23.74	36.33
R <sup>2</sup>	.26	.28	.28	.28	.31	.35	.33	.35
N	636	889	636	889	636	889	620	870

說明：\*表示  $p < 0.05$ 。

達到顯著。

觀察表 1 可以發現，「婚姻」對男女就業者「個人收入」之影響程度是有所不同的。從式(2)看到，「結婚」對男性「個人收入」有顯著正面影響，且 b 值高達 6.83，然而對女性「個人收入」的影響並不顯著，且 b 值只有 2.16。繼續由式(2)看到，「六歲以下子女數」對男性就業者「個人收入」的正面影響 ( $b=0.43$ )，可能會大於對女性就業者「個人收入」的正面影響 ( $b=0.18$ )，但是其影響程度皆沒有達到統計顯著。

在「教育對個人收入報酬率」方面，從式(3)看到，男性就業者「大專教育年數」的  $b$  值為 3.08 ( $P < 0.05$ )，大於女性就業者的 1.93 ( $P < 0.05$ )，且男女  $b$  值差異之  $t$  考驗達到顯著，而男性就業者「中小學教育年數」的  $b$  值為 2.79 ( $P < 0.05$ )，也大於女性就業者的 1.15 ( $P < 0.05$ )，同樣地，男女  $b$  值差異之  $t$  考驗也達到顯著。換句話說，在控制「父親職業聲望」及「本人出生年次」等變項的情況下，男性就業者「大專教育年數」每增加 1 年，可以增加其「個人收入」約 3080 元，這個數值是女性就業者的 1.60 倍，而男性就業者「中小學教育年數」每增加 1 年，可以增加其「個人收入」約 2790 元，這個數值更是女性就業者的 2.43 倍。由此看來，在控制其他變項的情況下，男性就業者的「教育對個人收入報酬率」很可能大於女性就業者的「教育對個人收入報酬率」，這與本研究〈假設一〉的預期相符。

由式(3)也可看到，「工作中斷年數」對男性就業者的「個人收入」並無負面影響 ( $b = 0.14$ )，然而對女性的「個人收入」卻有顯著負面之影響 ( $b = -0.53$ )。換句話說，在控制其他變項的情況下，男性即使曾有中斷工作的記錄，也不至於對他們的「個人收入」產生不利影響，然而女性每中斷 1 年的工作，就會損失大約 530 元的「個人收入」，此分析結果，符合本研究〈假設二〉的預期。

從式(3)也發現，在加入控制「工作中斷年數」之後，「結婚」對女性就業者「個人收入」之影響由式(2)的不顯著變為顯著。此分析結果所代表的意義可能是：一方面，「結婚」會帶來較高的「家庭經濟壓力」，這對女性追求更高的「個人收入」有正面激勵，然而，在另一方面，「結婚」對女性來說，也同時會帶來較重的「家庭照顧壓力」（例如，做家事、照顧老人及病人），這又容易造成她們的「工作中斷」（林鶴玲與李香潔，1999；徐宗國，1993；Budig and England, 2001），並進一步對她們的「個人收入」有不利影響。

同樣從式(3)看到，在控制其他變項的情況下，「工作地都市化程度」對男性就業者「個人收入」的影響  $b$  值為 2.11 ( $P < 0.05$ )，大於「工作地都市化程度」對女性就業者「個人收入」的影響  $b$  值 ( $b = 1.09, P < 0.05$ )，然而由進一步的分析得知，男女  $b$  值差異之  $t$  考驗並沒有達到顯著。

式(4)顯示，在控制「父親職業」、「年齡」、「本人教育」、「家庭因素」、「工

作中斷年數」、及「工作地都市化程度」等變項的情況下，「職業聲望」每增加1分，即可為男性就業者增加約680元的「個人收入」( $P < 0.05$ )，然而在控制以上這些變項的情況下，「職業聲望」每增加1分，只能為女性就業者增加約350元的「個人收入」( $P < 0.05$ )，且男女**b**值差異之t考驗達到顯著。由此觀之，女性的「職業聲望對個人收入報酬率」可能會比男性來得小。

繼續由式(5)可看到，在加入「大類職業」之後，男女迴歸方程式對「個人收入」的解釋率( $R^2$ )都提升了5個百分點。觀察式(6)看到，在控制「職業聲望」、「大類職業」及其他變項的情況下，「從事女性職業」對女性就業者的「個人收入」有顯著負面之影響，且**b**值高達-8.54，然而對於男性就業者的「個人收入」卻沒有顯著影響。進一步從式(7)、式(8)發現，在加入控制「是否老闆」、「管理權力」(式(7))、及「工作專業性」(式(8))等變項的情況下，「從事女性職業」對女性就業者的「個人收入」仍有顯著負面之影響，而對男性就業者「個人收入」的影響卻都不顯著。可見在其他條件都一樣的情況下，「從事女性職業」對女性就業者「個人收入」的負面影響，要顯著大於對男性就業者「個人收入」的負面影響，此分析結果與本研究〈假設二〉的預期相符。

再從式(7)、式(8)觀察到，無論是男女就業者，「現為老闆」、「管理權力」、「工作專業性」對其個人收入皆有顯著正面影響。且由式(8)看到，於控制其他變項的情況下，女性為「老闆」者，其「個人收入」約可增加7140元( $P < 0.05$ )，但仍不及男性為「老闆」者所增加的「個人收入」(13830元, $P < 0.05$ )，且男女**b**值差異之t考驗達到顯著，這是否與女性「老闆」較窄的「社會網絡」有關(熊瑞梅與黃毅志，1992；Moore, 1990)？仍有待進一步之研究。由式(8)也可看到，在控制其他變項的情況下，「管理權力」對男性就業者「個人收入」的影響**b**值為7.80( $P < 0.05$ )，大於「管理權力」對女性就業者「個人收入」的影響**b**值5.26( $P < 0.05$ )，且男女**b**值差異之t考驗達到顯著。這顯示，女性的「管理權力對個人收入報酬率」可能也會比男性來得小。繼續從式(8)看到，在控制其他變項的情況下，「工作專業性」對女性就業者「個人收入」的影響**b**值為4.20，略大於對男性就業者「個人收入」的影響**b**值4.00，然而由進一步的分析得知，男女**b**值差異之t考驗並沒有達到顯著。

## (二)男女不同樣本背景變項對中介變項影響之迴歸分析

進一步從男女工作中斷年數迴歸方程式觀察到（表略），「結婚」及「六歲以下子女」對男女就業者「中斷工作」的影響力有相當程度之差異。從女性方程式看到，在控制「年齡」、「教育年數」、及「六歲以下子女數」的情況下，「結婚」會顯著造成女性就業者 0.96 年的「工作中斷」，而從男性方程式卻發現，「結婚」對男性就業者的「工作中斷」並無顯著影響 ( $b=0.22$ )。同樣地，由男女工作中斷年數迴歸方程式也可看到，在控制「年齡」、「教育年數」、及「是否結婚」的情況下，「六歲以下子女數」對男性就業者的「工作中斷」並無顯著影響 ( $b=0.03$ )，但是，每多一個「六歲以下子女」，卻會顯著造成女性就業者 0.48 年的「工作中斷」。

接著從表 2 之式(1)及式(2)可看到，無論是男女就業者，在控制「本人教育年數」的情況下（式(2)），「父親職業聲望」對「本人職業聲望」的影響  $b$  值即大幅縮減。由此觀之，「父親職業聲望」主要是透過影響「本人教育」，進一步間接影響到「本人職業聲望」。由本表之式(3)發現，「結婚」對男性「職業聲望」的影響  $b$  值為 2.29 ( $P<0.05$ )，大於「結婚」對女性「職業聲望」的影響  $b$  值 ( $=1.85$ ,  $P<0.05$ )。這顯示，「結婚」對男性爭取更高「職業地位」的激勵，可能會高於對女性爭取更高「職業地位」的激勵。然而由進一步的分析得知，男女  $b$  值差異之  $t$  考驗並沒有達到顯著。同樣從式(3)觀察到，「六歲以下子女」對男性的「職業聲望」並無顯著影響，但是對女性的「職業聲望」卻有顯著負面之影響 ( $b=-1.16$ )。顯然男性比較不會因年幼子女的拖累，而影響到他們的「職業地位」，可是女性卻很可能受到年幼子女的牽絆，而影響到她們的「職業地位」，這會進一步對她們的「個人收入」有間接不利影響。繼續由式(4)看到，在控制「工作中斷年數」的情況下，「六歲以下子女」對女性就業者「職業聲望」的影響，由式(3)的顯著不利，變為不顯著。由此可以瞭解，「六歲以下子女」可能會透過影響女性就業者的「工作中斷年數」，進一步對她們的「職業聲望」有不利影響。

比較本表式(1)～式(4)的男女方程式可看到，在逐步控制「父親階級」、「年齡」、「本人教育」、「家庭因素」、「工作中斷年數」、及「工作地都市化程度」

表 2、男女就業樣本職業聲望迴歸分析

依變項 自變項	(1) 職業聲望		(2) 職業聲望		(3) 職業聲望		(4) 職業聲望	
	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b	女性 b	男性 b
父親職業聲望	0.18*	0.26*	0.03	0.10*	0.03	0.10*	0.01	0.06*
父為老闆	0.55	0.03	0.25	-0.45	0.23	-0.51	-0.32	-0.41
年齡	-0.17*	-0.10*	0.11*	0.15*	0.06	0.11*	0.13*	0.13*
教育年數			1.40*	1.66*	1.40*	1.64*	1.35*	1.63*
已婚					1.85*	2.29*	1.38	1.23
六歲以下子女數					-1.16*	-0.35	-0.99	-0.11
工作中斷年數							-0.15	-0.07
工作地都市化							0.27	1.14*
Constant	38.42*	34.17*	19.05*	11.82*	19.50*	12.41*	14.33*	7.58*
R <sup>2</sup>	.09	.10	.27	.31	.28	.31	.28	.35
N	744	1108	744	1107	742	1096	652	896

說明：\*表示  $p < 0.05$ 。

等變項的情況下，「父親職業聲望」對男性就業者的「職業聲望」始終都有顯著影響，但是從式(2)卻發現，在控制「本人教育年數」的情況下，「父親職業聲望」對女性就業者的「職業聲望」即變為沒有顯著影響。這表示「父親職業聲望」對女性就業者「職業聲望」的影響，主要是間接透過影響「本人教育」來達成的，而「父親職業聲望」對男性就業者「職業聲望」的影響，除了會間接透過影響「本人教育」來達成之外，也直接對男性就業者的「職業聲望」有顯著影響。這個現象很可能是因為某些職業可以經由代間轉移，直接交給下一代（例如，「批發零售業主」、「餐旅業主」、「農場場主」），而繼承職業的通常是家裡的兒子，並非女兒（林鶴玲與李香潔，1999；黃幸美，1994），因此，「父親職業聲望」對男性「職業聲望」的影響力，會大於對女性「職業聲望」的影響力。

再從表 2 的式(4)看到，在控制其他變項的情況下，男性「教育年數」對個人「職業聲望」的影響 b 值為 1.63 ( $P < 0.05$ )，大於女性「教育年數」對個人「職業聲望」的影響 b 值 ( $= 1.35, P < 0.05$ )，且男女 b 值差異之 t 考驗達到顯著。這表示，就「職業聲望」而言，男性的「教育報酬率」很可能高於女性的「教育報酬率」，此與本研究〈假設一〉的預期相符。繼續由式(4)觀察到，「工作地都市化程度」對男性「職業聲望」有顯著正面的影響，其 b 值

為 1.14，可是「工作地都市化程度」對女性「職業聲望」的影響並不顯著，且  $b$  值只有 0.27。也就是說，「工作地都市化程度」對男性「職業聲望」的正面影響，可能會大於對女性「職業聲望」的正面影響，其原因何在，仍有待進一步之研究。

接著我們比較男女「是否現為老闆」邏輯迴歸方程式得知（表略），在控制「父是否為老闆」、「年齡」、「教育年數」、「六歲以下子女數」等變項的情況下，「結婚」對男性「現為老闆」機率有顯著正面之影響 ( $b=0.47$ )，而對於女性「現為老闆」機率的影響並不顯著 ( $b=0.28$ )。由此可以看出，「結婚」對男性爭取「成為老闆」的激勵很可能會強過對女性爭取「成為老闆」的激勵。而在控制「父是否為老闆」、「年齡」、「教育年數」、「是否結婚」的情況下，「六歲以下子女數」對男女就業者「現為老闆」的機率可能都有正面影響，然而其影響程度皆沒有達到統計顯著。

繼續由表 3 的式(1)及式(2)看到，「父親職業聲望」及「本人教育年數」對提高男女就業者的「管理權力」，均有顯著正面影響。由本表的式(3)可觀察到，「結婚」對男性的「管理權力」有顯著正面之影響 ( $b=0.21$ )，而對女性「管理權力」的影響並不顯著。可見「結婚」對男性爭取更高「管理權力」之激勵，很可能會強過對女性爭取更高「管理權力」之激勵。同樣由式(3)也發現，

表 3、男女就業樣本管理權力迴歸分析

依變項 自變項	(1) 管理權力		(2) 管理權力		(3) 管理權力		(4) 管理權力	
	女性 $b$	男性 $b$	女性 $b$	男性 $b$	女性 $b$	男性 $b$	女性 $b$	男性 $b$
父親職業聲望	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*
父為老闆	0.03	0.06	0.02	0.04	0.02	0.04	0.02	0.04
年齡	0.00	0.00	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*	0.01*
教育年數			0.03*	0.07*	0.03*	0.07*	0.02*	0.07*
已 婚					0.10	0.21*	0.12	0.22*
六歲以下子女數					-0.03	0.04	-0.03	0.02
工作中斷年數							-0.01	-0.01
工作地都市化							0.03*	0.03*
Constant	0.92*	1.15*	0.15*	0.18*	0.00*	-0.18*	-0.06*	-0.23*
R <sup>2</sup>	.06	.04	.08	.14	.09	.15	.09	.15
N	730	1042	730	1042	728	1034	652	896

說明：\*表示  $p < 0.05$ 。

「六歲以下子女」對女性就業者的「管理權力」可能有負面影響，對男性就業者的「管理權力」可能有正面影響，然而其影響程度皆未達到顯著。

從表 3 的式(4)也可看到，在控制其他變項的情況下，男性「教育年數」對個人「管理權力」的影響  $b$  值為  $0.07$  ( $P < 0.05$ )，大於女性「教育年數」對個人「管理權力」的影響  $b$  值 ( $= 0.02, P < 0.05$ )，且男女  $b$  值差異之  $t$  考驗達到顯著。由此觀之，就「管理權力」而言，男性的「教育報酬率」可能會高於女性的「教育報酬率」。

進一步比較表 4 式(1)之男女方程式，「結婚」對男性的「工作專業性」有顯著正面之影響 ( $b = 0.18$ )，但是對女性「工作專業性」的影響並不顯著。同樣從式(1)發現，「六歲以下子女」對女性的「工作專業性」有顯著負面之影響 ( $b = -0.14$ )，但是對男性「工作專業性」的影響並不顯著。式(2)顯示，「職業聲望」對男女就業者的「工作專業性」皆有顯著正面影響。接著觀察式(3)可看到，男性「現為老闆」者，其「工作專業性」顯著較低，而「管理權力」對男女就業者的「工作專業性」皆有顯著正面影響。<sup>6</sup>

表 4、男女就業樣本工作專業性迴歸分析

依變項 自變項	(1) 工作專業性		(2) 工作專業性		(3) 工作專業性	
	女性 $b$	男性 $b$	女性 $b$	男性 $b$	女性 $b$	男性 $b$
教育年數	0.14*	0.14*	0.10*	0.10*	0.09*	0.10*
已 婚	0.03	0.18*	0.00	0.11	-0.01	0.08
六歲以下子女數	-0.14*	-0.08	-0.12*	-0.06	-0.11*	-0.06
職業聲望			0.02*	0.02*	0.02*	0.01*
現為老闆					-0.07	-0.16*
管理權力					0.17*	0.24*
Constant	-1.54*	-1.32*	-1.93*	-1.60*	-2.25*	-1.71*
R <sup>2</sup>	.25	.29	.30	.31	.31	.33
N	751	1048	751	1048	751	1048

說明：\*表示  $p < 0.05$ 。

6 由分析過程中發現，無論男女就業者，在控制「本人教育」的情況下，「父親職業聲望」對本人「工作專業性」即沒有顯著影響。為了精簡方程式，本研究在表 4 中，並沒有將「父親職業聲望」列入分析。

### (三)收入性別差異之分解

#### 1. 第一步驟：將男性各變項之均數代入女性收入迴歸方程式

在針對個人收入、以及職業、階級等中介變項做過迴歸分析之後，本研究進一步使用 Duncan, Featherman, and Duncan (1972) 的分析方法，將男性就業者各變項的均數代入表 1 式(8)的女性收入方程式中，分解出各「背景變項」、「中介變項」及「就業市場性別歧視直接影響」對「收入性別差異」的解釋率，如表 5 之(一)所示。其中，正號代表對女性就業者的「個人收入」不利，亦即，女性較男性在平均數上居於劣勢，負號代表對女性就業者的「個人收入」有利，也就是，女性較男性在平均數上居於優勢。從表 5 之(一)看到，「就業市場性別歧視直接影響」對「收入性別差異」的解釋率（這等於互動模型中，常數項、斜率項、互動項的和），佔整體「收入性別差異」的 +60.3%，是最重要的影響因素。

除此之外，由表 5 之(一)也可看到，男女在各自變項中平均數的差異，總共可解釋 39.7%，其中「父親職業聲望」均數對女性的個人收入較為有利（請參考附表 1），可解釋收入性別差異的 -3.6%；「年齡」影響到「工作年資」，男女的均數差可解釋收入性別差異的 +7.9%；而在教育方面，由於男女的均數差很小，「大專以上教育年數」加上「中小學教育年數」對收入性別差異的解釋率只有 +0.1%；此外，在家庭因素方面，「婚姻」對收入性別差異的解釋率只有 +1.2%，「六歲以下子女數」的解釋率則趨近於 0；進一步由「工作中斷年數」這一項我們看到，男女的均數差具有 +2.2% 的解釋率；而在「工作地都市化程度」這一項，女性的均數可能較男性有利，可解釋 -1.2%；繼續在「職業因素」方面，女性在「大類職業」的均數可能較男性有利，總共可解釋收入性別差異的 -8.4%，而由於男女「職業聲望」均數之差異甚微，其解釋率趨近於 0；接著我們看到「從事女性職業」這一項，由於女性就業者「從事女性職業」的均數比男性高出許多，光是「從事女性職業」這一項，就可以解釋收入性別差異達 +18.2%；而在「階級位置」差異方面，男女「現為老闆」之均數差，可解釋收入性別差異的 +10.1%，「管理權力」之均數差，也可解釋 +9.3%；最後在「工作專業性」方面，女性在這一項之均數較為不利，

表 5、就業市場性別歧視、及各變項對整體就業樣本收入性別差異之解釋率

(一) 將男性各變項之均數代入女性收入迴歸方程式：

就業市場性別 歧視直接影響 +60.3%	父親職業聲望 -3.6%	年齡因素 +7.9%	大專教育年數 -0%	中小學教育年 數 +0.1%	已婚 +1.2%
六歲以下子女 數 +0%	工作中斷年數 +2.2%	工作地都市化 -1.2%	主管、經理人 員 +0%	專業人員 -1.4%	事務工作人員 +4.2%
服務售貨人員 +0.5%	農林漁牧 -5.6%	技術工人 -7.1%	機械操作組裝 工 -2.1%	非技術及體力 工 +3.1%	職業聲望 -0%
從事女性職業 +18.2%	現為老闆 +10.1%	管理權力 +9.3%	工作專業性 +3.9%		

(二) 將女性各變項之均數代入男性收入迴歸方程式：

就業市場性別 歧視直接影響 +47.3%	父親職業聲望 -0.4%	年齡因素 +12.0%	大專教育年數 -0.2%	中小學教育年 數 +0.5%	已婚 +1.2%
六歲以下子女 數 +0%	工作中斷年數 +1.0%	工作地都市化 -1.3%	主管、經理人 員 +3.7%	專業人員 -2.5%	事務工作人員 +2.7%
服務售貨人員 +0.1%	農林漁牧 -10.4%	技術工人 -0.8%	機械操作組裝 工 -0.3%	非技術及體力 工 +2.0%	職業聲望 -0%
從事女性職業 +8.2%	現為老闆 +19.6%	管理權力 +13.8%	工作專業性 +3.8%		

說明：1. 依照 Duncan, Featherman, and Duncan (1972) 的方法分解。

2. 正號代表對女性就業者的個人收入不利，負號代表對女性就業者的個人收入有利。

對收入性別差異具 +3.9% 的解釋率。

得知男女在各自變項中，平均數差異對收入性別差異的解釋率之後，我們進一步將以上諸多的自變項歸入「人力資本變項」、「階級位置變項」、「家庭背景變項」、「家庭因素變項」、「從事女性職業」、「工作地都市化程度」等六大類；在「人力資本變項」的解釋率方面，若將「年齡」、「工作中斷年數」（以上二者皆與「工作年資」有高度相關）、「教育年數」、「職業」（包括「大類職業」、「職業聲望」）、「工作專業性」都當作是一種正面或負面的「人力資

本」，那麼「人力資本變項」對「收入性別差異」的總解釋率，由計算得知只有+9.2%而已，遠不及「就業市場性別歧視直接影響」對「收入性別差異」的解釋率(+60.3%)；而在其他變項方面，代表剝削與被剝削權力關係的「階級位置變項」(包括「是否老闆」、「管理權力」)，其對於「收入性別差異」的解釋率佔+19.4%；代表「家庭背景變項」的「父親職業聲望」，解釋率佔-3.6%；代表「家庭因素變項」對「個人收入」影響的「婚姻」及「六歲以下子女數」，解釋率佔+1.2%；「從事女性職業」對「收入性別差異」的解釋率佔+18.2%；而「工作地都市化程度」對「收入性別差異」的解釋率佔-1.2%。

## 2. 第二步驟：將女性各變項之均數代入男性收入迴歸方程式

接著仿照步驟一的方法，將女性就業者各變項的均數，代入表1式(8)的男性收入方程式中，分解出各「背景變項」、「中介變項」及「就業市場收入的直接性別歧視」對「收入性別差異」的解釋率，如表5之(二)所示。從表5之(二)可計算出，「就業市場性別歧視直接影響」對「收入性別差異」的解釋率佔了+47.3% (這等於互動模型中，常數項、斜率項二者的和)；「人力資本變項」對「收入性別差異」的總解釋率，只有+11.6%；「階級位置變項」對於「收入性別差異」的解釋率則佔了+33.4%；「家庭背景變項」的解釋率佔-0.4%；「家庭因素變項」的解釋率有+1.2%；「從事女性職業」的解釋率則有+8.2%；而「工作地都市化程度」對「收入性別差異」的解釋率佔了-1.3%。

## 3. 小結

由以上兩種計算方式的分析結果來看，影響「收入性別差異」的最重要因素是「就業市場性別歧視直接影響」，其解釋率在47.3%至60.3%之間，其次は「男女階級位置的不同」，其解釋率佔19.4%至33.4%，再其次是「從事女性職業」，其解釋率在8.2%至18.2%之間，而「男女人力資本差異」對於「收入性別差異」的解釋率只有9.2%至11.6%，至於「家庭背景變項」、「家庭因素變項」、以及「工作地都市化程度」對於「收入性別差異」的解釋率則

相對較小。

## 五、結論與討論

由本研究對各中介變項與個人收入的關連性分析可以看到，「結婚」對男性就業者「現為老闆機率」、「管理權力」、「工作專業性」、及進一步之「個人收入」皆有顯著正面影響，然而對女性就業者卻都沒有顯著影響，且「結婚」對男性就業者的「工作中斷年數」沒有顯著影響，但是卻會顯著增加女性就業者的「工作中斷年數」。這顯示，「結婚」對男性就業者事業成就的正面影響，很可能會大於對女性就業者的影響；而在「六歲以下子女」對各中介變項的影響方面，由分析結果也可看到，「六歲以下子女」對男性就業者的「工作中斷年數」沒有顯著影響，但卻會顯著增加女性就業者的「工作中斷年數」，且「六歲以下子女」對男性就業者的「職業聲望」、「工作專業性」之影響皆不顯著，但是對女性就業者卻皆有顯著負面之影響。這也說明了，「年幼子女」對女性就業者事業成就的負面影響，很可能會大於對男性就業者的影響。

綜合以上的分析結果，我們認為，「家庭因素」（包括「結婚」、「年幼子女」）對男性而言，可能主要代表著「經濟責任」，這會激勵他們去追求事業發展，然而對女性來說，卻可能主要代表著「照顧責任」（林鶴玲與李香潔，1999；徐宗國，1993；黃幸美，1994；陳皎眉，1989；Budig and England, 2001; Glass and Camarigg, 1992; Waldfogel, 1997; Wellington, 1994），這反而會妨礙她們的工作經驗、職業地位、階級位置、工作專業性，並進一步對她們的個人收入有不利影響。

著眼於就業市場仍普遍存在性別歧視現象，本研究提出〈假設一〉：「本人教育對女性就業者職業地位、以及進一步個人收入的報酬率，很可能會小於對男性就業者的報酬率」，與〈假設二〉：「工作中斷年數、及從事女性職業對女性就業者個人收入的負面影響，很可能會大於對男性就業者的負面影響」；由針對「職業聲望」、「個人收入」的分析結果我們發現，在控制其他變項的情況下，男性就業者的「教育」對「職業聲望」及「個人收入」報酬率，仍是顯著較女性就業者來得高，此分析結果符合本研究〈假設一〉的預期。

進一步由「個人收入」的分析我們也看到，「工作中斷年數」對女性就業者的「個人收入」有顯著負面影響，但是對男性就業者卻沒有負面影響，且在控制「職業」、「階級」、「工作專業性」等變項的情況下，「從事女性職業」對女性的「個人收入」仍有顯著負面影響，但是對男性的影響卻不顯著。由分析結果來看，本研究〈假設二〉也同樣獲得支持。

先前探討就業市場收入性別差異的研究當中，有些研究比較傾向於支持人力資本論的看法（高長，1993；Becker, 1971; Polacheck, 1979; Tam, 1997），另有些研究則比較支持就業市場歧視論的觀點（林忠正，1989；張晉芬，1995；Bridges and Nelson, 1989; Kilbourne et al., 1994），陳建志（2001）則發現，除了「就業市場性別歧視的直接影響」與「人力資本性別差異」之外，「從事女性職業」、「階級位置性別差異」也是造成就業市場「收入性別差異」的主要原因，然而以上各因素何者對「收入性別差異」具有較高的解釋率，仍有待進一步確定。本研究使用 Duncan, Featherman, and Duncan(1972)的分析方法，分解出「就業市場性別歧視直接影響」、「階級」、「從事女性職業」、「人力資本」等因素分別對「收入性別差異」的解釋率，其中解釋率最高的是「就業市場性別歧視的直接影響」，其對於「收入性別差異」的解釋率高達 47%至 60%，而若再加上「就業市場性別歧視的間接影響」，例如，「職位升遷機會不平等」、「管理階層升遷機會不平等」、「成為老闆機會不平等」所造成的男女階級位置不同，整體「就業市場性別歧視」對「收入性別差異」的解釋率很可能還要更高。其次，「男女階級位置不同」對「收入性別差異」也有頗為重要之影響，其解釋率大約是 19%至 33%，再其次是「從事女性職業」，其解釋率大約在 8%至 18%之間，至於「人力資本性別差異」對「收入性別差異」的解釋率，大約只佔了整體「收入性別差異」的 9%至 12%。由此看來，「就業市場性別歧視的直接影響」很可能是造成台灣地區就業市場收入性別階層化的最主要原因，其次是「階級位置性別差異」，再其次是「從事女性職業」，接下來才是「人力資本性別差異」。

曾敏傑（2001）研究發現，「性別歧視」很可能是造成「收入性別差異」（原文稱為「兩性薪資差異」）的最主要原因，而「人力資本變項」（例如，年齡、教育程度、年資）、「家庭限制變項」（例如，婚姻、工作及居住地）對「收

入性別差異」的解釋率則相對較小，這與本研究的發現頗為一致。然而，儘管有若干相似之處，此前後兩個研究的分析結果，仍然存在許多差異：

- (1)本研究採取路徑分析的方式，除了可由分析結果明瞭各背景變項對個人收入的直接影響之外，也可進一步瞭解背景變項如何間接透過中介變項進一步影響到個人收入。然而，曾敏傑（2001）並沒有作路徑分析，難以看出各背景變項、中介變項、與個人收入之間的因果機制，且一次將所有的解釋變項納入迴歸方程式分析之結果，很可能會低估某些重要變項（例如，教育）對於個人收入的影響力。
- (2)本研究發現，女性的「教育對個人收入報酬率」很可能比男性來得小，可是曾敏傑的分析結果中，只有 1982 年和本研究較為相符，其餘 1992 及 2000 年均顯示相反的結果。
- (3)本研究發現，「從事女性職業」對女性「個人收入」的負面影響很可能比男性來得大，然而曾敏傑的分析中，也只有 2000 年和本研究較為一致，其餘 1982 及 1992 年的分析結果，皆與本研究不符。

仔細觀察曾敏傑（2001）所分析的變項，我們不難發現，雖然他考慮到的解釋變項已經很多，然而可能由於資料的限制，除了沒有「家庭背景變項」（例如，父親職業）及「工作專業性變項」之外，「職業地位」的測量仍稍嫌粗略（例如，缺「職業聲望」變項），「階級位置」的測量也仍有不足之處（例如，缺「管理權力」變項）。變項測量的問題，很可能會進一步影響到對於「收入性別差異」的解釋率，以「階級變項」為例，曾敏傑（2001）「階級變項」對「收入性別差異」的解釋率只有 8% 至 12%，遠不及本研究「階級變項」對「收入性別差異」的解釋率（19% 至 33%），再以整體變項的解釋率來作說明，於同樣考慮「平均數項」、及「互動項」對「收入性別差異」解釋率的情況下，曾敏傑（2001）估計 2000 年不能解釋的比率仍高達 74%（這包括「常數項」與「斜率項」），也是遠超過本研究的 47%，換言之，曾敏傑（2001）的研究中，所有解釋變項對依變項之解釋率較本研究來得低；由以上變項測量所衍生的問題，我們或可進一步提出懷疑：是否在所有變項測量方式皆相同的情況下，此前後兩個研究會得到更為一致的分析結果呢？此仍有待進一步之探討。

除此之外，由於本研究的研究對象，只限於「目前仍在就業者」，而包括家庭主婦、失業等「目前沒有就業者」，均不在本研究的範圍之內。事實上，女性一方面可能因「照顧家庭」而退出就業市場，這對她們的個人收入有非常嚴重之影響，另一方面，也可能因就業市場的「強制驅離」而喪失工作機會，例如，有些公司為了節約人事成本，在經營不善的情況下，先裁減女性就業者（王麗容，1995；周碧娥，1991；張晉芬，1995），這也是一種「就業市場性別歧視」，對於女性的個人收入相當不利。由此觀之，若再考慮上述的因素，「傳統家庭性別角色」以及「就業市場性別歧視」分別對「整體女性」個人收入的負面影響，很可能會比本研究針對「女性就業者」的分析結果還要嚴重，這個問題也有待將來進一步之研究。

附表 1、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)	Eta
	Mean (SD)	Mean (SD)	
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*
年齡	41.06 (11.41)	36.69 (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*

說明：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：1997 年「社會變遷調查社會階層組長卷資料」。

附表 2、就業樣本性別、七大職業類別與職業聲望關連均數分析

	男性(n=1089)	女性(n=781)	df <sub>1</sub>	df <sub>2</sub>	臨界值	F	Eta
	Mean (SD)	Mean (SD)					
專門技術	58.80 (5.16)	59.12 (4.24)	1	202	3.84	2.04	0.10
行政主管	63.05 (0.22)	63.00 (0.00)	1	55	4.02	0.56	0.10
監督佐理	47.07 (8.25)	40.80 (6.17)	1	333	3.84	63.43*	0.40
買賣工作	44.89 (6.48)	39.28 (9.86)	1	283	3.84	34.62*	0.33
服務工作	38.82 (12.01)	31.38 (7.36)	1	191	3.84	24.97*	0.34
農林漁牧	22.17 (1.86)	22.02 (0.22)	1	162	3.84	0.41	0.05
生產操作	33.57 (5.08)	33.75 (5.05)	1	630	3.84	0.25	0.25

說明：1.\*表示  $p < 0.05$ 。2.「職業聲望」使用 Treiman 三分位職業量表作測量。

3.資料來源：1997 年「社會變遷調查社會階層組長卷資料」。

## 參考資料

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。

1993 <已婚婦女之性別角色態度與就業之關係——底特律區域研究>，《婦女與兩性學刊》4: 137-174。台大人口研究中心婦女研究室。

周祝瑛

1994 <中美男女大學教師獎酬差異之研究>，見中國教育學會主編，《教育改革》。台北：師大書苑。

周碧娥

1991 <婦女問題>，見楊國樞、葉啓政主編，《台灣的社會問題》。台北：巨流圖書公司。

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》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、葉啓政主編，《台灣的社會問題》。台北：巨流圖書公司。

林義男

1984 <家庭與婚姻問題>，見楊國樞、葉啓政主編，《台灣的社會問題》。台北：巨流圖書公司。

林鶴玲與李香潔

1999 <台灣閩、客、外省族群家庭中之性別資源配置>，《人文及社會科學集刊》11(4): 475-528。中央研究院中山人文社會科學研究所。

徐宗國

1993 <女人和男人的工作與家庭——攸關時間>，《婦女與兩性學刊》4: 175-206。台大人口研究中心婦女研究室。

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。

孫清山與黃毅志

1995 <教育、收入與社會資源和階級取得過程之關連>，見林松齡、王振寰主編，《台灣社會研究的回與前瞻論文集》。東海大學。

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

1994 <女性教育與勞動參與的發展、現況與問題>，《婦女與兩性學刊》5: 133-163。台灣大學人口研究中心婦女研究室。

黃毅志

1990 <台灣地區教育機會之不平等性>，《思與言》28(1): 93-125。

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。

- 1995 〈台灣地區教育機會不平等性之變遷〉，《中國社會學刊》18: 243-273。
- 1999 《社會階層、社會網絡與主觀意識》。台北：巨流圖書公司。
- 陳皎眉  
1989 〈婦女的日常生活需求、支持系統與家庭及婚姻滿意的關係〉，見伊慶春、朱瑞玲主編，《台灣社會現象的分析》。中央研究院三民主義研究所。
- 陳俊全與楊文山  
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。
- 陳建志  
2000 〈台灣地區科系、職業性別隔離與收入性別差異之變遷〉，《教育與心理研究》23(2): 285-312，政治大學。
- 2001 〈台灣地區就業市場收入性別差異之探討〉，《教育與社會研究》2: 123-154。南華大學。
- 張晉芬  
1995 〈綿綿此恨可有絕期？——女性工作困境之剖析〉，見劉毓秀主編，《台灣婦女處境白皮書》。台北：時報出版社。
- 張晉芬與黃玟娟  
1997 〈兩性分工觀念下婚育對女性就業的影響——清官要管家務事〉，見劉毓秀主編，《女性、國家、照顧工作》。台北：女性學學會。
- 曾敏傑  
2001 〈台灣地區兩性薪資差異與變遷：1982、1992、及2000年的比較〉，《人口學刊》23: 147-209。
- 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。
- 劉 正  
2000 〈另一種戰士：亞裔美國居民之相對劣勢的變遷〉，《教育與社會研究》1: 86-116。南華大學。
- 熊瑞梅與黃毅志  
1992 〈社會資源與小資本階級〉，《中國社會學刊》16: 107-138。
- 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。
- 謝小芩  
1992 〈性別與教育機會——以兩所北市國中為例〉，《國家科學委員會研究彙刊：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。
- 譚令蒂  
1998 〈公、私部門工資性別差異——台灣之實證研究〉，《國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學》8(2): 335-348。

- Alessio, J.C. and J. Andrzejewski  
2002 "Unveiling the Hidden Glass Ceiling: An Analysis of the Cohort Effect Claim." *American Sociological Review*, Vol. 65, 311-315.
- Alocok, Pete  
1993 *Understanding Poverty*. Houndsill: The Macmillan Press Ltd.
- Becker, Gary  
1971 *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Birkelund, Gunn E. et al.  
1996 "The Latent Structure of Job Characteristics of Men and Women." *American Journal of Sociology*, Volume 102, Number 1, 80-113.
- 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.
- Budig, M.J. and P. England  
2001 "The Wage Penalty for Motherhood." *American Sociological Review*, Vol. 66, 204-225.
- Charles, Maria  
1992 "Cross-National Variation in Occupational Sex Segregation." *American Sociological Review*, Vol. 57, 483-502.
- Davis, K. and W.E. Moore  
1945 "Some Principles of Stratification." *American Sociological Review*, Vol. 10, 242-249.
- Duncan, Otis D., David L. Featherman, and Beverly Duncan  
1972 *Socioeconomic Background and Achievement*. New York: Seminar.
- Glass, J. and V. Camarigg  
1992 "Gender, Parenthood, and Job-Family Compatibility", *American Journal of Sociology*, Vol. 98, No.1, 131-151.
- Hannan, M.T. et al.  
1990 "Sex and Sector Differences in the Dynamics of Wage Growth in the Federal Republic of Germany." *American Sociological Review*, Vol. 55, 694-713.
- Jacobs, J.A.  
1986 "The Sex-Segregation of Fields of Study." *Journal of Higher Education*, 57(2), 135-153.  
1989 *Revolving Doors: Sex Segregation and Women's Careers*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Jones, F. and Kelley, J.  
1984 "Decomposing Differences Between Groups: A Cautionary Note on Measuring Discrimination", *Sociological Methods and Research*, 12: 323-343.

- Kao Charng  
1989 "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.  
1990 "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.
- Lin, Nan  
2001 *Social Capital*. Cambridge: University of Cambridge Press.
- Moore, G.  
1990 "Structural Determinations of Men's and Women's Personal Networks." *American Sociological Review*, Vol.55, 726-735.
- Petersen, T. and L.A. Morgan  
1996 "Separate and Unequal: Occupation-Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap." *American Journal of Sociology*, Vol.102, No.1, 329-365.
- Polacheck, S.W.  
1979 "Occupational Segregation among Women: Theory, Evidence and a Prognosis." in *Women in the Labor Market*, eds., Lloyd, Andrew, and Gilroy, New York: Columbia University Press.
- Ridgeway, C.L.  
1997 "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.
- Sewell, W.H., Hauser, R.M. and Wolf, W.C.  
1980 "Sex, Schooling, and Occupational Status." *American Journal of Sociology*, Vol.86, 551-583.
- 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.
- Thomson, E.  
1980 "The Value of Employment to Mothers of Young Children." *Journal of Marriage and the Family*, 42, 551-566.

- Tomaskovic-Devey, D.
- 1993 "The Gender and Race Composition of Jobs and the Male-Female, White-Black Pay Gaps", *Social Forces*, 72, 45-76.
- 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.
- Wright, E.O. et al.
- 1995 "The Gender Gap in Workplace Authority: A Cross-National Study." *American Sociological Review*, Vol.60, 407-435.
- Yamagata, H. et al.
- 1997 "Sex Segregation and Glass Ceilings: A Comparative Statics Model of Women's Career Opportunities in the Federal Government over a Quarter Century.", *American Journal of Sociology*, Vol.103, 566-632.

# **Human Capital Difference or Gender Discrimination? Exploration on Gender Stratification of Labor Market**

Chien-chih Chen

Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

## **ABSTRACT**

Earnings are an important standard to measure one's personal social and economic position. Thus, what role gender plays in making personal earnings is an issue worth studying deeply. Using the 1997 Social Change Survey of Taiwan, this study separates the female and male labor sample for path analysis so as to observe the influence of background variables, intervening variables on personal earnings and find out gender differences. Following are some findings of this study:

1. "Marriage" has a direct, significant positive influence on males' "opportunity of being a boss", "management stratum", "professional ability", and "personal earnings", but has no significant influence on females'. "Marriage" has significant influence on females' "interrupted working period" but does not have significant influence on males'; "Children under 6 years old" has no significant influence on men's "interrupted working period", but has significant positive influence on women's. What is more, "children under 6 years old" does not have significant influence on males' "occupational prestige", "professional ability", while they do have significant negative influence on females'.
2. On rewards of "education", females achieve less than males in "occupational prestige", "management stratum" and "personal earnings". Also, "interrupted working period" has a significant negative influence on females' "personal earnings", but not on males'. Furthermore, "taking female-dominated occupations" has significant negative influence on females' "personal earnings", but not on males'.

The study has further decomposed the factors that affect “labor market gender differences in earnings”. It shows that the most important factor that affects “gender differences in earnings” is “the direct effect of labor market gender discrimination”, which explains 47%-60%; the second factor is “gender differences in class status”, accounting for 19%-33%; next is “occupational gender segregation”, at 8%-18%; and finally comes “gender differences in human capital”, explaining only 9%-12%.

**Key Words:** earnings inequality, gender role, human capital, gender discrimination