## 台灣地區兩性薪資差異與變遷：

1982，1992，及 2000 年的比較 ${ }^{*}$

## The Changes of Gender Differences in Earnings in Taiwan ：

1982，1992，and $2000^{*}$

## 曾敏傑＊＊

## Min－Chieh Tseng

## 摘 要

本文研究對象爲台灣地區 1982，1992，及 2000 年的全職非農業就業人口，透過經濟學與社會學相關理論的引導，建構一包含人力資本，工作結構，家庭限制，及擁擠理論變項的模型，用以解釋兩性間平均薪資差異及變遷。研究發現在上述變項未經控制及控制的情形下，男性平均薪資仍較女性顯著爲高，但是這項差距在 1982 至 2000 年期間已有逐漸縮小的趨勢，例如經控制相關變項後，男性平均薪資在 1982，1992，及 2000 年分別較女性多出 $30 \%$ ， $31 \%$ ，及 $27 \%$ 。

經以兩性平均薪資差異進行分解，發現在四組變項中，以人力資本所能解釋兩性薪資差異的比率爲最高，在三個時期中分別爲 $15 \%$ ， $12 \%$ ，及

[^0]$14 \%$ ，顯示男性較女性在人力資本上仍綜合佔有優勢，特別是在年齡與年資部分；工作結構變項所能解釋兩性薪資差異的比例則分別爲 $6 \%$ ， $3 \%$ ，及 $8 \%$ ，這也反映女性在工作結構的綜合分佈上，仍較男性爲不利，特別是兩性在階級身份的分佈上仍明顯有別；而家庭限制變項並末能解釋顯著的兩性薪資差異，但是擁擠理論變項則有遞增的解釋力，三個時期解釋比例分別爲－ $1 \%$ ， $8 \%$ ， $9 \%$ ，顯示女性被區隔至女性化職業仍是造成兩性薪資差異重要的因素。

本研究同時比較歷年兩性薪資差異無法爲上述四組變項解釋的殘差比率，結果發現這項殘差比率有遞增的趨勢，分別爲 $55 \%$ ， $67 \%$ ，及 74 $\%$ ，顯示女性仍面臨該四組變項以外的其他新增歧視因素，而這些新增的歧視因素預期不僅會影響薪資水準，且與性別間存在相當關聯，未來宜進一步探索現階段就業市場中對女性可能新增的薪資歧視因素。關鍵字：人力資本，工作結構，兩性薪資差異，新結構論，薪資歧視


#### Abstract

Based on the samples of full－time，non－farm labor force from the 1982， 1992，and 2000 Taiwanese Labor Utilization Surveys，an earnings determination model，constructed from the perspectives of human capital， segmented labor markets，a family constraint，and crowding theory，is used to examine the changes of gender differences in earnings in Taiwan．Given that the individual and job characteristics have been controlled，the results indicate that the male labor force＇s average monthly earnings are $30 \%, 31 \%$ ，and $27 \%$ greater than those of the female labor force respectively in 1982，1992，and 2000．Generally speaking，the gender gap in earnings has been on the decline in the past 20 years．The results of a decomposing gender gap in earnings indicate that a $15 \%, 12 \%$ ，and $14 \%$ gender gap in earnings is due to gender differences of human capital respectively in 1982，1992，and 2000．At the same time，the perspectives of segmented labor market theory and crowding theory can also explain the non－trivial portion of the gender gap in earnings． However，there are no significant findings revealling that family constraints have resulted in a gender gap in earnings．Finally，the $55 \%, 67 \%$ ，and $74 \%$ gender gap in earnings is still unexplainable by the model for 1982，1992，and 2000 ，respectively．The increasing portions of the model＇s residual indicate that some potential factors causing the gender gap in earnings still have not been considered in the model．The implications of the findings are also discussed in the paper．


Key Words：human capital，job structure，gender gap in earnings，new structuralism，earnings discrimination

## 壹，前 言

根據美國勞動統計局的調查（U．S．Bureau of Labor Statistics，1989），女性全職工作者的週薪中數（medium）在 1978 年爲男性的 $61 \%$ ，而 2000年則升爲 76\％（U．S．Bureau of Labor Statistics，2001），顯示美國兩性間平均薪資的差異已有逐漸縮小的趨勢；導致美國兩性薪資差異縮小的原因，根據 Sorensen（1991）的研究指出，主要是美國女性工作者勞動力品質改善相對較男性爲快，同時勞動市場中對女性的歧視趨緩所致；但是美國兩性薪資差異雖有縮小，女性卻仍明顯低於男性的平均薪資水準，顯示兩性的薪資平等仍有改善的空間。台灣的情形也與美國十分類似，根據行政院勞委會（1990）的統計資料指出，自1979至1989年間，女性勞動力平均月薪約穩定維持在男性的 $65 \%$ 左右，除了 1980 年曾升達 $69.13 \%$ 除外，而行政院主計處（1993）的資料亦指出，該項比例在1990至1992年間分別爲 $65.2 \%$ ， $65.8 \%$ ，及 $67.1 \%$ ，而行政院主計處（2000）最新的資料則顯示，女性平均月薪已達男性的 $73.9 \%$（行政院主計處，2001），可見自 1979 至2000年間，我國兩性平均薪資差異也有縮小的趨勢，而現階段女性勞動力平均月薪則約爲男性的 $74 \%$ 左右，相較於美國而言，我國兩性平均薪資的差距仍較美國些微爲高。

另根據行政院主計處（2000）的統計資料顯示，我國男性的勞動力參與率已呈飽和，並且由 1964 年的 $83.64 \%$ 下降至 1999 年的 $69.40 \%$ ；反之，女性的勞動力參與率則呈逐年遞增的趨勢，如自 1964 年的 $34.11 \%$ 提升至 1999年的 $46.30 \%$ ，而自 1983 年開始，女性出外就業者比例也已超過家庭管理者，以 1999 年爲例，台灣地區婦女就業比率已佔就業人口的 $40.08 \%$ ，婦女就業人數並已達 374.7 萬人（行政院主計處，2000）。鑒於婦女就業人

數日增且對勞動力市場日形重要，我國女性就業人口長期遭受的薪資歧視程度爲何？原因爲何？及其變遷趨勢爲何？實値重視並謀求末來相關政策加以回應解決。

在我國女性勞動力日形重要的今天，我國女性勞動力面臨的薪資歧視顯然並未消除，尤其令人更感興趣的是，過去社會與經濟結構的變遷，均呈現有助於女性就業條件的改善，如女性教育機會的提昇，子女數的減少，女性意識的興起，就業機會的增加，及政策上對工作歧視的重視等，因此檢視我國兩性薪資差異的變遷更見意義。有鑒於此，本研究試圖以經濟學及社會學相關理論引導，使用行政院主計處 1982，1992，及 2000 年「人力運用調查」爲資料來源，比較近二十年期間我國兩性薪資的差異，原因及變遷趨勢，並驗證人力資本與工作結構等相關理論，是否足以解釋我國兩性的薪資差異。

## 貳，文獻探討

## 一，兩性薪資差異的理論觀點

## （一）人力資本理論

經濟學中的人力資本理論（Human Capital Theory）一直是研究薪資差異的重要理論之一，其中最主要的論述可以 Schultz（1960），Becker （1964），及 Mincer（1974）爲代表人物。人力資本係一存量（Stock）的觀念，該理論指出個人與家庭爲獲取長期最大的收入，也必須面臨是否投資人力資本的相似情況，其中主要的人力資本爲教育，訓練，技術，工作經驗，健康與遷移等投資。人力資本理論不僅被用來解釋一般的薪資差異，

同時也被用以解釋兩性薪資差異，例如由於男性較女性投資更多的人力資本，造成兩性間有不同的生產力與技術，因而也使得男性有較高的職業成就與薪資，該理論並認爲兩性在人力資本投資上的差異係理性的自發性選擇（Mincer，1962）。以兩性間教育投資的差異爲例，我國男性即較女性擁有較高的教育程度，儘管這項差距已在逐漸縮小當中，除此之外，女性的主修課程與專長又多集中在女性化的領域中，這些領域又決定了她們未來的職業多是中低薪的女性化職業，因而也導致了兩性間薪資的差異。例如美國歷史上雖然女性較男性有較高比例完成高中，但是男生卻相對有較高比例完成大學及研究所教育，而兩性在不同教育階段中亦選取不同類型的課程與專長，以 1970 年代初期爲例，在中學階段女性較少選取自然科學和數學的課程，而在職業訓練的課程中，她們則多選取商業訓練（包括祕書工作）及家政課程，而較少選取貿易及工藝課；以 1981 年兩性在大學教育中學科的分配爲例，女性則多集中在家政，保健，外文，英語及英美文學，教育，社會及心理系中（Blau and Ferber，1986）。Daymont and Andrisani
（1984）即發現女性的主修較男性多集中在教育，人文，及保健或生物等科系，同時就業動機及大學中的主修科系即可解釋三分之一到三分之二的兩性平均時薪差距。而吳惠林（1988）也證實專上畢業生主修不同者其平均薪資有顯著差異，而女性較集中的主修，如文科與教育科等，其薪資亦普偏較男性集中的工科爲低。

兩性在教育投資及主修上的差異固然是事實，究竟背後原因爲何？人力資本理論主張係由於女性預見未來家庭角色的負擔所致，由於女性傳統的角色無法允許其如男性般持續待在勞動市場，懷孕，生產，養育子女，料理家事等傳統女性的家庭負擔，往往使職業婦女婚後必須退出就業市場，因此，女性預見其職業生涯較男性爲短，一旦延長教育投資，不但損失立即就業的收入，向要額外投入金錢與時間來累積人力資本，加以職業

生涯短暫，人力資本累積所致收入的增量也有極限，因此女性自然較男性少投資人力資本。另一原因則來自女性退出就業市場過久，導致人力資本或技術的折舊，在這種情況之下，過多的人力資本投資仍然無法爲其獲致最大利益。因此根據人力資本理論的觀點，女性之所以集中在某些領域，主要係因爲這些領域的發展與技術變遷緩慢，不若男性所集中的科學或工程等科系，如此將使得女性再進入就業市場時薪資不會劇降太多，例如擔任歷史或英語教學的女性，其退出就業市場再進入的成本，相對較男性集中的主修科系爲低（Blau and Ferber，1986）。

綜合上述，人力資本理論主張兩性在人力資本上投資的差異，應是造成兩性間薪資差異的主因，但是該理論也仍有未見周延之處，例如人力資本理論只從勞動市場的供給面來觀察，過份著重勞動者的個人特質而忽略勞動市場的需求面，如雇主的偏好，工作歧視，及工作間的階層化結構等；而女性之所以有較少的訓練投資，可能並非完全是個人的自願性選擇，而是雇主預見其可能退出就業市場而刻意剥奪技術訓練之機會。同時女性之所以有較少的教育投資，未必基於個人利益最大化的選擇，而是傳統文化中對於女性的歧視，如家庭中重男輕女的觀念導致父母對於子女的教育投資有別，Parish and Willis（1993）針對台灣的調查即發現，台灣大家庭中早出生的子女，特別是女兒，有早婚的傾向；在窮困的家庭或上年紀的人口中，存在長女協助弟妹完成教育的現象，換言之，台灣兩性教育投資的差異可能受制於家庭結構與文化，而非完全是個人的自願選擇。另外，兩性的職業區隔與主修差異，也未必完全是考慮技術折舊的問題，相反的，來自於社會化過程中家庭與學校的價値模塑，可能不亞於個人經濟性的考慮。

兩性間薪資的差異雖然部分可能來自人力資本的差異，但是其他理論

觀點也可以解釋部分兩性間的薪資差異。就實證的觀點而言，人力資本理論將人力資本所無法解釋的兩性薪資差異歸之爲歧視，但是衡諸人力資本理論的相關研究，卻仍有大部分的兩性薪資差異無法爲人力資本所解釋，例如 Treiman and Hartmann（1981）發現在七項人力資本與兩性薪資差異的研究中，只有 Corcoran and Duncan（1979），Mincer and Polachek（1974）的研究對兩性薪資差異較具解釋力，分別解釋了 $44 \%$ 及 $41 \%$ ，其餘均只解釋了少部分的差異而已。顯然除了人力資本的差異外，兩性薪資差異仍有其它値得探索的理論觀點與原因。

## （二）工作結構理論

相對於人力資本理論之強調個人特質與生產力，經濟學與社會學領域中也產生強調工作場所結構面向的觀點，這些理論所強調的結構面向儘管有所不同，但是皆認爲工作間存在階層的關係，以致使得工作會因所處結構不同而有好壞的差異。在這些眾多的觀點中，較重要者包括經濟學中的雙元經濟理論（Dual Economy Theory），雙元勞動市場理論（Dual Labor Market Theory ；或稱勞動市場區隔理論），及內部勞動市場理論（Internal Labor Market Theory）等。至於社會學中則可以「新結構論」（New Structuralism）爲代表，而新結構論者中也因強調面向之不同，而有若干流派。換言之，兩性所處工作結構的不同，如男性傾向佔據較有利的工作結構，而女性被區隔至較不利工作結構的現象，也可能造成兩性間的薪資差異。

雙元經濟理論最早係由 Averitt（1966）所提出，該理論強調產業間的區隔化現象，認爲美國的產業結構可區分爲核心產業（core industries）及邊陲產業（peripheral industries）兩種類型。一般說來，核心產業可以提供較優厚的待遇及穩定的工作，反之，邊陲產業則無法做到。而雙元經濟

理論也可用以解釋部分兩性薪資差異，如由於核心產業提供較高的薪資，較多的訓練機會，及穩定的工作，而男性較女性容易爲核心產業所雇用，因而兩性在核心及邊陲產業間分配的差異，也將解釋部分兩性薪資差異。儘管兩性在核心及邊陲產業間分佈的差異可能是兩性薪資差異的原因之一，但是雙元經濟理論並未清楚交待女性究竟是透過何種方式與途徑流向邊陲產業；Coverdill（1988）以爲有幾種可能：一是 Bluestone（1970）的觀點，認爲女性無法在核心產業就業係因爲企業，工會，及政府有意及無意的制度性障礙；二是 O＇Connor（1973）的觀點，認爲女性被排除在高薪的工作之外，可能是因爲女性性別角色的限制而不營求核心產業的工作， O＇Connor 認爲競爭性產業（Competitive Industries）充斥著已婚婦女，學生，及退休人員，係因爲這些人想要，且接受低薪而不穩定的工作，譬如女性的家事負擔使她們願意（或被迫）放棄核心產業的優厚薪資，以便尋找離家近且有彈性的工作；Beck，Horan and Tolbert（1980）則指出女性較男性爲低的人力資本可能導致女性過份集中在邊陲產業。

雙元勞動市場理論主要在說明勞動市場間區隔化的現象，該理論指出勞動市場可區分爲主要勞動市場（primary labor markets）及次要勞動市場 （secondary labor markets），而前者又可區分爲高層主要勞動市場及基層主要勞動市場，該理論最早係由 Doeringer and Piore（1971）所提出，主要勞動市場中的工作者一般擁有高薪，接受較佳的工作訓練及穩定的工作，同時經常有強有力的工會來保障他們；反之，次要勞動市場中的工作者，其薪資較低，少訓練機會，且工作不穩定，一般也缺乏向上流動的機會，因此產生區隔化的現象，而女性，少數民族，及弱勢團體則多集中在次要勞動市場之中。另外，內部勞動市場理論主要在強調企業內部不成文的規定，傳統，或經集體協議產生保障企業內部員工的具體措施，這些措施保障企業內部員工不受外在勞動市場供需的影響，因此，職位之升遷均依照企業

內部既定的管道，循序漸進，由下而上，不隨便安插外人至人事管道中，而唯一允許企業外部人士進入的管道則往往是在基層領域，因此，年資與年齡往往是升遷的重要依據（Doeringer and Piore，1971）。

事實上，雙元經濟理論，雙元勞動市場理論，及內部勞動市場理論的概念往往被混合運用，因爲核心產業的勞動市場往往具有主要勞動市場的特質，同時也有內部勞動市場的特質，如高薪，穩定的工作，較多的訓練機會，強而有力的工會，升遷管道暢通，及內部勞動市場的保障等，反之，邊陲產業的勞動市場則多爲次級勞動市場且缺乏內部勞動市場的保障。由於女性傾向集中在邊陲產業／企業，次要勞動市場，或缺乏內部勞動市場保障的工作環境中，由於其薪資因所處工作結構而較低，這種兩性在階層化工作結構分佈上的差異，應也可以解釋部份兩性間的薪資差異。

從一九七 0 年代中期以來，社會學中出現一群強調工作場所結構的研究者，並試圖補正地位取得模式（Status Attainment Model）過份強調個人特徵的缺失，這些研究者往往被統稱爲「新結構論者」（New Structuralists）
（Baron and Bielby，1980）。新結構論者固然皆強調工作場所結構的重要性，但是其內部仍有相當的差異，特別是工作場所結構可區分爲眾多結構面向，研究者往往各自強調單一面向，而缺乏整合統一的觀點。例如，工作場所中勞動者擁有權力（Power）的多寡也構成一項結構性的特徵，最常見者即以工會化程度來衡量勞動者擁有權力的多寡，如 Farkas，England and Barton（1988）即發現勞動者議價能力多寡構成解釋資薪差異的一項結構性特徵；Kalleberg，Wallace and Althauser（1981）也發現除了工會會員身份之外，年資，職業技術與證照（license），及經理階級身份等反映權力的變項對於所得亦有淨效果，因此，權力可透過工會，職業公會，年資，及階級等來影響薪資決定過程，而兩性若在權力的分佈上產生結構性差

異，即也可能造成部分的兩性薪資差異。
階級結構本身也構成新結構論者所強調的面向之一，Wright 及其同僚發現雇主不只較經理及工人階級擁有較高之所得，同時經理階級之薪資對於教育的回饋也較工人階級爲高（Wright，1978， 1979 ；Wright and Perrone， 1977）；Robinson and Kelley（1979）也證實權威性（Authority）及階級皆可解釋部分薪資的差異；Kalleberg and Griffin（1980）也發現階級對於工作收入有淨效果。由於階級是薪資決定過程中重要的結構因素，而女性的工作多被區隔至低權威性的部門（Halaby，1979），同時女性也較少成爲資本家及經理階級，這種兩性在階級結構及權威性結構上分配的差異，應也會造成兩性間薪資的差異。

## （三）家庭限制理論

除了兩性間人力資本及工作結構分佈之差異外，研究者也注意到其它結構性因素可能對兩性薪資差異的影響，特別是來自家庭結構的部份。事實上，人力資本理論早已提及兩性在家事負擔的差異可能導致兩性職業選擇，就業型態，及薪資水準的不同，如女性的生育角色及早期家庭生命週期均可能導致工作中斷，女性也較缺乏在職訓練的機會，她們的就業型態多爲兼職而非專職，女性也較少留在同一工作及爲同一雇主所雇用（Blau and Ferber， 1986 ；Corcoran and Duncan，1979），研究也指出女性的家事負擔使其勞動品質較男性爲低（Fuchs，1971；Mincer and Polachek，1974； Treiman and Terrel，1975）。在解釋兩性職業選擇的差異時，Becker（1985）認爲已婚女性多集中在女性化的職業中，係因爲這項工作可以兼顧家庭需求；而 Polachek $(1976,1979)$ 及 Zeller（1975）也認爲兩性職業區隔係由於女性考慮到家事負擔所致，因爲女性化職業提供較高的起薪及對於女性工作中斷有較低的折舊成本。

究竟兩性在家事負擔上的差異是否會造成兩性間的薪資差異？這項問題已逐渐受到研究者的重視，Coverman（1983）發現家事工作投入的時間對於兩性的薪資均有負面影響，同時這種影響對於女性而言較男性爲大，除此之外，家事工作投入時間對於兩性薪資負面影響也不因階級不同而有差別；Hersch（1985）則發現對於按件計酬的工作者而言，家事工作會降低女性的薪資，而對於男性則無影響。McAllister（1990）發現家事工作對於專職婦女週薪的負面影響大於兼職婦女，而男性週薪亦受到家事工作的不利影響，只是程度較專職女性爲輕。Baxter（1991）證實家事工作對於女性薪資的確有不利影響，而對於男性則無影響。Hundley（2000）也發現兩性間家事分工的不平等也解釋了部分兩性間薪資的差異，例如其研究以自營作業者爲樣本，發現女性薪資隨著婚姻，家庭規模，及家務工作時間而降低，但是男性卻隨著婚姻及家庭規模而遞增薪水。綜合這些研究結果，我們可了解女性的薪資基本上容易受到家事工作負面的影響，而男性的薪資則較不受影響，甚至毫無影響。由於女性承擔較多的家事工作及投入較多的時間在家事上（McAllister，1990；Baxter，1991；Shelton and Firestone，1989），在女性精力與時間固定的情況下，家事負擔與投入時間應會降低女性的工作品質與效率，從而影響其薪資，故兩性家事工作角色扮演及投入時間的差異應當會造成兩性薪資的差異。

在直接測度家事工作對兩性薪資差異的影響方面，Shelton and Firestone（1989）曾使用更精確的指標來測度家事工作時間，她們以每週花在家事工作及育兒的時間爲標準，再控制住工作經驗，工作時間，職業，產業，及工會會員資格後，有 $8.2 \%$ 的兩性薪資差異係直接受到女性較多的家事工作時間投入的影響，而有 $21.28 \%$ 的兩性薪資異則由於女性較短的工作時間及工作經驗，作者們認爲女性較短的工時及工作經驗部份係由

於女性過度的家事工作時間投入，換言之，若考慮女性家事工作投入時間的間接影響，兩性薪資差異中應有大於 $8.2 \%$ 的比例係來自兩性家事工作時間投入的差異。

## （四）擁擠理論

擁擠理論（Crowding Theory）可以 Barbara Bergmann 爲代表人物，她試圖以擁擠理論的觀點來解釋兩性職業區隔及女性相對的低薪。Bergmann
（1974）認爲職業可區分爲兩類：男性主導職業及女性主導職業（本文簡稱爲男性化職業及女性化職業），儘管兩性擁有相同的生產力與條件，由於女性被區隔至女性化職業，不易進入男性化職業，以至女性過度集中在少數的女性化職業中，因此女性化職業中女性的過度供給，將造成邊際生產力及薪資的降低。一旦某些職業因女性過度集中而被界定爲女性化職業，則其薪資即普遍降低，理由爲那是「女性」從事的工作，換言之，女性化職業普遍有人爲低估薪資的現象，而男性化職業的薪資則有高估的現象。

擁擠理論與前述的人力資本理論與勞動市場區隔理論仍有些相似之處，但亦存在相異之處，如擁擠理論與人力資本理論均以生產力的觀點來說明薪資高低，而較少觸及勞動市場結構對於個人薪資的影響；人力資本理論基本上認爲歧視行爲在長期中將會消除，因爲雇主必須爲歧視付出代價，但是擁擠理論隱含雇主可從區隔女性至女性化職業中獲利，一則是女性在女性化職業中的薪資水準較無區隔現象時爲低，同時女性若欲進入男性化職業中，則必須接受較男性爲低的薪資始得以獲得雇用，但是其薪資則較女性化職業中之女性爲高；人力資本理論視兩性職業區隔爲女性的自願性選擇，而擁擠理論則認爲是女性的被迫選擇；擁擠理論隱含男性將因職業區隔而獲利，而勞動市場區隔理論則認爲男性與女性均會因各種形式的區隔而受傷害；暒擠理論同時可用來說明職業區隔現象的持續存在，有

助於說明勞動市場區隔的現象（Stevenson，1978）。
就實證研究的發現而言，擁擠理論主要的論點爲職業中的女性比例對於薪資有不利影響，這項說法基本上已獲得許多研究的支持，同時兩性的職業區隔也被證實對於兩性薪資差異有影響。如 Snyder and Hudis（1979）， Treiman and Hartmann（1981）曾以職業爲分析單位，發現女性比例對於兩性的薪資均有不利影響，而且這種負面影響在男性樣本中更爲顯著；Ferber and Lowry（1976）也以職業爲分析單位，發現女性員工比例對於職業薪資中位數（Medium）有負面影響；England｀Chassie，and McCormack（1982）則發現女性如在女性化職業而非男性化職業中工作，每年少賺 1,438 至 1，682 美元之間，而相同情況下，男性則約少賺 3，005 至 5，008 美元之間，同時約有 $30 \%$ 至 $42 \%$ 的兩性薪資差異可爲性別化職業區隔所解釋；O＇Neill （1983）發現女性任職於女性化工作中較男性化工作中約少賺 $16 \%$ 時薪，男性則將少賺 $15 \%$ ；同樣情況，Aldrich and Buchele（1986）則發現女性少賺 59 分美元週薪，而男性則少賺 69 分美元，同時約有 $9 \%$ 到 $11 \%$ 的兩性薪資差異可爲性別化職業區隔所解釋。以個人爲分析單位，Blau and Beller（1988）以兩項虛擬變項來處理職業女性化程度，如超過 $70 \%$ 爲男性者爲男性化職業，介於 $40 \%$ 至 $70 \%$ 間者爲準男性化職業，低於 $40 \%$ 者爲女性化職業，發現女性從事男性化職業者較女性化職業者多賺 $16 \%$ ，而準男性化職業者則多賺 $9 \%$ ，而在相同情況，男性則多賺 $27 \%$ 及 $26 \%$ ，同時 $17 \%$ 的兩性薪資異可爲擁擠現象所解釋；Sorensen（1990）的研究也支持了擁擠理論的說法，即女性比例對於兩性薪資均有負面影響，而且這種影響對於男性更爲顯著，同時約有 $20 \%$ 至 $23 \%$ 的兩性薪資差異可爲擁擠理論所解釋。

## 二，國內兩性薪資差異文獻的回顧

國內對於兩性薪資差異的研究一直十分活絡，同時也多以經濟學家爲主，1990 年代初期則有漸多的社會學者參與類似研究，彼此的研究旨趣與理論內涵也反映出學科間的差異，如經濟學家本基上仍以強調個人特徵的人力資本理論來解釋兩性薪資差異，間或引入勞動市場區隔理論及兩性職業區隔的觀點；而社會學者則除了考慮人力資本理論觀點外，同時試圖與新結構論整合，因而探觸更多的結構性因素，如階級，家庭限制，及產職業結構特徵等。

Gannicott（1986）以非農受雇者爲對象，將兩性間的薪資差異分解成「能力項」（endowment component）及「歧視項」（discrimination component），結果發現兩性間的薪資差異有 $40.3 \%$ 可由兩性間能力的差異所解釋，而其中的 $59.7 \%$ 則無法被解釋。Gannicott 的研究基本上係採用人力資本理論的觀點，但同時也控制產業，職業，及企業規模等結構性變項，以兩性人力資本的差異來解釋兩性薪資差異，至於無法爲相關變項所解釋者則隱含歧視的成分，因而推論台灣的勞動市場對於女性存在嚴重的薪資歧視。

鍾谷蘭（1987）使用與 Gannicott（1986）相同的分解方法，列入較 Gannicott 爲多的變數來解釋兩性薪資差異，而兩性間的薪資差異則被分解成「生產力之性別差異」——即「能力項」，與「男女之同工不同酬」——即「歧視項」，結果發現「生產力之性別差異」可解釋 $21.83 \%$ 至 $41.63 \%$的兩性薪資差異（視有否考慮婚姻對兩性的不同意義而定），而「男女同工不同酬」的歧視部份則佔 $58.37 \%$ 至 $78.17 \%$ 。該項研究所用方法顯然較爲週延，特別是以 Heckman（1979）的二階段方法來矯正傳統最小平方法迴歸分析面對資料設限（censored）時的缺失，同時也發現最小平方法迴歸分析仍可提供不偏誤（unbiased）及有效（efficient）的參數估計値。

劉錦添及劉錦龍（1987）則發現兩性工資報酬中存在明顯的性別歧視，同時歧視程度又因職業類別而有不同，其中以服務工作人員最嚴重，依次則是生產操作工，行政及主管人員，專門性及技術性人員，買賣工作人員，和監督及佐理人員等。薛立敏（1988）則提出當教育，年齡，與經驗等相同條件下，男性平均薪資仍比女性高 $14 \%$ 至 $30 \%$ ，同時愈需要專業技術的職業，兩性薪資差異程度愈小，反之，愈需要體力的工作，則差異程度愈大。林忠正（1988）就初次就業的勞動力爲分析樣本，將兩性間之薪資差異分解成「可解釋的部份」及「不可解釋的部份」，同時「不可解釋的部份」又分解成「職業的性別分隔效果」及「同工不同酬」兩部份，結果發現在沒有「職業分隔」及「同工不同酬」的情況下，女性的平均薪資應該略高於男性的工資，同時「同工不同酬」的現象也非常嚴重。

吳惠林（1988）以專上畢業八個月及一年八個月者之調查爲來源，以普通最小平方法及 Heckman 的二階段法探究專上人力勞動報酬的決定因素，結果發現當教育程度，工作經驗，年齡，公私立學校，主修類別，及日夜間部等變項被控制的情況之下，男性薪資普遍仍比女性爲高，且達到統計上的顯著差異。吳惠林與苗坤齡（1990）在另一研究台灣專上畢業生初入勞動市場工資差異論文中，以人力資本理論的觀點爲基礎，發現當教育程度，科系，工作經驗，婚姻狀況，及家庭背景等被控制的情況下，男性的工作報酬仍較女性爲高，顯見兩性間的薪資差異並未完全爲人力資本理論所解釋，晌包括其它未被考慮的結構性因素及存在的薪資歧視等。

王素彎及連文榮（1989）則以專職人員爲樣本，在控制相關變項後，發現男性平均薪資水準仍較女性爲高；同時進一步將樣本依學歷區分後，發現在各種學歷水準下，一旦上述變項仍控制不變，男性仍較女性擁有較高的薪資水準，因而推論我國勞動力市場中仍存在對女性的薪資歧視。周孟熹（1989）選擇非「無酬家屬工作者」爲對象進行兩性薪資差異分解，

模型中則列入教育程度，年資，婚姻狀況，及工作相關變項等，在上述變項被控制的情況下，男性較女性擁有較高的平均工資率；同時以逆向迴歸分析（reverse regression）發現，男女在領取相同工資率下，男性的生產力較女性爲低，顯見男性受到㕍主特別的眷顧，而女性則受到歧視。該文並進一步比較女性在各行業及職業別中所受到的歧視程度，分析發現女性之薪資歧視在營造業中最嚴重，依次則爲農林礦業，水電業，金融保險業，公共服務業，商業，和運輸倉储通信業；就職業別而言，女性受到的歧視程度依次爲監督佐理人員，服務工作者和專門行政主管人員，買賣工作人員，農林漁牧人員，及生產運輸體力工。

黄台心和熊一鳴（1992）經修正選擇性偏誤後，使用 Oaxaca（1973）的分解方法，進一步比較全職及兼職者之兩性薪資差異，其中全職者兩性工資差異爲 $36.25 \%$ ，而兼職者之兩性工資差異則達 $107.59 \%$ ，顯示兼職女性較全職女性面臨更多薪資岐視。劉天賜和蘇曉楓（1995）則使用人力運用調查 1988，1991，及1994 年資料，經以 Cotton（1988）方法分解兩性薪資差異後發現，女性較男性薪資爲低係由於教育程度，服務年資，工時較低及退出率較高所致，同時在上述三個時期中，兩性薪資差異中分別有 $63.21 \%$ ， $65.62 \%$ ，及 $63.43 \%$ 的模型無法解釋比例。

譚令蒂（1998）經修正選擇性偏誤後，並以Blinder（1973）及 Oaxaca （1973）方式分解兩性薪資差異，結果發現公共部門內之兩性工資差異達 $33.84 \%$ ，其同工不同酬的比例則達 $32.68 \%-33.36 \%$ ，而民間部門兩性工資差異則達 $51.63 \%$ ，同工不同酬部分則達 $36.59 \%-48.37 \%$ ，顯示民間部門較公共部門有較高的女性薪資歧視。苗堁齡（1999）曾比較過去國內經濟學者兩性薪資差異分解相關研究後指出，當模型中變數建構得愈趨周延時，則所觀察到的兩性薪資差異由於歧視造成的比例即趨下降，因此建議

相關研究中應盡可能將影響薪資變動的因素列入考慮，例如個人特性因素，個人工作發展潛能因素，及工作場所特性等，則所衡量出之女性薪資歧視將較趨近於現實。

綜合我國經濟學界對於兩性薪資差異的相關研究，可發現其研究結論均十分一致，即我國女性的確面臨薪資歧視，而兩性薪資差異分解中無法爲模型解釋的比例也分別介於 $32.68 \%$ 至 $78.17 \%$ 不等，而該項比率的差異事實上也因資料年度，模型考慮變項，及分解方式不同而有差異。上述文獻回顧中也可發現，經濟學界不僅探討了總勞動力的性別間薪資差異，同時也將兩性薪資差異的探討擴及職業別，教育程度別，產業別，公私部門別及專兼職別等之比較，在樣本種類的選擇上可謂十分完整。但是我們也發現經濟學取向的相關研究，其分析的資料年度主要集中在1980年代，對於較晚進的資料分析，則僅止於 1994 年（如劉天賜和蘇曉楓，1995；譚令蒂，1998），同時主要的分析資料來源則以行政院主計處的人力運用調查及早期的勞動力調查爲主，除此之外，相關研究仍以單一時點的横斷面研究爲主，僅有劉天賜和蘇曉楓（1995）比較了 1988，1991，及 1994 年的變遷，但也僅涵蓋了六年期間，因此比較無法看出我國兩性薪資差異長期的變遷趨勢。

除了經濟學界對於女性薪資歧視既有的研究結果外，社會學界對該問題也日漸重視。范麗娟（1985）曾將男女樣本混合求取一薪資方程式，以性別係數達到顯著，支持女性受到薪資的歧視。張晉芬（1991）以 1986年多項資料來源，並以行政院主計處產業分類中之第三類（小類別）爲分析單位，比較兩性薪資差異之決定因素，並將所有產業區分爲六個部門，製造業分爲公營，出口，及內銷民營三個部門，而服務業則分爲核心，公營，及邊陲三個部門，結果發現部門間除了存在薪資水準的差異外，所有

部門中女性所得均不及男性，並低於男性平均薪資的 $70 \%$ ，而在公營產業中，女性的平均薪資又顯著高於其它產業，顯示女性在公營事業受到的薪資歧視較輕。Chang（1994）也曾以1991年「台灣地區人力運用調查」爲資料來源，樣本限制在專職，非政府部門，非農業產業及職業之勞動力，使用四組變項來解釋兩性間的薪資差異，包括學歷等個人特徵，職業結構，組織規模，及產業結構特徵等，並以 Cotton（1988）的分解法將兩性薪資差異分解成三部份：一爲兩性間稟賦（Endowment）的差異，二爲男性承受有利待遇的部份，三爲女性受到不利待遇的部份。結果發現兩性間薪資差異中有 $26 \%$ 可爲兩性稟賦差異所解釋，而 $35 \%$ 則係男性享受額外待遇所致，同時 $39 \%$ 則來自女性受到不利對待。張晉芬（1996）進一步使用 1991年人力運用調查資料爲來源，比較兩性平均薪資在跨產業部門間之差異，在控制個人相關變項下，發現出口部門較製造業，第三級產業，及其他製造業有較高的兩性平均薪資差異，同時在未做控制的情形下，出口部門的兩性平均薪資差異在 1981，1987，及1991年間也有擴大的趨勢。

陳俊全（1992）則以1979及1989年「人力運用調查」爲資料來源，採用 Jones and Kelley（1984）及 Cotton $(1985,1988)$ 的分解法來分解兩性薪資差異，並比較女性薪資歧視在這十年間之變遷，結果發現 Jones 的分解法顯示1979年兩性薪資差異有 $57.12 \%$ 來自歧視，而 1989 年則升至 $79.06 \%$ ；同時 Cotton 的分解法顯示1979年的歧視成分爲 $60.89 \%$ ，而 1989年則升至 $79.29 \%$ ，換言之，兩種方法均顯示 1979 至 1989 年間女性無法爲模型解釋的薪資歧視有日益嚴重的趨勢。陳俊全和楊文山（1994）則以 1989 年「人力運用調查」爲資料來源，建構一以人力資本爲主的模型比較兩性工資決定過程，並以 Jones and Kelley（1984）所用方法分解兩性工資差異，結果發現兩性工資差異中有 $81.51 \%$ 來自對女性的殘差歧視，而來

自兩性能力差異的部份則只有 $10.73 \%$ ，顯示台灣地區有偏高的女性薪資歧視。

Wang（1997）則使用 1983 及 1992 年人力運用調查資料爲來源，發現階級可以解釋顯著的兩性平均薪資差異，其解釋力也有遞增的趨勢，同時兩性在工作結構變項上的分佈差異，也可解釋兩性薪資差異，其解釋力也逐年遞增，而兩性在個人特徵差異所致的兩性薪資差異則有遞減的趨勢，而無法爲模型解釋的殘差歧視程度則由 1983 年的 $53 \%$ 提高至 1992 年的 67．2\％。

綜合上述國內相關文獻，我們可發現研究者往往探用不同方法進行兩性薪資差異分解，加上研究者模型設定的變項周延性不同，資料來源不同，均使得相關研究的結果不具備可資比較的共同基礎，如女性薪資歧視無法爲模型解釋的比率即由 $39 \%$ 至 $79 \%$ 不等，但是相關研究一致的是我國勞動市場中的確存在對女性薪資的歧視，同時跨時間的研究也多顯示女性薪資歧視比率有遞增的趨勢（如劉天賜和蘇曉楓，1995；陳俊全，1992；曾敏傑，1995 等）。由於研究間缺乏共同基礎，也使得女性薪資歧視程度的估計缺乏一客觀的標準，同時過去研究的最新資料來源亦僅止於1994年度 （如劉天賜和蘇曉楓，1995；譚令蒂，1998 等），因此，實有必要以相同方法及變項周延的模型對不同時點樣本進行跨年比較，並補充最新年度資料來源，如此方可反映出相對的女性歧視程度與變遷，而具有共同比較的基礎。有鑒於此，本研究即朝此方向設計，並將以 1982，1992，及 2000年資料來驗登我國兩性薪資歧視的程度與變遷，同時模型建構也將探取更寬廣的理論思考。

## 參，研究方法

## 一，資料來源

本研究所用資料來源爲行政院主計處 1982，1992及 2000 年之「人力運用調查」，這項調查範圍包括台灣省，台北市，及高雄市，而調查對象則爲台灣地區之普通戶與共同事業戶內年滿十五歲，且自由從事經濟活動之本國籍民間人口爲對象。本研究並以每週工作超過四十小時之非農專職人員爲對象，除此之外，從業身分中之「無酬家屬工作者」因未支薪，因不符本研究所需，也不予列入。總計本研究所用有效樣本含 1982 年 20，716人，1992年 24,045 人，及 2000 年 25,643 人。

## 二，變項說明

相關迴歸分析中之依變項爲取自然對數後之「每月主要工作收入」，並以新台幣「元」爲基礎。由於本文涉及 1982，1992，及 2000 年三時點，通貨膨脹的效果將使得購買力不一致，有鑒於此，本研究先行將 1982 及 2000 年樣本之月薪依消費者物價指數變動設算成 1992 年之幣値，以利跨年之比較。

在有關人力資本變項方面，本研究共列入年齡，年齡平方，教育程度，年資，及年資平方等五項。儘管部份研究係以「年齡一教育年數－6」作爲間接測度工作經驗的指標，由於已婚女性工作者普遍存在二度就業的情況，因此該指標對於女性樣本並不恰當，加以試測過程中該變項與年齡呈現高度相關，多元共線性（Multicollinearity）的現象將使迴歸係數估測產生偏誤，故本研究並未將工作經驗列入考慮；年齡與年資均以「年」爲單位，年資則反映從事該項工作的時間；由於考慮年齡，年資均與薪資存在非線性關係，因此年齡平方及年資平方亦列入模型中，以吻合該變項與薪

資間非線性的關係；教育程度則依學制轉換爲教育年數。
第二組變項爲工作結構變項，由於結構性變項係反映工作間階層化的關係，故均以虚擬變項（dummy variables）處理，以了解工作結構類別間平均薪資之差異，同時進一步比較兩性在這些工作結構上之分佈差異是否造成兩性平均萎資產生差異，其中計包含產業別，職業別，部門別，企業規模，都市化程度，及從業身分（階級）等六項變項•茲參考曾敏傑（1998）的分類標準，將產業（主計處兩碼）區分爲核心產業及邊陲產業兩類，並以邊陲產業爲參考群。同時就主計處「職業中類」（兩碼），參考㬝敏傑 （1995）對於勞動市場區隔的分類將職業區分爲「高層白領職業」「基層白領職業」，及「藍領職業」等三種，以反映出職業間的階層化關係，並用以操作 Piore（1975）勞動市場區隔的概念，並以藍領職業爲參考組。由於主計處於 1992 年以後曾将兩碼職業分類重新編製，因此本文 2000 年之三元勞動市場分類係依照曾敏傑（1995）之分類主觀比對而成。

由於我國文官制度之規定，在政府部門任職者須依考試及一定程序始得以進入服務，因此，公私部門間本存在制度性的障儗，同時公私部門間也存在薪資水準的差異，對於付薪標準也有不同，這種區隔化的現象也頗爲明顯，故凡樣本之從業身分爲「受政府㕍用者」即歸之爲「政府部門」，其餘即歸爲「民間部門」，並以民間部門爲參考組轉錄成一虚擬變項。由於企業規模大小是反映企業結構的重要指標，而企業規模往往與資本額，獲利能力，技術水準，及是否具備內部勞動市場等相關，因此被新結構論者認爲是極具代表性的結構性變項。主計處之原始資料檔中亦有「從業員工人數」之資訊，可提供爲企業規模之指標。並将從業員工人數在 9 人以下者歸爲「小型企業」， 10 至 99 人者爲「中型企業」， 100 人以上者爲「大型企業」，並以「大型企業」爲參考組轉録成兩項虚擬變項。

本研究依都市化程度將地區別區分爲三類：院轄市地區，省縣轄市地區，及郞村地區。這項分類主要低行政組織爲區分骨幹，但亦同時考慮都

市與週圍衛星鄉鎭密切之依存關係所構成之同質性勞動力市場，如院轄市地區包括台北市及高雄市全部，同時依1990年「台閩地區戶口及住宅調查報告」（行政院戶口普查處，1992）所列之通勤資料爲標準，凡台北市及高雄市鄰近鄉鎭其 15 歲就業人口中有超過 $20 \%$ 以上往上述兩都市就業者，由於具有這種密切的勞動市場關聯，故均列爲院轄市地區，以反映都市與衛星鄉鎭間之同質勞動市場，以㮎補依行政組織衡量都市化程度之不足，最後並以鄉村地區爲參考組，轉錄成兩項虛擬變項。階級爲重要的結構面向，因此依原始資料中之從業身分區分爲「雇主」「自營作業者」及「受雇者」三類，以反映擁有生產工具程度的不同，並以「受雇者」爲參考組，轉錄成兩項虛擬變項 ${ }^{1}$ 。

第三組變項爲家庭限制變項，由文獻回顧可知，兩性受到不同程度的家庭結構限制，咸信女性受到較男性爲多的家庭束縛可能導致兩性薪資差異。由於女性的家庭限制，使其較少加班，這可能由於她們被迫（或自願）選擇不加班的職業或工作所致，因此，兩性工作時數的差異部分反映了兩性家庭限制程度的不同，故本研究亦將「每月工作時數」列入考慮。婚姻關係的存在也代表女性家庭工作的增加，因此已婚與未婚也反映出不同程度的家庭限制，而這項限制對於薪資差異當有若干程度的解釋力，因此也列入模型中，同時依原始資料中之婚姻狀況，區分爲未婚及已婚兩群，並以未婚者爲參考組轉錄成一虛擬變項。

[^1]原始資料中也具備工作地及居住地之鄉鎮資料，由於已婚女性工作地點的選擇往往受制於丈夫的工作地，因此已婚女性面臨工作機會的量與質可能較差，同時，已婚女性受制於家庭的負擔，往往被迫（或自願）選擇離家較近之工作，以便就近照顧家庭，因此女性工作地與居住地之鄉鎭區吻合的比例可能較高，而且這種配合丈夫及家庭的工作型態可能導致女性工作機會質與量的降低，從而解釋了兩性間薪資的部分差異，本研究故以工作地與居住地吻合者爲參考組，並轉錄成一虛擬變項。

第四組變項爲擁擠理論變項，由於女性員工比例爲擁擠程度最直接的變項，故本研究亦依女性員工比例將產業及職業區分爲「男性化」及「女性化」兩種。依據1992年「台閩地區人口統計」（行政院內政部，1993： 260－261）顯示台閩地區該年底 15 歲以上有業人口中之第二，三級產業（第一級農，林，漁，牧，及狩獵業除外）女性勞動人口合計爲 $39.98 \%$ ，這項統計亦接近本研究樣本的特性，因本研究所用樣本亦不包括第一級產業人口。換言之，如果產業及職業結構沒有性別區隔的現象，則各產業及職業平均應含 $39.98 \%$ 的女性勞動人口，因此，若產業及職業所含女性勞動人口大於該項比例，則本研究將之歸爲「女性化產業」及「女性化職業」，反之則爲「男性化產業」及「男性化職業」，並分別以男性化產業及職業爲參考組，各轉錄成虛擬變項。

## 三，統計模型

在估測兩性的薪資決定方程式時，本文使用複迴歸分析，迴歸分析結果不僅提供進一步兩性薪資差異分解之必要資訊，同時本文也得以進一步以 T 檢定驗證兩性之淨迴歸係數是否有統計上的顯著差異，以了解薪資對於各自變項的回饋（reward）是否因性別而有不同，以了解部分薪資歧視

產生的來源。
由於兩性薪資差異的分解存在不同的方法，有必要先就相關文獻作一回顧，以爲取捨標準。茲參考 Jones and Kelley（1984）針對這些文獻的整理，可將兩性薪資差異分解方法歸納成四類：

1．互動模型（Interaction Model）（Winsborough and Dickenson，1971；Iams and Thornton，1975）

$$
\begin{aligned}
& \overline{\operatorname{LnY} Y_{m}}-\overline{\operatorname{Ln} Y_{f}} \\
& =\left(A_{m}-A_{f}\right)+\sum \overline{X_{f}}\left(B_{m}-B_{f}\right)+\sum_{B_{f}}\left(\overline{X_{m}}-\overline{X_{f}}\right)+\sum\left(B_{m}-B_{f}\right)\left(\overline{X_{m}}-\overline{X_{f}}\right)
\end{aligned}
$$

（1）
（2）
（3）
（4）
（1）截距項（2）斜率項
（3）平均數項
（4）互動項

2．特權模型（Privilege Model）（Blinder，1973）

$$
\overline{\operatorname{LnY_{m}}}-\overline{\operatorname{LnY} Y_{f}}=\left(A_{m}-A_{f}\right)+\sum \overline{X_{f}}\left(B_{m}-B_{f}\right)+\sum B_{m}\left(\overline{X_{m}}-\overline{X_{f}}\right)
$$

（1）
（2）
（3）$+(4)$

3．鋓奪模型（Deprivation Model）（Oaxaca，1973；Blinder，1976）

$$
\begin{gather*}
\overline{\operatorname{LnY_{m}}}-\overline{\operatorname{LnY} Y_{f}}=\left(A_{m}-A_{f}\right)+\sum \overline{X_{m}}\left(B_{m}-B_{f}\right)+\sum_{B_{f}}\left(\overline{X_{m}}-\overline{X_{f}}\right) \\
\text { (1) (2) }+ \text { (4) } \tag{3}
\end{gather*}
$$

## 4．Jones－Kelley 模型（Jones and Kelley，1984）

$$
\begin{align*}
& \overline{\operatorname{LnY} Y_{m}}-\overline{\operatorname{LnY} Y_{f}} \\
& =\left(A_{m}+\sum_{B_{m}} \overline{X_{f}}\right)-\left(A_{f}+\sum_{\left.B_{f} \overline{X_{f}}\right)}+\sum_{B_{f}\left(\overline{X_{m}}-\overline{X_{f}}\right)+\sum_{\left(B_{m}-B_{f}\right)}\left(\overline{X_{m}}-\overline{X_{f}}\right)}^{\quad \text { (1) }}+\right.\text { (2) (2) }
\end{align*}
$$

$\overline{L n Y_{m}}$ ：男性取自然對數後月薪之平均數
$\overline{\operatorname{Ln} Y_{f}}$ ：女性取自然對數後月薪之平均數
$A_{m}$ ：男性薪資方程式之截距
$A_{f}$ ：女性薪資方程式之截距
$B_{m}$ ：男性薪資方程式之斜率
$B_{f}$ ：女性薪資方程式之斜率
$\overline{X_{m}}$ ：男性薪資方程式中自變項之平均數
$\overline{X_{f}}$ ：男性薪資方程式中自變項之平均數

上述四種方程式均是將左列的兩性薪資差異予以分解成數個項目，由於解法不同，因此右列的項目亦有不同，但基本上仍可以用「互動模型」作基礎加以說明彼此間的異同，如特權模型中第三項爲互動模型中平均數項與互動項之和，剥奪模型中第二項爲互動模型中斜率項與互動項之和，而 Jones－Kelley 模型中第一，二項之和與互動模型中截距項與斜率項之和相等。截距項代表兩性薪資方程式中截距的差，斜率項反映女性若受到與男性相同的待遇（斜率），則其薪資額外增加的程度，平均數項反映若女性與男性有相同的秉賦，則薪資增加的程度，換言之，也代表因女性秉賦較男性爲差所致的薪資減少程度，互動項則來自兩性斜率差及秉賦差的乘積和。

過去研究多以截距項與斜率項之和爲女性薪資受到歧視的程度，因這部分爲模型所有變項所無法解釋的兩性薪資差異。但由於截距項及斜率項的方向與數値會因爲變項的操作，測量，及設定（coding）而改變（Jones and Kelley，1984），因此不宜個別相互比較，但是兩項的和則不會因此受到改變，有鑒於此，Jones and Kelley 提出改良模型，將原互動模型中之截距項與斜率項重行組合，以避免不愼可能遭致的錯誤，而其餘兩項則與互動模型中之平均數項及互動項相同。事實上，只要使用互動模型時，不將其截距項及斜率項作個別解釋，而以兩項和加以說明女性受歧視程度，則便不會犯上述的錯誤，也就沒有使用 Jones－Kelley 模型的必要性，因爲其實仍是殊途同歸。

至於特權模型則將互動模型中之平均數項與互動項合併爲一項，並視其爲模型可解釋的部分，而剥奪模型則將互動模型中之互動項與斜率項合併，並視該項爲模型所無法解釋的歧視部分，由此可知，特權模型與剥奪模型事實上也與互動模型相同，只是對於互動項的處理不同，一者將其視

爲可解釋的部分，一者將其視爲無法解釋的歧視部分。互動項的處理的確是件困難的取捨，因該項大小同時決定於兩性的斜率差及秉賦差，前者反映兩性薪資差爲歧視現象，後者則反映爲秉賦差造成的合理現象，因此在概念上解釋不易。在這種情況下，如特權模型將其視之爲合理部分，或如剥奪模型將其視之爲歧視部分，顯然都無法在理論及概念上自圓其說，同時在實證上，該互動項未必爲正數，端視其斜率差及秉賦差的方向決定，因此，互動項的任何歸屬有可能造成高估歧視程度，也可能低估歧視程度。有鑒於此，最保守的作法應是將其效果獨立出來，不進一步解釋其爲歧視或合理成分，如同互動模型一般將兩性薪資差異分解成四項，將截距項與斜率項之和視爲歧視程度，而將平均數項視爲秉賦差所致的合理現象，而互動項則予以獨立不作進一步解釋，因此本研究最後採用互動模型來分解兩性薪資差異。

## 肆，研究發現與討論

## 一，兩性勞動力特徵之變遷

表1爲兩性在1982，1992，及2000年各變項的描述性統計，並以單因子變異數分析及卡方檢定檢證兩性間的差異，結果發現近二十年間，男性平均薪資均較女性爲高，1982 年女性薪資爲男性的 $60.9 \%$ ，1992 年則升高至 $64.2 \%$ ，2000年則更提升至 $69.6 \%$ ，同時 1992 和 2000 年男性薪資分別增加爲 1982 年的 1.90 倍及 2.11 倍，女性則增加爲 2.01 倍及 2.41 倍，顯示儘管男性平均薪資歷年均較女性爲高，但由於女性薪資成長幅度較男性爲快，也使得兩性間平均薪資差距逐漸縮小，惟上述比較向未將其它重要的個人變項予以控制，僅是表面上的差異。

從年齡上觀察，歷年兩性勞動力均有老化的現象，儘管男性平均年齡仍較高，但女性則相對年齡增加速度較快，1992和2000年男性較1982年增加 1.47 歲及 2.62 歲，女性則分別增加 4.46 歲及 6.72 歲，這應與女性受高等教育機會普及，延緩進入就業市場，及二度就業現象有關。例如 1992年女性「20至24歲年齡組」及「25至29歲年齡組」之勞動參與率均高達 $60.60 \%$ ，「 30 至 34 歲年齡組」則降至 $54.60 \%$ ，而「 35 至 39 歲年齡組」則又升高至 $58.10 \%$ ，這主要由於女性常於離開學校後即就業，於婚後生育第一個子女時退出，待最小一位子女上學後，才又重新進入就業市場，如單就有偶婦女勞動參與率觀察，「晌無子女者」之參與率高達 $58.20 \%$ ，「有 3 歲以下子女者」即降爲 $42.30 \%$ ，而「有 6 至 17 歲子女者」則又升高至 $54.30 \%$（行政院主計處，1993：23）。

從年資上觀察，兩性留在同一工作的時間均較 1982 年爲久，男性由 1982 年的 6.74 年分別增加爲 7.14 年及 8.32 年，各爲 1982 年的 1.05 及 1.23倍，女性則由 4.01 年增加爲 4.88 年及 5.86 年，各爲 1982 年的 1.22 倍及 1.46 倍，就年資增加的幅度而言，仍是以女性改善幅度相對較快。由於女性多有二度就業的情況，因此男性年資雖較女性爲久，但女性改善的速度則相對較快。就兩性教育程度觀察，兩性平均教育程度歷年均有提昇，這應是教育普及的效果，只是在 1982 及 1992 年間兩性教育並不存在統計上的顯著差異，但是2000年女性平均教育程度已達11．39年，統計檢定顯著的高於男性的 11.24 年，顯見我國教育普及後對女性較有直接助盆，且可能因教育程度的提升而改善女性就業條件。

綜合上述，由於年齡與工作經驗存在相關，若以年齡代表工作經驗的長短，可發現用來衡量人力資本的年齡，教育程度，及年資三者間，無論是1982，1992，或2000年，男性普遍擁有較女性爲高的平均年齡及年資，

顯見男性較女性在年齡及年資上擁有優勢的人力資本，但是由於女性在年資及代表工作經驗的年齡上改善相對速度較男性快，因此，可發現男性在年齡及年資較高人力資本的優勢，在 1982 至 2000 年間已有遞減的趨勢，這應有助於減少兩性薪資差異。除此之外，更值得注意的是，男性在 1982及 1992 年間，其教育程度與女性並無顯著差異，但是 2000 年女性的平均教育程度即已顯著高於男性，顯示女性儘管部分人力資本較男性爲不足，如年齡與年資等，但是女性的教育程度等人力資本則已凌駕於男性。上述兩性勞動力特徵的變化，預期將有助於改善兩性平均薪資差異。

卡方檢定證實兩性職業分佈在二十年間均有顯著差異，基本上男性較女性多集中在高層白領及藍領職業，女性則相對集中在基層白領職業。而就兩性職業結構的變遷而言，無論是男性或女性，由於第三級產業相對創造較多白領就業機會，同時藍領職業逐漸萎縮所致，使得藍領減少的比率約等於高層及基層白領增加的部份；就女性而言，除了藍領比率減少外，高層及基層白領的比率均顯著增加，同時增加的速度在 1992 年之前相對較男性高出許多，如 1992 年高層白領爲 1982 年的 1.42 倍（男性爲 1.19 倍），而基層白領則爲 1.25 倍（男性則約略不變），但是 2000 年期間，由於經濟不景氣，失業率增加，使得女性進入高層白領的比率稍有降低，由 1992年的 $17 \%$ 下降至 2000 年的 $15 \%$ ，而男性則維持在 $19 \%$ 的水準，但是這期間女性基層白領增加的比率爲 1.24 倍，仍較男性的 1.16 倍爲高。由於 1982，1992，及 2000 年平均月薪均以高層白領爲最高（見表 2），依次則是基層白領及藍領職業，準此推論，若兩性在各職業中之個人特徴相同，則過去二十年間兩性職業結構分佈的變遷應有利於兩性薪資差異的降低。但另一現象値得注意的是，女性就業的基層白領化，1982年只有 $40 \%$ 女性在基層白領工作，但1992年則有 $50 \%$ 屬於該類，同時 2000 年更升至 62 \％，因此就女性的就業結構中的職業分佈而言，顯示存在「女性就業基層

白領化」的趨勢。
過去二十年間受僱於政府及民間部門的比率也有明顯變化，其中政府部門就業比率呈降低（分別爲 $16 \%, ~ 14 \%, ~ 12 \%$ ），而民間部門就業比率則逐年成長（分別爲 $84 \%, ~ 86 \%, ~ 88 \%$ ），而兩性在公私部門的分佈上也產生顯著差異，如由 1982 年的男性較女性傾向受僱於政府部門，而轉移至 2000年的女性較男性傾向受僱於政府部門，而由於政府較民間部門的平均月薪爲高（見表2），因此，兩性在公私部門間分佈差異應會影響兩性薪資差異，同時兩性在公私部門間分佈的變遷，應也有助於兩性薪資差異的縮小。同樣情況也發生在都市化程度上，由於院轄市平均月薪最高，依次則是省縣轄市與鄉村地區，加以兩性在二十年間的就業地區分佈產生變遷，如女性較男性逐漸集中在院轄市地區（高薪地區），而男性則相對集中於鄉村地區（低薪地區），至於兩性在省縣轄市上則比例穩定，因此，兩性在區域間分佈差異的變遷，應可縮小部份兩性的差資差異。由於平均薪資在階級間以雇主爲最高（見表2），其次則是自營作業者及受雇者，加以兩性在階級結構的分佈有顯著差異，如男性相對女性較集中在雇主及自營作業者中，女性則相對多爲受雇者，同時兩性這項分佈差異的現象在二十年間沒有太大改變，因此這應也將造成兩性的薪資差異。

## 表1 主要變項描述性統計，單因子變異數分析，及卡方檢定

| 變項 | 1982 |  |  | 1992 |  |  | 2000 |  |  |
| :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: |
|  | $\begin{gathered} \hline \text { 合併 } \\ (\mathrm{N}=20716) \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \begin{array}{c} \text { 男性 } \\ (\mathrm{N}=14033) \end{array} \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \text { 女性 } \\ (\mathrm{N}=6683) \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \hline \text { 合併 } \\ (\mathrm{N}=24045) \\ \hline \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \hline \text { 男性 } \\ (\mathrm{N}=15589) \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \text { 女性 } \\ (\mathrm{N}=8456) \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \text { 合併 } \\ (\mathrm{N}=25643) \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \text { 男性 } \\ (\mathrm{N}=16039) \\ \hline \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \text { 女性 } \\ (\mathrm{N}=9604) \end{gathered}$ |
| 月薪 | $\begin{aligned} & 14300 \\ & (8114) \end{aligned}$ | $\frac{16362}{(8449)}$ | $\frac{9969}{(5149)}$ | $\begin{gathered} \hline 27253 \\ (22030) \end{gathered}$ | $\underline{(25324)}$ | $\frac{20013}{(10812)}$ | $\begin{gathered} \hline 30578 \\ (19381) \end{gathered}$ | $\frac{34501}{(21451)}$ | $\underline{(12878)}$ |
| 年齢 | $\begin{gathered} 33.31 \\ (12.48) \end{gathered}$ | $\frac{35.83}{(12.50)}$ | $\frac{28.02}{(10.63)}$ | $\begin{gathered} 35.67 \\ (11.39) \end{gathered}$ | $\frac{37.30}{(11.47)}$ | $\frac{32.66}{(10.58)}$ | $\begin{gathered} 37.06 \\ (11.10) \end{gathered}$ | $\frac{38.45}{(11.19)}$ | $\frac{34.74}{(10.55)}$ |
| 教育程度 | $\begin{gathered} 9.03 \\ (3.66) \end{gathered}$ | $\begin{gathered} 9.03 \\ (3.58) \end{gathered}$ | $\begin{gathered} 9.04 \\ (3.82) \end{gathered}$ | $\begin{aligned} & 10.28 \\ & (3.44) \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 10.29 \\ & (3.34) \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 10.27 \\ & (3.62) \end{aligned}$ | $\begin{gathered} 11.29 \\ (3.22) \end{gathered}$ | $\frac{11.24}{(3.11)}$ | $\frac{11.39}{(3.40)}$ |
| 年資 | $\begin{gathered} 5.86 \\ (6.81) \end{gathered}$ | $\frac{6.74}{(7.41)}$ | $\frac{4.01}{(4.82)}$ | $\begin{gathered} 6.35 \\ (6.87) \end{gathered}$ | $\frac{7.14}{(7.38)}$ | $\frac{4.88}{(5.52)}$ | $\begin{gathered} 7.40 \\ (7.61) \end{gathered}$ | $\frac{8.32}{(8.17)}$ | $\frac{5.86}{(6.27)}$ |
| 月工作時數 | $\begin{aligned} & 50.10 \\ & (7.79) \end{aligned}$ | $\frac{50.52}{(8.09)}$ | $\frac{49.23}{(7.02)}$ | $\begin{aligned} & 49.21 \\ & (7.04) \end{aligned}$ | $\frac{49.69}{(7.28)}$ | $\frac{48.33}{(6.49)}$ | $\begin{aligned} & 48.16 \\ & (6.80) \end{aligned}$ | $\frac{48.56}{(7.07)}$ | $\frac{47.50}{(6.26)}$ |
| 產業 <br> 核心產業 <br> 邊陲斑業 | 29 71 | $\frac{28}{72}$ | $\frac{31}{69}$ | 27 73 | 27 73 | 27 73 | 44 56 | $\frac{59}{41}$ | $\frac{51}{49}$ |
| 職業 <br> 高層白領基層白領蓝領 | $\begin{aligned} & 15 \\ & 33 \\ & 52 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \underline{16} \\ & 30 \\ & 54 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{12}{40} \\ & 48 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 19 \\ & 37 \\ & 44 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \underline{19} \\ & 31 \\ & 50 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{17}{50} \\ & 33 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 17 \\ & 46 \\ & 37 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{19}{36} \\ & 45 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \underline{15} \\ & 62 \\ & 23 \end{aligned}$ |
| 部門 <br> 政府部門民間部門 | 16 84 | $\frac{16}{84}$ | $\frac{14}{86}$ | 14 86 | 14 86 | $\begin{aligned} & 14 \\ & 86 \end{aligned}$ | 12 88 | $\frac{11}{89}$ | $\frac{13}{87}$ |
| 工作場所規模 <br> 小型企業 <br> 中型企業 <br> 大型企業 | $\begin{aligned} & 43 \\ & 27 \\ & 30 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \underline{49} \\ & 24 \\ & 27 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{30}{33} \\ & 37 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 45 \\ & 29 \\ & 26 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{50}{26} \\ & 24 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{36}{34} \\ & 30 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 44 \\ & 30 \\ & 26 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{49}{28} \\ & 23 \end{aligned}$ | 37 33 30 |
| 都市化程度院轄市省縣轄市鄉村地區 | $\begin{aligned} & 28 \\ & 29 \\ & 43 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \frac{30}{29} \\ & 41 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \underline{24} \\ & 29 \\ & 47 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 28 \\ & 30 \\ & 42 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 28 \\ & 29 \\ & 43 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 28 \\ & 30 \\ & 42 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 24 \\ & 30 \\ & 46 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \underline{23} \\ & 30 \\ & 47 \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & \underline{25} \\ & 31 \\ & 44 \end{aligned}$ |
| 階級 <br> 僱主 <br> 自營作業者受㕍者 | $\begin{gathered} 5 \\ 15 \\ 80 \end{gathered}$ | $\begin{gathered} \underline{7} \\ 18 \\ 75 \end{gathered}$ | $\begin{gathered} 1 \\ 9 \\ 90 \end{gathered}$ | $\begin{gathered} 6 \\ 14 \\ 80 \end{gathered}$ | $\begin{aligned} & \underline{8} \\ & 17 \\ & 75 \end{aligned}$ | $\begin{gathered} \underline{2} \\ 9 \\ 89 \end{gathered}$ | $\begin{gathered} 6 \\ 14 \\ 80 \end{gathered}$ | $\begin{aligned} & \underline{8} \\ & 17 \\ & 75 \end{aligned}$ | $\begin{gathered} \underline{2} \\ 9 \\ 89 \end{gathered}$ |
| 婚姻 <br> 已婚 <br> 未婚 | 61 39 | $\frac{70}{30}$ | $\frac{43}{57}$ | 67 33 | $\frac{72}{28}$ | $\frac{59}{41}$ | 68 32 | $\frac{71}{29}$ | $\frac{62}{38}$ |
| 工作地及居住地 <br> 相同 <br> 不同 | 39 61 | $\frac{39}{61}$ | $\frac{40}{60}$ | 35 65 | 34 66 | 35 65 | 33 67 | $\frac{33}{67}$ | $\frac{32}{68}$ |
| 產業 <br> 女性化產業男性化產業 | 62 38 | $\frac{52}{48}$ | $\frac{81}{19}$ | 64 36 | $\frac{54}{46}$ | $\frac{82}{18}$ | 53 47 | $\frac{41}{59}$ | $\frac{72}{28}$ |
| 職業 <br> 女性化職業 <br> 男性化職業 | 44 56 | $\frac{31}{69}$ | $\frac{73}{27}$ | $\begin{aligned} & 45 \\ & 55 \\ & \hline \end{aligned}$ | $\frac{30}{70}$ | $\frac{74}{26}$ | 55 45 | $\frac{39}{61}$ | $\frac{82}{18}$ |

註：括號內數字爲標準差；連續性變項並作單因子變異數分析，非連續性變項內數字爲百分比並作卡方檢定；加上底線者在 ． 10 水準下顯著。

表 2 主要結構性變項平均月薪及單因子變異數分析

| 變項類別 | 1982 |  | 1992 |  | 2000 |  |
| :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: |
|  | 平均數 | P 値 | 平均數 | P 値 | 平均數 | P 値 |
| 核心產業 | 14358 |  | 26988 |  | 32749 |  |
| 邊陲產業 | 14278 | ． 515 | 27351 | ． 256 | 28836 | ．001＊＊ |
| 高層白領職業 | 20743 |  | 36830 |  | 43711 |  |
| 基層白領職業 | 14570 |  | 26258 |  | 28836 |  |
| 藍領職業 | 12275 | ．001＊＊ | 24000 | ． 001 ＊＊ | 26534 | ．001＊＊ |
| 政府部門 | 16504 |  | 31637 |  | 38128 |  |
| 民間部門 | 13894 | ．001＊＊ | 26528 | ．001＊＊ | 29563 | ．001＊＊ |
| 小型企業 | 14841 |  | 27844 |  | 29261 |  |
| 中型企業 | 13187 |  | 24897 |  | 28668 |  |
| 大型企業 | 14519 | ．001＊＊ | 28795 | ．001＊＊ | 35029 | ． 001 ＊＊ |
| 院轄市 | 16644 |  | 30506 |  | 35380 |  |
| 省縣轄市 | 14675 |  | 27411 |  | 31068 |  |
| 鄉村地區 | 12536 | ．001＊＊ | 24975 | ．001＊＊ | 27781 | ． $001^{* *}$ |
| 僱主 | 26876 |  | 51888 |  | 52140 |  |
| 自營作業者 | 16999 |  | 31104 |  | 32398 |  |
| 受雇者 | 12955 | ． $001^{* *}$ | 24733 | ．001＊＊ | 28600 | ． $001^{* *}$ |
| 女性化產業 | 13745 |  | 26356 |  | 29795 |  |
| 男性化產業 | 15194 | ．001＊＊ | 28835 | ． $001^{* *}$ | 31453 | ．001＊＊ |
| 女性化職業 | 12418 |  | 23000 |  | 27667 |  |
| 男性化職業 | 15806 | ．001＊＊ | 30780 | ．001＊＊ | 34131 | ．001＊＊ |

兩性在產業與企業結構的分佈則十分特別，基本上核心產業的比例在過去二十年間有明顯上升，而女性由 1982 年的較男性相對集中在核心產業，轉移到2000年的相對較集中在邊陲產業，這與雙元經濟理論的說法大

致相符，也與美國相關的實證研究結果類似，如 Coverdill（1988）使用 Bibb和 Form（1977），Tolbert 等人（1980），Beck 等人（1978），和 Hodson（1977）對於雙元經濟理論的操作分類，發現男性相對集中於核心產業，而女性則相對集中於邊陲產業。以企業規模而言，兩性的分佈也有顯著差異，同時男性相對多集中於小型企業，而女性則多集中於中大型企業中，這項趨勢在二十年期間末有改變。造成男性相對集中在小型企業的原因，應爲我國勞動文化的特色，如國人工作觀普遍有「寧爲雞首，不爲牛後」的意識，故經常在受僱若干年後即興起自行創業的念頭，尤以男性更爲明顯，因此從表1 中可看出男性相對傾向爲雇主及自營作業者，而女性則相對多爲受雇者；除此之外，階級身份也與工作場所規模存在關聯，雇主及自營作業者既多爲男性，同時也多限制在小型企業，因爲小型企業創業較爲容易，且多以家族人員經營以減少成本；因此綜合說來，小型企業與雇主及自營作業者間存在一定程度的關聯，而且對於男性樣本特別明顯。由於男性相對多爲雇主及自營作業者，加上小型企業提供雇主及自營作業者存在的可能性，因此使得男性相對較女性集中在小型企業中，而女性則相對較男性集中在中大型企業中而成爲受雇者。這種關係可說明男性爲何相對集中在小型企業，因爲男性相較多爲雇主及自營作業者，而小型企業恰是雇主及自營作業者最有可能的工作場所。

綜合上述對於工作結構的描述，可發現女性並非完全被區隔至不利的工作結構，在某些變項上，女性甚至逐漸佔有較佳的結構性位置，如女性逐漸相對男性較集中於基層白領職業，中大型企業組織，政府部門，院轄市地區等，因此，就兩性就業的工作結構分佈而言，工作結構變項並非完全對於女性不利，至於整體工作結構變項在解釋兩性薪資差異上在過去二十年有何改變，則必須視這些變項間的綜合抵消效果及在工作結構分佈上相互改善速度而定。

就家庭限制觀點變項而言，兩性工作時間均有減少趨勢，同時男性工作時間均較女性爲長，這可能是女性負擔較多家事責任所致，以致無法也不願多加班。在婚姻狀況來說，兩性已婚比例均有提高趨勢，特別是女性已婚比例由 1982 年的 $43 \%$ 顯著升至 1992 年的 $59 \%$ 及 2000 年的 $62 \%$ ，這應當是已婚婦女二度就業或持續就業的情況較二十年前普遍所致。由於婚姻代表女性潛在家事負擔增加，因此這可能不利於兩性薪資差異的改善，加上女性容易受到家庭的牽絆，因此女性應較男性傾向於選擇居住地與工作地相同的工作，這種情形在1982年的樣本中特別明顯，如 $40 \%$ 的女性其工作地與居住地相同，略大於男性之比率，且達到統計上的顯著，而到了 1992 年兩性則無顯著差異，同時 2000 年則不具有此種現象。因此，綜合說來女性較少的工作時數及已婚比率的驟升，顯示家庭限制所致女性薪資相對偏低的現象可能會加劇。

以擁擠理論變項來說，女性較男性傾向在女性化產業中工作，惟其程度有降低㧾勢，如其比例在 1982 及 1992 年分別高達 $81 \%$ 及 $82 \%$ ，但是 2000 年則降爲 $72 \%$ ，顯見女性區隔至女性化產業的現象雖存在，但有降低趨勢，同時由於女性化產業薪資在過去三個時期，約略爲男性化產業的 90 \％至 94\％（見表 2），因此兩性在女性化產業上分佈的懸殊應會造成部分兩性薪資差異。類似的情況也發生在職業女性化結構的分佈上，女性在 1982年有 $73 \%$ 就業於女性化職業中，1992 年則爲 $74 \%, ~ 2000$ 年則增爲 $82 \%$ ，顯見女性被區隔至女性化職業的嚴重性，同時由於女性化職業之薪資在過去三個時期，平均約爲男性化職業的 $75 \%$ 至 $81 \%$（見表2），顯示女性集中在女性化職業的擁擠現象可能造成兩性薪資差異。

表 2 係展示過去三個時期中，各主要工作結構變項的平均薪資水準，由其單因子變異數分析可發現，平均薪資水準的確存在階層化的現象，如

核心產業高於邊陲產業，高層白領依序高於基層白領及藍領職業，政府部門高於民間部門，大型企業依序高於中型及小型企業，院轄市地區依序高於省縣轄市及鄉村地區，雇主高於自營作業者及受雇者，同時在擁擠理論的變項方面，女性化產業低於男性化產業，而女性化職業也低於男性化職業，上述這些現象在 1982，1992，及 2000 年間也均維持相同的型態，顯示兩性在這些結構性變項上的分佈差異，有可能導致兩性間平均薪資的差異。

## 二，兩性平均薪資差異之變遷

爲了解兩性平均薪資差異的變遷，本研究一方面比較兩性平均月薪依 1992 年幣値計算後的差異，結果由表 1 資料可彙整成表 3 之比較表，其中男性月薪在 1982，1992，及 2000 年分別是女性月薪的 $164 \%$ ， $156 \%$ ，及 $144 \%$ ，換言之，在這三個時期男性平均月薪較女性分別高出 $64 \%$ ， $56 \%$ ，及 $44 \%$ ，顯示兩性間之平均月薪在未做任何多變項的控制下，男性平均月薪雖較女性爲高，但其平均差異有逐年縮小的現象。然而由於這項比較並末將兩性相關的個人及工作特性予以控制，以致並無法顯示出性別間平均月薪差異的淨效果，有鑒於此，本文同時建構迴歸分析模型，試圖以多變量模型控制相關變項後，再行比較兩性平均月薪淨差異的變遷趨勢，結果如表4所示。

表 3 男性與女生平均薪資比的變遷

|  | 1982 | 1992 | 2000 |
| :--- | :--- | :--- | :--- |
| 末經控制平均月薪 | $164 \%$ | $156 \%$ | $144 \%$ |
| 經控制後平均新 | $130 \%$ | $131 \%$ | $127 \%$ |

表4 總樣本薪資決定因素的迴歸分析

| 自變項 | $\begin{aligned} & 1982 \\ & \mathrm{~B}(\mathrm{SE}) \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 1992 \\ & \mathrm{~B}(\mathrm{SE}) \end{aligned}$ | $\begin{aligned} & 2000 \\ & \mathrm{~B}(\mathrm{SE}) \end{aligned}$ |
| :---: | :---: | :---: | :---: |
| 性別（女性＝0） | ．3040（．0068）＊＊ | ．3078（．0062）＊＊ | 2670（．0070）＊＊ |
| 人力資本理論變項 |  |  |  |
| 年齡 | ． $0495(.0016)^{* *}$ | ．0451（．0016）＊＊ | ．0342（．0020）＊＊ |
| 年齡平方 | －．0006（．0000）＊＊ | －．0005（．0000）＊＊ | －．0004（．0000）＊＊ |
| 教育程度 | ．0267（．0009）＊＊ | ．0332（．0010）＊＊ | ．0355（．0010）＊＊ |
| 年資 | ． $0205(.0012)^{* *}$ | ．0224（．0011）＊＊ | ．0258（．0010）＊＊ |
| 年資平方 | －．0003（．0000）＊＊ | －．0004（．0000）＊＊ | $-.0005(.0000)^{* *}$ |
| 工作結構變項 |  |  |  |
| 核心產業（ 邊陲產業二0） | ．0467（．0065）＊＊ | ．0172（．0064）＊＊ | ．0411（．0070）＊＊ |
| 高層白領（藍領＝ 0 ） | ．2007（．0105）＊＊ | ． $1932(.0093)^{* *}$ | ． $2010(.0110)^{* *}$ |
| 基層白領 | ．0642（．0074）＊＊ | ．0712（．0069）＊＊ | ． $0495(.0080)^{* *}$ |
| 政府部門（民間部門＝0） | －．0083（．0109） | ．0351（．0109）＊＊ | ． $0321(.0120)^{* *}$ |
| 小型企業（大型企業＝0） | －．1233（．0095）＊＊ | －．0534（．0095）＊＊ | －． $1210(.0100)^{* *}$ |
| 中型企業 | －．0196（．0088）＊ | －．0052（．0089） | $-.0477(.0100)^{* *}$ |
| 院轄市（郷村地區＝0） | ．0751（．0070）＊＊ | ．0445（．0066）＊＊ | ． $0807(.0080)^{* *}$ |
| 省縣轄市 | ．0273（．0065）＊＊ | －．0192（．0063）＊＊ | ．0001（．0070） |
| 僱土（受雇者＝0） | ．4824（．0134）＊＊ | ． $3546(.0121)^{* *}$ | ．2800（．0140）＊＊ |
| 自營作業者 | ．1448（．0102）＊＊ | ．1096（．0096）＊＊ | ．0802（．0110）＊＊ |
| 家庭限制變項 |  |  |  |
| 工作時數 | ．0046（．0004）＊＊ | ． $0035(.0004)^{* *}$ | ． $0039(.0000)^{* *}$ |
| 已婚（ 末婚 $=0$ ） | ．0901（．0081）＊＊ | ．0520（．0076）＊＊ | ．0599（．0090）＊＊ |
| 工作及居住地（不同＝0） | －．0707（．0060）＊＊ | －．0702（．0059）＊＊ | $-.0447(.0070)^{* *}$ |
| 擁擠理論變項 |  |  |  |
| 女性化產業（否＝0） | －．0811（．0066）＊＊ | －．0895（．0064）＊＊ | －．0369（．0070）＊＊ |
| 女性化職業（否＝0） | －．0238（．0067）＊＊ | －．0575（．0063）＊＊ | －．0392（．0070）＊＊ |
| 常數 | 7．7403（．0349）＊＊ | 8．3939（．0378）＊＊ | $8.5850(.0440)^{* *}$ |
| 樣本數 | 20716 | 24045 | 25643 |
| Adj R－Sq | .4769 | 4188 | ． 3200 |

註：＊＊ $\mathrm{p}<.01, ~ * \mathrm{p}<.05$

茲以性別虛擬變項及前述四組理論變項爲自變項，以取自然對數後的月薪爲依變項，分就1982，1992，及 2000 年樣本進行迴歸分析，目的在了解當四組理論變項被控制的情況下，兩性平均薪資是否仍存在顯著差異，且差異在過去二十年間是否有所改變。換言之，當兩性人力資本與家庭負擔相同，且處在相同工作結構與擁擠程度下，若女性平均薪資仍顯著低於男性，則可用以說明女性受到的薪資歧視程度。

表 4 中調整後的決定係數（R－squared）分別爲 $0.48, ~ 0.42$ ，及 0.32 ，從決定係數與過去相關研究比較，這個模型應是合理的薪資決定因素模型。性別係數則顯示 1982，1992，及 2000 年兩性平均薪資仍存在顯著差異，換言之，當人力資本，工作結構，家庭限制，及擁擠程度均被控制不變的情況下，1982 年男性平均薪資較女性高出約 $30.40 \%$ ，1992 年男性高出 $30.78 \%$ ，而 2000 年男性則高出 $26.70 \%$ 。表3中顯示當其它變項未受控制情況下，1982年男性薪資較女性多出 $64 \%$ ，如今將四組理論變項予以控制後，則男性只較女性多出 $30.40 \%$ 而已，這中間顯著減少的差異反映了 1982 年男性應較女性在四組變項分佈上擁有綜合優勢；同樣的情形也發生在 1992 及 2000 年中，如 1992 年未受控制情況下，男性薪資原仍較女性高出 $56 \%$ ，經控制四組變項後則只高出 $30.78 \%$ ，而 2000 年未受控制下，男性原較女性平均月薪多出 $44 \%$ ，控制後則只多出 $27 \%$ 而已，顯示男性在 1992及2000年仍在這四組變項上享有綜合的分佈優勢。而經以 T 檢定驗證 1982，1992，及2000年性別迴歸係數是否相等，結果發現1982及1992年間未達統計上的顯著差異，但是1992與2000年性別係數的檢定則達顯著差異（ $\mathrm{T}=4.36$ ），因此可歸論爲：當兩性人力資本，工作結構，家庭限制，及工作擁擠程度相同的情況下，男性平均薪資在1982及1992年仍較女性多出 $30 \%$ ，但是這項差距在 2000 年則已顯著縮小至 $27 \%$ 。綜合表 3資料而言，無論就未經控制或已經多變量控制之兩性平均薪資差異變遷而

言，均一致顯示兩性的平均薪資差異在 1982，1992，及 2000 年期間有縮小的趨勢。

## 三，兩性薪資差異分解之變遷

兩性薪資差異一方面是女性在薪資相關變項上平均數（或分佈）較男性爲低（或不利），二方面也是薪資對於各自變項回饋的程度（即斜率）因性別而異所致，前者可以兩性薪資差異分解法加以探討，至於後者則可藉比較兩性薪資方程式的斜率是否有差異加以驗證，表 5 即爲後者比較的結果，同時基於表 5 也得以進一步將兩性平均薪資差異加以分解。

本研究係採用「互動模型」將取自然對數後的兩性平均薪資差異分解成：常數項，斜率項，平均數項，及互動項。根據 Jones and Kelley（1984）的觀點，常數項應與斜率項合併以代表無法被模型合理解釋的殘差程度，而不宜單獨分開解釋，因此表 6 中之分解結果可發現，1982 年兩性薪資差異有 $55 \%$ 是無法被模型中的變項解釋，換言之，這係來自兩性斜率的不同及部份斜率因素以外無法解釋的歧視因素；使用相同的模型與方法，可發現1992年兩性薪資差異有 $67 \%$ 係來自無法被模型合理解釋的殘差歧視， 2000 年該項比率則提升至 $74 \%$ ；與 1982 年相較，在過去二十年間兩性薪資差異受到無法合理解釋的殘差程度有增加的趨勢，顯示兩性薪資差異中來自歧視的部分可能增加，同時也可能存在新增的歧視因素，但向未被列入本文模型考慮。

爲進一步檢視歷年模型無法解釋殘差比率遞增究竟係斜率歧視的增加，抑或是原模型納入有效變項不足所致，經比較表 5 兩性間斜率顯著差異的變遷，發現兩性間斜率顯著差異的數量並沒有遞增，同時女性斜率不及男性的程度也沒有惡化，因此殘差比率遞增應非反映薪資歧視的斜率差

異所致，較有可能者係模型中納入的變項在監測兩性薪資差異的敏感度遞減所致。如表 4 薪資決定模型中 2000 年的決定係數僅爲 3200 ，較 1982 年的． 4769 和 1992 年的． 4188 顯著爲低，顯示同樣模型對薪資的解釋力遞減；同時表5 中歷年兩性薪資模型的解釋力也有遞減趨勢（如男性的 3848 ， 2979 ， 2420 ，女性的 $3747, .3731, ~ 3040$ ），顯然在社經變遷的過程中存在新興的歧視因素並未被模型納入。

在使用不同的方法與變項控制的其他研究中，相關的研究也出現類似的研究發現，例如陳俊全（1992）也發現女性在 1979 及 1989 年間有遞增無法合理解釋的薪資差異殘差，如依不同分解方法，其無法解釋的殘差在 1979 至 1989 年間，分別由 $57.12 \%$ 增加爲 $79.06 \%$ 及由 $60.89 \%$ 增加爲 79.29 \％；Wang（1997）則發現該項殘差比率在 1983 年由 $53 \%$ 增加爲 1992 年的 $67 \%$ ，顯示相關研究有共同一致的發現。

表5 兩性薪資決定因素的迴歸分析

| 自變項 | 1982 |  | 1992 |  | 2000 |  |
| :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: |
|  | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 | 男性 | 女性 |
| 人力資本理論變項 |  |  |  |  |  |  |
| 年齢 | $\underline{.0632 * *}$ | $\underline{.0302 * *}$ | $\underline{.0539 * *}$ | $\underline{.0349 * *}$ | $\frac{.0396 * *}{(0020)}$ | $\frac{.0330 * *}{(0030)}$ |
|  | （．0020） | （．0028） | （．0021） | （．0026） | （．0020） | （．0030） |
| 年齢平方 | $\underline{-.0008 * *}$ | $\underline{-.0004 * *}$ | －．0006＊＊ | $\underline{-.0004 * *}$ | －．0005＊＊ | －．0004＊＊ |
|  | （．0000） | （．0000） | （．0000） | （．0000） | （．0000） | （．0000） |
| 教育程度 | ．0257＊＊ | ．0229＊＊ | ．0290＊＊ | ．0361＊＊ | ．0318＊＊ | ．0342＊＊ |
|  | （．0011） | （．0016） | （．0012） | （．0017） | （．0020） | （．0020） |
| 年資 | ．0128＊＊ | ． $0327 * *$ | ．0178＊＊ | ． $0244 * *$ | ． $02003 * *$ | ． $0312 * *$ |
|  | （．0014） | （．0024） | （．0013） | （．0020） | （．0010） | （．0020） |
| 年資平方 | $\underline{-.0001 * *}$ | －． 0007 | －．0003＊＊ | $\underline{-.0005 * *}$ | －．0003＊＊ | －．0006＊＊ |
|  | （．0000） | （．0000） | （．0000） | （．0000） | （．0000） | （．0000） |
| 工作結構變項 |  |  |  |  |  |  |
| 核心產業（邊陣產業＝0） | ．0591＊＊ | ． 0087 | ．0193＊ | ．0388＊＊ | ．0366＊＊ | ．0354＊＊ |
|  | （．0082） | （．0103） | （．0080） | （．0103） | （．0090） | （．0110） |
| 高層白領（藍領＝0） | $\xrightarrow{1847 * *}$ | ．2570＊＊ | ．1550＊＊ | ．2878＊＊ | $\underline{.1720 * *}$ | ．2960＊＊ |
|  | （．0125） | （．0190） | （．0112） | （．0165） | （．0130） | （．0180） |
| 基層白領 | ．0494＊＊ | ．1192＊＊ | ． 0483 ＊＊ | $\underline{.1361 * *}$ | ． 0100 | ． 1360 ＊＊ |
|  | （．0095） | （．0120） | （．0089） | （．0113） | （．0100） | （．0130） |
| 政府部門（民間部門＝0） | －．0385＊＊ | ． $08555^{*}$ | ． 0162 | ． $07.0178{ }^{\text {\％}}$ | ． 0195 | ． 0327 |
|  | （．0138） | （．0178） | （．0140） | （．0171） | （．0170） | （．0180） |
| 小型企業（大型企業＝0） | $\underline{-.1052 * *}$ | $\underline{-.1544 * *}$ | $\underline{-.0161}$ | $\underline{-.1312 * *}$ | $\underline{-1160 * *}$ | $\underline{-.1710 * *}$ |
|  | （．0126） | （．0143） | （．0127） | （．0140） | （．0140） | （．0150） |
| 中型企業 | －．0246＊ | －． 0021 | ． 0072 | －． 0201 | －．0504＊＊ | －．0612＊＊ |
|  | （．0122） | （．0118） | （．0121） | （．0126） | （．0130） | （．0130） |
| 院轄市（鄉村地區＝0） | ．0838＊＊ | ．0602＊＊ | ．0434＊＊ | ．0525＊＊ | ．0781＊＊ | ．090 1＊＊ |
|  | （．0086） | （．0114） | （．0083） | （．0105） | （．0110） | （．0120） |
| 省縣轄市 | ．0417＊＊ | －． 0023 | －． 0129 | －．0265＊＊ | ． 0046 | ． 0004 |
|  | （．0081） | （．0102） | （．0079） | （．0079） | （．0090） | （．0100） |
| 僱主（受雇者＝0） | ．4322＊＊ | ．6929＊＊ | ．2982＊＊ | ．6045＊＊ | ．2610＊＊ | ．3030＊＊ |
|  | （．0149） | （．0345） | （．0133） | （．0317） | （．0160） | （．0310） |
| 自營作業者 | ．1416＊＊ | ．0897＊＊ | ． $0767 * *$ | ． $1312 * *$ | ．0565＊＊ | ．0867＊＊ |
|  | （．0119） | （．0199） | （．0114） | （．0185） | （．0140） | （．0180） |
| 家庭限制變項 |  |  |  |  |  |  |
| 工作時數 | ．0041＊＊ | ．0051＊＊ | ．0035＊＊ | ．0033＊＊ | ．0050＊＊ | ．0016＊ |
|  | （．0004） | （．0006） | （．0005） | （．0007） | （．0010） | （．0010） |
| 已婚（末婚＝0） | $\xrightarrow{1331^{* *}}$ | ． 0130 | $\underline{.1152 * *}$ | $\underline{-.0249^{*}}$ | ．1280＊＊ | $\underline{-.0239 *}$ |
|  | （．0098） | （．0137） | （．0097） | （．0118） | （．0110） | （．0120） |
| 工作及居住地（不同＝0） | －．0570＊＊ | $\underline{-.0823 * *}$ | $\underline{-.0556 * *}$ | $\underline{-.0785 * *}$ | －． 0262 | $\underline{-.0632 * *}$ |
|  | （．0075） | （．0094） | （．0074） | （．0093） | （．0090） | （．0100） |
| 擁擠理論變項 |  |  |  |  |  |  |
| 女性化產業（否＝0） | $\underline{-.0875 * *}$ | $\underline{-.0136}$ | $\underline{-.0832 * *}$ | $\underline{-.0356^{* *}}$ | $\underline{-0401^{* *}}$ | －．0046 |
|  | （．0079） | （．0122） | （．0077） | （．0117） | （．0090） | （．0100） |
| 女性化職業（否＝0） | $\underline{-.0506 * *}$ | ． 0192 | －．0666＊＊ | －．0573＊＊ | $\underline{-.0240^{* *}}$ | $\underline{-.0557^{* *}}$ |
|  | （．0084） | （．0107） | （．0079） | （．0105） | （．0080） | （．0120） |
| 常數 | 7．8136＊＊ | 7．9883＊＊ | 8．5394＊＊ | 8．5032＊＊ | 8．7180＊＊ | 8．7170＊＊ |
|  | （．0449） | （．0579） | （．0490） | （．0599） | （．0590） | （．0680） |
| 樣本數 | 14033 | 6683 | 15589 | 8456 | 16039 | 9604 |
| Adj R－Sq | ． 3848 | 3747 | ． 2979 | ． 3731 | ． 2420 | ． 3040 |

註：括號內數字爲標準誤；經使用雙尾 T 値檢定，p 値小於． 01 者其後加＊＊，小於 .05 者加 $*$ 。同時以
雙尾 T 值檢定兩性各淨迴歸係數是否相等，在． 10 水準下達到顯著者，其係數下加底線

兩性薪資差異分解法有一特點，即可了解兩性在各變項平均數的差異究竟可以解釋多少百分比的兩性薪資差異，因此表 6 中符號若爲正數，代表有助於解釋兩性薪資差異，即男性較女性在平均數上獲得優勢，反之，負號表示可抵銷解釋兩性薪資差異，即女性在平均數分佈上較男性擁有優勢，這也是前述迴歸分析無法做到的。綜合說來，兩性在各自變項中平均數的差異在1982年共可以解釋 $21 \%$ 的兩性薪資差異，這可從表 6 中平均數項看出，換言之，男性在四組變項上普遍仍有較女性綜合爲高的平均數 （或稱優勢），而1992年兩性平均薪資差異則有 $24 \%$ 可爲男性具較高的平均數（或分佈）所解釋，兩者比例似乎相距不大，但是在2000年，該項平均數項所能解釋的兩性平均薪資差異即已降至 $15 \%$ ，代表男性在 1982 及 1992 年時普遍較女性有更多的人力資本，佔據更佳的工作結構性位置，較少家庭負擔，及較傾向分配在男性化部門中，但是男性在這些變項上分佈的優勢已在2000年逐漸縮小。

若將平均數項區分爲四組變項並做跨年比較，1982年中兩性人力資本的差異（ $15 \%$ ）及兩性工作結構分佈的差異（ $6 \%$ ）可解釋較多兩性平均薪資差異，而來自兩性家庭限制（ $2 \%$ ）及男性化部門分佈差異（ $-1 \%$ ）的解釋力則極小；而1992年中則以兩性人力資本差異（ $12 \%$ ）及兩性男性化部門分配差異（ $8 \%$ ）對於兩性薪資差異較具解釋力；而2000年則以兩性人力資本差異（ $14 \%$ ），兩性男性化部門分佈差異（ $9 \%$ ），及兩性工作結構分佈差異（ $8 \%$ ）有較高的解釋力。若比較二十年間各組變項的變化，則人力資本所能解釋的兩性薪資差異有穩定且顯著的趨勢（如 $15 \% \rightarrow 12 \% \rightarrow 14$ $\%)$ ，同時在歷年間一直是解釋兩性薪資差異最重要的因素，這也符合前述兩性勞動力特徵變遷的描述，因兩性綜合而言在人力資本上仍有顯著差距，特別是男性在年齡與年資部分仍擁有優勢，故其所能解釋的比率綜合而言仍極顯著。但是教育程度已無法解釋太多兩性間的薪資差異 $(-0 \% \rightarrow 0$
$\% \rightarrow-2 \%)$ ，這與表1中兩性教育程度的變遷吻合，因1982及1992年間兩性即已不存在平均教育程度的差距，甚至 2000 年女性平均教育程度已顯著高於男性；而男性年齡則顯較女性爲高，綜合年齡及年齡平方的效果則可解釋顯著的兩性薪資差異 $(6 \% \rightarrow 6 \% \rightarrow 3 \%)$ ，只是隨著女性勞動力年齡的增加，這項因素的解釋力也在逐漸縮小中；年資及年資平方所能解釋的比例則分別爲 $9 \%$ ， $6 \%$ ，及 $13 \%$ ，也反映女性相對無法如男性較長期從事同一工作，而這項因素即對兩性薪資差異有明顯解釋力。

## 表 6 兩性平均薪資差異的分解與變遷

| 分 解 項目 | 1982 | 1992 | 2000 |
| :---: | :---: | :---: | :---: |
| （A）常數項（ $A_{m}-A_{f}$ ） | －．1747（－36） | 0362（8） | 0010（0） |
| （B）斜孪項（ $\sum \mathrm{X}_{\mathrm{f}}\left(\mathrm{B}_{\mathrm{m}}-\mathrm{B}_{\mathrm{f}}\right.$ ）$)$ | ．4406（91） | ．2593（59） | ．2171（74） |
| （C）平均數項（ $\mathrm{EB}_{\mathrm{f}}\left(\mathrm{X}_{\mathrm{m}}-\mathrm{X}_{\mathrm{f}}\right)$ ） | ．0999（21） | ．1047（24） | ．0440（15） |
| 人力資本理論變項 | ． $0732(15)$ | ．0545（12） | ．0422（14） |
| 年秢 | 2359（49） | ．1619（37） | ．1225（42） |
| 年齢平方 | －．2079（－43） | －．1376（－31） | －．1143（－39） |
| 教育程度 | －．0002（－0） | ．0007（0） | －． $0053(-2)$ |
| 年資 | ．0893（18） | ．0550（12） | ． $0767(26)$ |
| 年資平方 | －．0439（－9） | －．0255（－6） | －．0374（－13） |
| 工作結構變項 | ．0309（6） | ． $0130(3)$ | ． 0229 （8） |
| 核心產業（邊陲產業 $=0$ ） | －．0003（－0） | ．0020（0） | －．0028（－1） |
| 高層白領（藍領＝ 0 ） | ．0104（2） | ．0060（1） | ．0089（3） |
| 基層白領 | －．0120（－2） | －．0260（－6） | －．0341（－11） |
| 政府部門（民間部門 $=0$ ） | ．0015（0） | －．0002（－0） | －． $00005(-0)$ |
| 小型企業（大型企業＝0） | －．0293（－6） | －．0178（－5） | －．0206（－7） |
| 中型企業 | ．0002（0） | ．0017（0） | ． 0035 （1） |
| 院轄市（鄕村地區＝0） | ．0033（1） | －．0000（－0） | －．0028（－1） |
| 省縣轄市 | －．0000（－0） | ．0002（0） | ．0000（0） |
| 僱主（受雇者＝0） | ．0378（8） | ．0381（9） | ． 0189 （6） |
| 自營作業者 | ．0078（2） | ．0108（3） | ．0066（2） |
| 家庭限制變項 | ． $0115(2)$ | ． 0021 （1） | ． $0012(0)$ |
| 工作時數 | ． 0065 （1） | 0045（1） | ． 0017 （1） |
| 已婚（未婚二0） | ． $0035(1)$ | －．0032（－1） | －．0022（－1） |
| 工作及居住地（不同 $=0$ ） | ． 0015 （0） | ．0008（0） | －．0007（－0） |
| 擁捇理論變項 | －．0041（－1） | ． $0351(8)$ | ． $0257(9)$ |
| 女性化產業（否 $=0$ ） | ．0039（1） | ．0098（2） | ．0014（1） |
| 女性化職業（否＝0） | －．0080（－2） | ．0253（6） | ．0243（8） |
| （D）互動項（ $\left.\Sigma\left(\mathrm{B}_{\mathrm{m}}-\mathrm{B}_{\mathrm{f}}\right)\left(\overline{\mathrm{X}}_{\mathrm{m}}-\overline{\mathrm{X}}_{\mathrm{f}}\right)\right)$ | 1177（24） | 0409（9） | 0329（11） |
| 無法解釋項（ $\mathrm{A}+\mathrm{B}$ ） | 2659（55） | 2955（67） | 2181（74） |
| 平均數項（C） | ．0999（21） | ．1047（24） | ．0440（15） |
| 互動項（D） | ．1177（24） | ． 0409 （9） | ．0329（11） |
| 兩性雨均薪資差異（ $\mathrm{LnY}_{\mathrm{m}}-\mathrm{LnY} \mathrm{Y}_{\mathrm{f}}$ ） | 4835（100） | 4411（100） | 2950（100） |

註：括號內數字爲可解釋兩性平均薪資差異之百分比。

工作結構變項合計所解釋的比率分別爲 $6 \%$ ， $3 \%$ ，及 $8 \%$ ，這反映女性進入較佳工作結構的機會綜合而言仍較男性爲差，儘管女性佔有部份有利的工作結構，如基層白領職業及大，中型企業等。若就個別變項觀察，兩性在核心與邊陲產業的分佈差異解釋力並不高（ $-0 \% \rightarrow 0 \% \rightarrow-1 \%$ ），故該變項無法解釋一定程度的兩性薪資差異。因此，雙元經濟理論強調女性過度區隔至低薪的邊陲產業的現象，並沒有造成兩性薪資明顯的差異，這項發現與國外情況是較爲不同的。如 Coverdill（1988）使用四種核心與邊陲產業的分類結果，發現分別有 $1.0 \%$ ， $4.8 \%$ ， $5.6 \%$ 和 $8.3 \%$ 的兩性薪資差異可被解釋，即係由於兩性在產業區隔上分佈不均所致。同時，女性已在職業結構上逐漸改善其分佈，特別是女性就業的基層白領化，故女性在職業結構上分佈的改善已漸能沖銷掉兩性的薪資差異（ $0 \% \rightarrow-5 \% \rightarrow-8$ $\%$ ），即基本上女性綜合從職業結構中獲得優勢。同樣情沉也發生在企業結構的分佈上，例如女性相對較男性集中於大，中型企業，使得女性在企業分佈上的優勢已逐漸抵銷兩性薪資差異（ $-6 \% \rightarrow-5 \% \rightarrow-6 \%$ ）；兩性在公私部門分佈上差異不大，因此無法解釋兩性間的薪資差異（ $0 \% \rightarrow-0 \% \rightarrow-0$ $\%$ ）；而兩性在都市化程度上的分佈也無明顯差異，因此無助於解釋兩性薪資差異（ $1 \% \rightarrow 0 \% \rightarrow-1 \%$ ）。

最後兩性不僅在階級結構分佈上有顯著不同，這項差異在 1982 年則可解釋 $10 \%$ 的兩性薪資差異，在 1992 年則可解釋至 $12 \%, ~ 2000$ 年則仍有 $8 \%$ 的解釋力，因此階級無疑是影響兩性薪資差異較爲重要的結構因素，這項發現與 Wang（1997）發現相同，Wang 係以 Goldthrope 的分類操作階級的概念，結果發現階級變項在 1983 及 1992 年分別可解釋 $4.7 \%$ 及 $6.8 \%$ 的兩性薪資差異；除此之外，陳建志（2001）使用1997年「三期三次社會變遷調查社會階層組」之調查樣本指出性別間可能存在「成爲老闆機會不平等」的差異，從而間接可能對於性別收入帶來歧視，事實上在本研究中也

得到證實。部分學者則認爲階級變項所具有的解釋力，也隱含了「風險溢價」（risk premium）的概念，因爲雇主或自營作業者在經營上必須承擔較多的風險，因而有較高薪資。事實上從表1描述性資料中也可發現，女性歷年相對有極低比率成爲雇主及自營作業者，這反映性別與階級間的關聯是未來値得研究的重點。

在解釋兩性薪資差異上，兩性在產業結構，公私部門，及都市化程度上分佈並無太大差異，對於兩性薪資差異的解釋極爲有限，相對重要的工作結構則是職業結構及企業結構，因爲女性甚至在這兩項工作結構上較男性具有優勢的分佈，如漸多的女性已可進入高層白領，且又多數集中在中薪的基層白領，甚至較男性多集中在大，中型企業，故女性在這兩項工作結構上的優勢有助於女性取得高薪，也抵銷了兩性的薪資差異。但是相對而言，由於女性幾乎都是受雇者，這也使其處在極爲不利的階級結構中，從而造成兩性間的薪資差異，因此，在部份工作結構分佈有利於女性及部份不利於女性的情況下，兩相抵消，也使得兩性在工作結構上的分佈情形，解釋了部分的兩性薪資差異，而其解釋力在三個時期中則介於 $3 \%$ 至 $8 \%$ 之間。

在所有工作結構變項中，以階級結構分佈對於女性最爲不利，兩性在階級結構的分佈上在過去二十年未有顯著改變，歷年女性只有 1 至 $2 \%$ 的雇主和 $9 \%$ 左右的自營作業者，其餘約 $90 \%$ 則均爲受雇者，而男性則相對約有 $8 \%$ 的雇主， $17 \%$ 的自營作業者，和 $75 \%$ 的受雇者（見表 1），二十年來女性約穩定維持 $10 \%$ 左右的雇主和自營作業者組成未見任何改善，這也顯著的解釋了約 $8 \%$ 至 $12 \%$ 的兩性薪資差異（見表6）。這項源自於文化，社會化過程，及家庭內對於女性歧視的階級結構分佈不均，無疑是項不易克服的結構性障礙，尤以我國文化中重男輕女，以致財產及事業繼承傳子

不傳女，本就使女性不易自然成爲雇主或自營作業者，加以社會化過程中灌輸女性以家庭角色爲重的觀念，也使得女性缺乏創業的動機，即使有創業的可能，女性仍退居幕後，而使丈夫成爲掌握實際經營決策的老闆，種種因素交織，因此也明顯造成兩性間的薪資差異。

本研究發現家庭限制變項對於兩性薪資差異的解釋程度極爲低微（2 $\% \rightarrow 1 \% \rightarrow 0 \%)$ ，然而這未必是兩性家庭限制的差異無法解釋兩性薪資差異，可能係受制於資料的可及性，使得本文所用三個變項並非測量家庭限制最佳的指標，如兩性家事投入的時間及家事分工內容均未被列入，而主計處原始資料中原有子女年齡與數目等資訊，但因只詢問女性而已，男性樣本缺乏相關資料，以致也無法操作。即如文獻所述，兩性薪資差異的根源應與兩性家事分工不均有關，未來除應繼續探索勞動市場對女性的歧視外，更應擴及到家庭內部兩性不平等的探討，如此才能理解家庭因素與女性勞動市場歧視的關聯，及其對兩性薪資可能的影響。

至於擁擠理論所能解釋兩性薪資差異的比率則有明㙷遞增的趨勢（－1 $\% \rightarrow 8 \% \rightarrow 9 \%)$ ，其中主要係來自女性過度集中到女性化職業所致，如女性任職於女性化職業的比率，由 1982 年的 $73 \%$ 增加到 2000 年的 $82 \%$ ，而女性化職業平均薪資又只有男性化職業的 $75 \%$ 至 $81 \%$ 而已（見表2），以致使得兩性間在女性化職業上分佈不均顯著造成兩性平均薪資差異，因此未來宜進一步探究造成女性過度集中女性化職業的原因，並進一步在兩性社會化過程中傳輸正確的職業選擇態度，如此當有助於減少兩性間的薪資差異。

## 四，兩性薪資歧視來源之探討

茲將 1982，1992，及 2000 年兩性樣本分別進行薪資的迴歸分析，其

中所用模型及變項處理均一致，並進一步以 T 値檢定兩性各迴歸係數是否相等，以了解女性在那些變項上受到不公平的斜率歧視。從表 5 中可發現，女性薪資斜率的確部分受到歧視。

由於兩性在 1982，1992，及 2000 年之年齡係數均爲正號，且年齡平方係數均爲負號，顯示兩性在兩個時點中年齡與薪資有倒 U 字型的關係，即薪資隨著年齡增加先遞增然後再遞減，同時由年齢平方的負値可了解，男性的倒 U 字型較爲顯著，而女性的倒U 字型則較爲緩和，顯示年齡增加所致薪資增加的效果對於男性較爲顯著，因此我們可發現女性在年齡上受到薪資歧視。由於女性普遍有二度就業的情況，與男性相同年齡的情況下，女性的工作經驗與年資往往較短，而且也導致女性有較低的權威性及升遷可能，這可能使得女性年齡的效果顯著低於男性。

至於女性較男性在 1992 年有更高的教育效果，但在 1982 及 2000 年中則無統計上的顯著差異，這顯然是項較爲特殊的發現。事實上 Corcoran and Duncan（1979）在比較美國種族性別薪資差異時，其迴歸方程式即顯示白人女性的教育斜率大於白人男性，同時黑人女性的教育斜率也大於黑人男性；Deolalikar（1993）使用印尼的樣本也發現類似的結果，特別是對於高教育程度者更爲明顯，他認爲這可能是樣本選擇所致，如進入勞動市場就業的女性傾向於高學歷及經過高度挑選較具才智者所致。使用與本文相同的調查資料來源，Gannicott（1986）也發現我國女性從教育程度中獲得較佳付酬，如在教育的九項虛擬變項中，女性有七項斜率較男性爲大，而在薪資分解的斜率項中，教育也顯現綜合有利於女性的方向；陳俊全 （1992）使用類似的資料來源，也發現無論是1979或1989年，專科及大學以上對於薪資的影響仍以女性較高；而張晉芬（1996）也發現女性教育程度斜率較男性爲大的相同研究發現。蔡淑鈴（1987，1990）也發現女性

的職業地位與教育成就相關程度較男性爲高，在未進一步控制其它變項的情況下，這種現象大致不因從業身份和職業而有改變，同時在 44 歲以下年齢層更爲明顯，至於進一步控制相關變項後，這種現象仍存在於藍領和白領職業中具初中以上教育程度的女性，其中以白領職業更爲明顯；蔡淑鈴 （1990）使用美國威斯康辛州的資料來源，結果發現女性教育成就對於工作所得的影響較男性爲高，基於上述研究發現，蔡淑鈴（1990）認爲女性比男性更遵循著「績效原則」（meritocracy）來取得其經濟報酬，換言之，女性較男性更依賴自己的努力來取得經濟報酬。除此之外，教育的普及使得女性接受高等教育的改善速度較男性爲快，甚至女性不僅在教育的年數有改善，教育品質與主修專長在性別間的差異可能縮小，如女性得以進入國立大學，研究所或原先較屬於男性的科系等，這些對於薪資的正面效果可能也都爲教育係數所涵蓋。

表 5 中另一有趣發現即無論是 1982，1992 或2000年，女性年資對於薪資的影響均較男性爲大，U 字型的型態也以女性較爲顯著，事實上過去使用類似資料來源，Gannicott（1986）及陳俊全（1992）也有相同發現，只是作者均末進一步探討。這或許有兩種可能，首先是如同解釋兩性教育程度的差異一般，由於兩性工作性質的差異，雇主在決定兩性薪資時標準有所不同，如強調以教育程度及年資等靜態的客觀條件來決定女性薪資，而對於男性可能較強調其能力，效率，與實際生產力，因此年資的效果對於男性而言較不彰顯。

由於工作結構變項已全部處理成虛擬變項，因此可比較較佳及較差工作結構間是否存在薪資差異，並以 T 値檢定這項差異在兩性間是否相同。從表5顯示，若就單一變項觀察，兩性在產業結構間的薪資差異已漸消除，女性白領和藍領間的薪資差異則明顯大於男性，女性在大，小型企業間的

薪資差異也大於男性，兩性在地區間的薪資差異已漸消失，而兩性與階級間的薪資差異則不甚明顯。

處在核心產業時享受的結構性薪資利益是否會因性別而有不同？這項問題也是新結構論者頗感興趣的問題，Coverdill（1988）回顧美國過去社會學中的相關研究，發現過去研究結論頗爲紛歧，如 Bibb and Form （1977）發現女性享有的結構性利盆只有男性的 $57 \%$ ，Lord and Folk （1980）發現女性只享有男性的 $61 \%$ ，但是 Coverman（1983）則發現女性享有較男性高出 $42 \%$ 的結構性利益，而 Ward and Muller（1985）， Fligstein \Hicks and Morgan（1983）發現兩性間並沒有統計上的顯著差異，相反的，Maume（1985）發現白人男性薪資在核心較邊陲產業爲高，但是白人女性則在邊陲產業有較高的薪資。Coverdill（1988）同時採用 Bibb and Form（1977），Tolbert et al．（1980），Beck et al．（1978）和 Hodson（1977）對於核心與邊陲產業的分類，結果發現使用前三項分類結果後，兩性在核心產業的結構性利益並無差別，而 Hodson 的分類結果則顯示女性享有較男性爲高的結構性利益。無疑的，美國實證研究結果對於兩性在核心產業之結構性利益是否有別仍未有定論，這主要係由於研究者所用資料來源不同，模型設定不同，且操作核心與邊陲產業的結果也不同所致。至於本文研究發現，男性在 1982 年享受的核心產業結構性利益顯著高於女性，但是到了 1992 年及 2000 年，兩性已無統計顯著差異，這顯示核心產業結構性利益對於兩性應已無不同。

至於家庭限制變項中，兩性工作時數對薪資的影響在 1982 及 1992 年均未有顯著差距，但2000年則顯示對於女性有不公平的給付情形。婚姻對於兩性薪資的效果則截然不同，已婚男性普遍較未婚男性薪資爲高，而已婚女性薪資則顯著少於未婚女性，這現象大致與過去研究相符合（如

Gannicott， 1986 ；陳俊全，1992），其中原因可能是婚姻對於雇主及兩性的意義均有不同，如已婚對於男性而言可能顯示其家庭財務需求較爲殷切，工作投入較高，及工作穩定性較高，這對於雇主較具正面意義，也可能提昇其生產力與工作品質；反之，已婚對於女性而言意味家庭負擔增強，對雇主也意味工作品質降低及請假次數增加等，因此婚姻反而不利於女性的薪資；除此之外，由於本文僅探討經濟生產力所致薪資的性別差異，對於婦女投入子女養育及其人力資源貢獻的社會生產力則未觸及，事實上這部分的議題也應列入未來討論，特別是本研究發現未如已婚男性之薪資高於末婚男性，已婚女性甚且薪資顯著低於未婚女性，也凸顯已婚婦女因社會生產力之貢獻而影響其經濟生產力的情形，同時也未如男性般獲得因婚姻所致的特殊利益，顯示勞動市場對於女性婚育角色存在相當程度的歧視。對於兩性而言，工作地與居住地相同者其薪資較不同者爲低，顯見若工作機會受制於家庭附近，其工作待遇也受到不良影響，同時也可能是較高的薪水促使人們願意跨行政區就業，而 T 値檢定顯示女性工作及居住地不同者享受較男性爲高的薪資差異。

在擁擠理論變項方面，Coverdill（1988），England，Chassie，and McCormack（1982），Aldrich and Buchele（1986），Blau and Beller（1988），和 Sorensen（1990）等人之研究均顯示，受僱於女性化職業的男性較女性有負面的薪資影響，本文發現1982年男性在女性化產業約較男性化產業的男性薪資少 $8.75 \%$ ，女性則只少 $1.36 \%$ ，到了 1992 年男性則少 $8.32 \%$ ，而女性則只少 $3.56 \%, 2000$ 年時男性少 $4.01 \%$ ，但是女性則只少 $0.46 \%$ ，台灣的情形與美國相似；至於在女性化職業方面，1982 年男性相對少 5.06 $\%$ ，女性約略相當，而 1992 年男性相對少 $6.66 \%$ ，女性則只少 $5.73 \%$ 而已，但是 2000 年男性少 $2.40 \%$ ，但女性則少 $5.57 \%$ 。

## 伍，結論與建議

本研究發現在末做任何控制的情形下，男性平均月薪在 1982，1992，及 2000 年分別是女性月薪的 $164 \%$ ， $156 \%$ ，及 $144 \%$ ，顯示兩性平均薪資差異有逐年縮小的趨勢。當將兩性相關的個人及工作特性等予以控制，結果發現男性平均薪資在這三個期間較女性分別高出約 $30.40 \%$ ， $30.78 \%$ ，及 $26.70 \%$ ，顯示當其它變項受控制情況下，兩性薪資雖仍有差異，但已呈縮小。因此綜合而言，就歷年兩性平均薪資差異的變遷顯示，無論是否控制相關變項，均顯示兩性平均薪資差異有縮小趨勢。

本研究並採用「互動模型」將取自然對數後的兩性平均薪資差異分解成：常數項，斜率項，平均數項，及互動項後發現，1982 年兩性薪資差異有 $55 \%$ 是無法爲模型中的變項解釋，換言之，這係來自兩性斜率的不同及部份斜率因素以外無法解釋的歧視因素，而使用相同的模型與方法，可發現1992年兩性薪資差異有 $67 \%$ 係來自無法被模型合理解釋的殘差歧視， 2000 年該項比率則提升至 $74 \%$ ；與 1982 年相較，在過去二十年間兩性薪資差異受到無法合理解釋的殘差程度有明㙷增加的趨勢，顯示兩性薪資差異可能存在新增的歧視因素，但晌未被列入模型考慮，因此有待未來進一步探索其它重要的薪資歧視因素。

綜合說來，兩性在各自變項中平均數的差異在 1982 年共可以解釋 21 \％的兩性薪資差異，換言之，男性在四組變項上普遍仍有較女性綜合爲高的平均數（或優勢），而 1992 年兩性平均薪資差異則有 $24 \%$ 可爲男性具較高的平均數（或分佈）所解釋，兩者比例似乎相距不大，但是在2000年，該項平均數項所能解釋的兩性平均薪資差異即已降至 $15 \%$ ，代表男性在 1982及1992年時普遍較女性有更多的人力資本，佔據更佳的工作結構性位置，較少家庭負擔，及較傾向分配在男性化部門中，但是男性在這些變

項上分佈的優勢已在 2000 年逐漸縮小。
若將平均數項區分爲四組變項並做跨年比較，則人力資本所能解釋的兩性薪資差異有穩定且顯著的趨勢（如 $15 \% \rightarrow 12 \% \rightarrow 14 \%$ ），同時在歷年間一直是解釋兩性薪資差異最重要的因素，這也符合兩性勞動力特徴變遷的趨勢，因兩性在人力資本上綜合仍有顯著差距，特別是男性在年齡與年資部分仍擁有優勢，故其所能解釋的比率綜合而言仍極顯著。但是教育程度已無法解釋太多兩性間的薪資差異（ $-0 \% \rightarrow 0 \% \rightarrow-2 \%$ ），這也與兩性教育程度的變遷趨勢吻合，因 1982 及 1992 年間兩性即已不存在平均教育程度的差距，甚至 2000 年女性平均教育程度已顯著高於男性。

工作結構變項合計所解釋的比率分別爲 $6 \%$ ， $3 \%$ ，及 $8 \%$ ，這反映女性進入較佳工作結構的機會綜合而言仍較男性爲差，儘管女性佔有部份有利的工作結構，如基層白領職業及大，中型企業等。若就個別變項觀察，女性已在職業結構上逐漸改善其分佈，特別是女性就業的基層白領化，故女性在職業結構上分佈的改善已漸能沖銷掉兩性的薪資差異（ $0 \% \rightarrow-5 \%$ $\rightarrow-8 \%$ ），即基本上女性綜合從職業結構中獲得優勢。同樣情況也發生在企業結構的分佈上，例如女性相對較男性集中於大，中型企業，使得女性在企業分佈上的優勢已逐漸抵銷兩性薪資差異（ $-6 \% \rightarrow-5 \% \rightarrow-6 \%$ ）；最後兩性不僅在階級結構分佈上有顯著不同，這項差異在 1982 年則可解釋 $10 \%$ 的兩性薪資差異，在 1992 年則可解釋至 $12 \%$ ，2000年則仍有 $8 \%$ 的解釋力，因此階級無疑是影響兩性薪資差異較爲重要的結構因素，由於女性歷年相對有極低比率成爲雇主及自營作業者，這反映性別與階級間的關聯是未來値得研究的重點。

本研究發現家庭限制變項對於兩性薪資差異的解釋程度極爲低微（2 $\% \rightarrow 1 \% \rightarrow 0 \%$ ），然而這未必是兩性家庭限制的差異無法解釋兩性薪資差

異，可能係受制於資料的可及性，使得本文所用三個變項並非測量家庭限制最佳的指摽，如兩性家事投入的時間及家事分工內容均末被列入，未來除應䍃儥探索勞動市場對女性的歧視外，更應擴及到家庭內部兩性不平等的探討，如此才能理解家庭因素與女性勞動市場歧視的關聯，及其對兩性薪資可能的影響。

至於擁㧧理論所能解釋兩性薪資差異的比率則有明顯遞增的趨勢（ -1 $\% \rightarrow 8 \% \rightarrow 9 \%)$ ，其中主要係來自女性過度集中到女性化職業所致，如女性任職於女性化職業的比率，由 1982 年的 $73 \%$ 增加到 2000 年的 $82 \%$ ，而女性化職業平均薪資又只有男性化職業的 $75 \%$ 至 $81 \%$ 而已，以致使得兩性間在女性化職業上分佈不均造成薪資差異，因此末來宜進一步探究造成女性過度集中女性化職業的原因，並進一步在兩性社會化過程中傳輸正確的職業選擇態度，如此當有助於減少兩性間的薪資差異。

儘管我國過去二十年的社經變遷，大致均呈現有利於女性薪資歧視的降低，如教育的普及，女性運動與女性意識的發展，及政府擬議中的工作平等法等，但事實上我國女性仍面臨顯著薪資的歧視，這顯示政府與社會必須嚴覑面對這項問題，因爲它關係到四百萬女性勞動人口面對的不公平勞動對待。值此女性勞動人口日漸增加，且女性工作收入對於雙薪家庭或單親家庭重要性日增之際，如何降低亚消除女性面臨的薪資歧視，無疑是當務之急。未來最直接的辦法係建全勞動條件，使兩性適用相同的規䉓來付酬，避免兩性間存在「同工不同酬」的現象，同時也必須禁止僱主對於女性有意或無意的歧視，包括雇用，升遷，訓練，付酬，與相關福利等。然而法律畢竟只能提供最基本的保障，若欲徹底消除勞動市場中對於女性的歧視，則必須全盤檢視我國傳統文化及家庭制度中對於女性的歧視與輕忽，及改善我國勞動文化中的兩性關係，唯有如此才能使得兩性有公平的

勞動環境，並將人力資源做最有效的運用。
由於本研究使用「人力運用調查」的限制，部分家庭限制理論相關的變項，如女性家務工作投入的多寡及兩性家務分工的差異等，均無法在計有原始檔案中取得，因此無法充分檢視家庭限制理論觀點在台灣兩性薪資差異上的解釋力，未來相關研究可以進一步搜集家庭內部的相關資訊，甚至探索婦女家庭角色對於工作及薪資的影響。除此之外，由於本研究將樣本限制爲全職工作者，事實上由於女性往往因爲家庭限制而被迫選擇部分工時工作，因此本研究樣本特性將無法探觸到家庭限制的全面影響，未來若能針對部分工時樣本進行分析，預期家庭限制的解釋力將會增加。

本研究文獻回顧中亦曾提及性別間在主修科系與專長間的差異，應也是兩性薪資差異的原因之一，由於人力運用調查資料中之科系專長僅限爲專科以上畢業生，而本研究所用樣本則涵蓋不同學歷之對象，因此未進一步探究科系及專長差異可能的影響，事實上，本研究僅探觸到教育的「量」對於兩性薪資差異的影響，未來也有必要探討科系專長等教育「質」的影響效果。

## 謝 誌

感謝兩位匿名評審提供建設性意見，及研究助理徐毅君的研究事務協助。

## 參 考 文 獻

## 中文部分

王素雯，連文榮（1989）台灣地區勞動市場的性別歧視—薪資差異，台灣銀行季刊， 40 （1）：363－381。
行政院戶口普查處（1992）中華民國七十九年台䦪地區户口及住宅普查報告，台北：行政院戶口普查處。
行政院內政部（1993）中華民國八十一年台閏地區人口統計，台北：行政院內政部。

行政院主計處（1993）中華民國台灣地區八十一年人力運用調查報告，台北：行政院主計處。

行政院主計處（2000）中華民國台灣地區八十八年人力資源調查報告，台北：行政院主計處。

行政院主計處（2001）http：／／www．dgbasey．gov．tw／（行政院主計處網頁資料）。

行政院勞委會（1990）台灣地區兩性勞動情勢統計，台北：行政院勞委會。吳惠林（1988）專上人力報酬的決定因素—台灣的實證分析，經摔論文丵刊，16（3）：357－369。
吳惠林，苗坤齡（1990）台灣專上畢業生初入勞動市場之工資差異，中華經濟研究院主編，當前人力運用問題研討會論文集，147－202，台北：中華經濟研究院。

林忠正（1988）初入勞動市場階段之工資性別差異，經濟論文丵刊，16（3）： 305－322。

周孟熹（1989）就業市場性別歧視之經濟分析—台灣的實證分析，逢甲大學經濟學研究所未出版碩士論文。

范麗娟（1985）男女薪資差異之比較研究，台灣大學社會學研究所未出版碩士論文。
苗坤齡（1999）兩性薪資比較的平等基礎及衡量模式，中國統計通訊，10 （5）：21－29。
黃台心，熊一鳴（1992）臺灣地區男女全職與兼職工作工資差異之研究，臺灣銀行季刊，43（2）：327－347。
陳建志（2001）臺灣地區就業市場收入性別差異之探討，教育與社會研究， 43 （2）：327－347。
陳俊全（1992）台灣地區薪資取得之模型及其分解，政治大學社會學研究所未出版碩士論文。
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。
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，行政院勞委會主編，勞工政策與社會發展研討會論文集，25－52，台北：行政院勞委會。

張晉芬（1996）女性員工在出口產業待遇的探討—以台灣1980年代爲例，台灣社會研究季刊，22：59－81。
曾敏傑（1995）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未出版博士論文。曾敏傑（1998）台灣核心與邊陲產業的分類——九九0年代的靜態測量，東吳大學社會學報，7：361－394。
蔡淑鈴（1987）職業隔離現象與教育成就：性別之比較分析，中國社會學刊，11：61－91。

蔡淑鈴（1990）兩性之經濟成就差異：一個美國的實證研究，美國研究， 20 （2）：25－49。
劉錦添，劉錦龍（1987）台灣地區男女工資率的差異，中國經濟學會主編，中國經濟學會年會論文集，107－129，台北：中國經濟學會。
劉天賜，蘇曉楓（1995）工商業男女受雇員工平均萎資差異原因之探討，
就業與訓練，13（6）：77－84。
鍾谷蘭（1987）台灣地區工資與就業的性別差異，台灣大學經濟學研究所未出版碩士論文。
薛立敏（1988）就業市場性別歧視的經濟分析，經濟前瞻，3（2）：131－132。譚令蒂（1998）公，私部門工資性別差異一台灣之實證研究，國家科學委員會研究䊬刊：人文及社會科學，8（2）：335－348。

## 英文部分

Aldrich，M．and Buchele，R．（1986）The Economics of Comparable Worth， Cambridge，MA ：Ballinger．

Averitt，R．T．（1966）The Dual Economy，New York ：Norton．
Baron，J．and Bielby，W．（1980）Bringing the firms back in ：stratification， Segmentation，and the organization of work，American Sociological Review， 45 ：737－765．

Baxter，J．（1991）Domestic labor and income inequality，Work，Employment， and Society， 6 （2）：229－249．

Beck，E．M．，Horan，P．and Tolbert，C．（1978）Stratification in a dual economy ：A sectoral model of earnings determination，American Sociological Review， 43 ：704－720．

Beck，E．M．，Horan，P．and Tolbert，C．（1980）Industrial segmentation and labor market discrimination，Social Problems， 28 ：113－130．
Becker，G．（1964）Human Capital，New York ：Columbia University Press．
Becker，G．（1985）Human capital，effort and the sexual divison of labor， Journal of Labor Economics， 3 ：533－558．
Bergmann，B．（1974）Occupational segregation，wage and profits when employers discriminated by race and sex，Eastern Economic Journal， 1 ： 103－110．

Bibb，R．and Form，W．（1977）The effects of industrial，occupational，and sex stratification on wage in blue－collar markets，Social Forces， 55 ：974－996． Blau，F．and Beller，A．（1988）Trends in earnings differentials by gender ： 1971－1981，Industrial and Labor Relations Review，41（4）：513－529．
Blau，F．and Ferber，M．A．（1986）The Economics of Women，Men，and Work， Englewood Cliffs，NJ ：Prentice－Hall．
Blinder，A．S．（1973）Wage discrimination ：reduced form and structural estimates，Journal of Human Resources， 8 ：436－455．
Blinder，A．S．（1976）On dogmattism in human capital theory，Journal of Human Resources，11：8－22．
Bluestone，B．（1970）The tripartite economy ：labor markets and the working poor，Poverty and Human Resources，July－August ：15－35．
Chang，C．F．（1994）A comparison of earnings determination between full－time working men and women in Taiwan ：using a multilevel data，Paper presented at the Conference on Family，Human Resources，and Social Development，May 14－15，1994，Taipei，Taiwan．

Corcoran，M．and Duncan，G．（1979）Work history，labor force attachment， and earnings difference between the races and sexes，Journal of Human Resources， 14 ：3－20

Cotton，J．（1985）Decomposing income，earnings，and wage differentials ：A reformulation of method，Sociological Method and Research， 14 ： 201－216．

Cotton，J．（1988）On the decomposition of wage differentials，Review of Economics and Statistics， $70: 236-243$.

Coverdill，J．E．（1988）The dual economy and sex differences in earnings， Social Forces，66（4）：970－993．

Coverman，S．（1983）Gender，domestic labor time，and wage inequality， American Sociological Review， 48 ：623－637．

Daymont，T．N．and Andrisani，P．J．（1984）Job preferences，college major，and the gender gap in earnings，Journal of Human Resources，19（3）：408－428．

Deolalikar，A．B．（1993）Gender differences in the returns to schooling and in school enrollment rates in Indonesia，Journal of Human Resources， 28（4）：899－932．

Doeringer，P．B．and Piore，M．（1971）Internal Labor Markets and Manpower Analysis，Lexington，MA ：D．C．Heath．

England，P．and McLanghlin，S．D．（1979）Sex segregation of jobs and male－female income differentinals，In R．Alvarez et al．（eds．） Discrimination in Organizations，189－213，San Francisco ：Jossey Bass．

Farkas，G．，England，P．and Barton，M．（1988）Structure effects on wage ： sociological and economic views，In G．Farkas and P．England（eds．） Industries，Firms，and Jobs ：Sociological and Economic Approaches， 93－112，New York ：Plenum．

Ferber，M．and Lowry，H．（1976）The sex differential in earnings ：a reappraisal， Industrial and Labor Relations Review，29（3）：377－387．
Fligstein，N．，Hicks，A．and Morgan，S．P．（1983）Toward a theory of income determination，Work and Occupations，10（3）：289－306．

Fuchs，V．（1971）Differences in hourly earnings between men and women， Monthly Labor Review， 94 ：9－15．

Gannicott，K．（1986）Women，wage，and discrimination ：some evidence from Taiwan，Economic Development and Culture Change， 34 ：721－730．
Halaby，C．（1979）Sexual inequality in the workplace ：An employer specific analysis of pay differentials，Social Science Research， 8 ：79－104．

Heckman，J．（1979）Sample selection bias as a specification error， Econometrica，47（1）：153－161．

Hersch，J．（1985）Effect of housework on earnings of husband and wives ： evidence from full－time piece rate workers，Social Science Quartely， 66 ： 210－217．

Hodson，R．（1977）Labor Force Participation and Earnings in the Core， Peripheral，and State Sectors of Prodution，Unpublished M．A．Thesis at the University of Wisconsin－Madison．

Hundley，G．（2000）Male／female earnings differences in self－employment ： the effects of marriage，chilgren，and the household division of labor， Industrial and Labor Relations Review，54（1）：95－114．
Iams，H．M．and Thornton，A．（1975）Decomposition of differences ：a cautionary note，Sociological Methods and Research， 3 ：341－352．

Jones，F．and Kelley，J．（1984）Decomposing differences between groups ：A cautionary note on measuring discrimination，Sociological Methods and Research， 12 ：323－343．

Kalleberg，A．and Griffin，L．（1980）Class，occupation，and inequality of reward in job awards，American Journal of Sociology， $85: 731-768$.

Kalleberg，A．，Wallace，M．and Althauser，R．（1981）Economic segmentation， worker power，and income inequality，American Journal of Sociology， 87：651－683．

Lord，G．F．and Folk，W．（1980）An exploratory analysis of individualistic versus structuralistic explanations of income，Social Forecs，61：872－875．

McAllister，I．（1990）Gender and the household division of labor，Work and Occupation，17（1）：79－99．

Maume，D．（1985）Goverment participation in the local economy and race and sex－based earnings inequality，Social Problems， 32 ：285－299．

Mincer，J．（1962）Labor force participation of married women ：a study of labor supply，In H．Gregg Lewis（ed．）Aspects of Labor Economics，63－105， Princeton，NJ ：Princeton University Press．

Mincer，J．（1974）Schooling，Experience and Earnings，New York ：National Bureau of Economic Research．

Mincer，J．and Polachek，S．（1974）Family investments in human capital ： earnings of women，Journal of Political Economy，82：s76－s 108.

Oaxaca，R．C．（1973）Sex discrimination in wages，In O．Ashenfelter and A． Rees（eds．）Discrimination in Labor Markets，124－151，Princeton，NJ ： Princeton University Press．

O＇Connor，J．（1973）The Fiscal Crisis of the State，New York：St．Martins．
O＇Neil，J．（1983）The Determinants and Wage Effects of Occupational Segre－ gation，Washington，D．C．：The Urban Institute．

Parish，W．and Willis，R．J．（1993）Daughters，education，and family budgets ： Taiwan experiences，Journal of Human Resources，28（4）：863－898．
Piore，M．J．（1975）Notes for a theory of labor market segmentation，In Richard Edward et al．（eds．）Labor Market Segmentation，125－150， Lexington，MA ：D．C．Heath．
Polachek，S．（1976）Occupational segregation ：an alternative hypothesis， Journal of Contemporary Business，5：1－12．
Polachek，S．（1979）Occupational segregation among women ：theory，evidence， and a prognosis，In C．Lloyd，E．Andrews，and C．Gilroy（eds．）Women in the Labor Market，New York ：Columbia University Press．
Robinson，R．and Kelley，J．（1979）Class as conceived by marx and dahrendorf ：effects on income inequality，class consciousness，and class conflict in the United States and Great Britian，American Sociological Review， 44 ：38－58．

Schultz，T．W．（1960）Investment in human capital，American Economic Review，51（1）：1－17．

Shelton，B．A．and Firestone，J．（1989）Household labor time and the gender gap in earnings，Gender and Society，3（1）：105－112．

Snyder，D．and Hudis，P．（1979）The sex differential in earnings ：a further reappraisal，Industrial and Labor Relations Review，32（3）：378－384．
Sorensen，E．（1990）The crowding hypothesis and comparable worth，Journal of Human Resources，25（1）：55－89．

Sorensen，E．（1991）Exploring the Reasons behind the Narrowing Gender Gap in Earnings，Washington，D．C．：The Urban Institute Press．
Stevenson，M．H．（1978）Wages differences between men and women ： economic theories，In Ann Stromberg and Shirley Harkess（eds．）Women Workiog ：Theories and Facts in Perspective，89－107，Palo Alto，CA ： Mayfield．
Tolbert，C．，Horan，P．M．and Beck，E．M．（1980）The structure of economics segmentation ：a dual economy approach，American Journal of Sociology， 85（5）：1095－1117．

Treiman，D．and Hartman，H．（1981）Women Work and Wages：Equal Pay for Jobs of Equal Value，Washington，D．C．：National Academy Press．
Treiman，D．and Terrell，K．（1975）Sex and the process of status attainment ：a comparison of working men and women，American Sociological Review， 40：174－200．

U．S．Bureau of Labor Statistics（1989）Employment and Earnings，Vol．36， Washington，D．C．：U．S．Government Printing Office．
U．S．Bureau of Labor Statistics（2001）http：／／stats．bls．gov／
Wang，T．Y．（1997）Class and gender earning differentials in Taiwan labor force，社會文化學報，7：101－150．
Ward，K．and Muller，C．（1985）Sex difference in earnings ：the influence of industrial sector，authority hierarchy，and human capital variables，Work and Occupation，12（4）：437－463．
Winsborough，H．H．and Dickenson，P．（1971）Components of negro－white income differences，Proceedings of the American Statistical Association， Social Statistics Section ：6－8．

Wright，E．（1978）Race，class，and income inequality，American Journal of Sociology， 83 ：1368－1397．

Wright，E．（1979）Class Structure and Income Determination，New York： Academy Press．

Wright，E．and Perrone，L．（1977）Marxist class catagories and income inequality，American Sociological Review， 42 ：32－55．
Zeller，H．（1975）The determinants of occupational segregation，In Cynthia Lloyd（ed．）Sex，Discrimination，and the Division of Labor，New York ： Columbia University Press．


[^0]:    ＊本文初稿曾發表於2001年5月1日國立中正大學勞工關係系主辦「外籍勞工，經濟發展和勞動市場變化學術研討會」。
    ＊＊國立中正大學勞工關係系暨勞工研究所副教授
    Associate professor，Department of Labor Relations，National Chung Cheng University．

[^1]:    1社會學相關文獻中常依照生產工具的擁有與否，作爲階級的認定標準，因而有資產階級 （bourgeoisie）與無產階級（proletariat）之分，這項概念也接近於本研究資料中之雇用身份別：雇主與受雇者。除此之外，社會學相關文獻中亦常將獨立經營的工匠，小農，小業主界定爲小資產階級（petty bourgeoisie），這項概念則接近於本研究資料中之自營作業者，但事實上我國人力運用調查資料中的自營作業者則內容更爲廣泛，以 2000 年全職工作者加以分析，法律，醫藥，會計，證券，建築等高層白領的自由業者約僅佔 6.0 $\%$ ，批發，零售，餐飲，洗濯等個人服務業約佔 $68.6 \%$ ，而工匠，裝配，採集等體力工則約佔 $25.4 \%$ 。

