

本文章已註冊DOI數位物件識別碼

▶ 台灣產業結構變遷和性別歧視對男女薪資溢酬變動趨勢之影響

The Effects of Industrial Structure and Sex Discrimination on Changes in Female and Male Wage Differential in Taiwan 1978-2003

doi:10.29628/AEP.200612.0003

經濟論文, 34(4), 2006

Academia Economic Papers, 34(4), 2006

作者/Author: 徐美(Mei Hsu);陳明郎(Been-Lon Chen);方俊德(Jiun-Der Fang)

頁數/Page: 505-539

出版日期/Publication Date: 2006/12

引用本篇文獻時，請提供DOI資訊，並透過DOI永久網址取得最正確的書目資訊。

To cite this Article, please include the DOI name in your reference data.

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結:

To link to this Article:

<http://dx.doi.org/10.29628/AEP.200612.0003>



DOI Enhanced

DOI是數位物件識別碼（Digital Object Identifier, DOI）的簡稱，是這篇文章在網路上的唯一識別碼，用於永久連結及引用該篇文章。

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 <http://doi.airiti.com>

For more information,

Please see: <http://doi.airiti.com>

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE



台灣產業結構變遷和性別歧視對 男女薪資溢酬變動趨勢之影響

徐 美*

國立台北大學經濟學系

陳明郎

中央研究院經濟研究所

方俊德

國立台北大學經濟學系碩士

關鍵詞: 薪資差異、性別歧視、產業結構改變、Oaxaca 分解分析

JEL 分類代號: J31, O15

* 聯繫作者: 徐美, 國立台北大學經濟學系, 台北市 104 民生東路三段 67 號。電話: (02) 2500-9892; 傳真: (02) 2501-7241; E-mail: mhsu@mail.ntpu.edu.tw。作者們感謝于若蓉教授的評論及兩位匿名審查人的意見, 尤其一位審查人對迴歸式中變數有寶貴的建議, 以及台灣經濟學會年會論文編輯委員的寶貴意見。徐美的研究承國科會補助(計畫編號: NSC 94-2415-H-305-006), 謹誌謝忱。

摘 要

近年來台灣男女薪資差距趨於縮小中,並呈現出二項重要的經濟發展結果。其一是產業結構性變動,其二是女性就業者教育的快速提升,造成產業內男女平均生產力顯著的差異變動和兩性薪資差異趨向縮小。產業的技術進步和資本密集化,女性生產力上揚,使得重心智性產業和傳統重體力性產業中,男女薪資溢酬型態轉變。本研究延伸薪資差異、歧視和產業結構變動之研究,運用1978-2003年二十六年的「人力運用調查」資料,探討台灣產業結構變遷,兩性生產力和性別歧視變動對於男女薪資溢酬改變的影響。實證結果支持「伴隨經濟成長而來的產業結構性變動會造成男女薪資差異縮小」和「台灣勞動市場對於女性薪資歧視的減少是造成男女薪資差異縮小的原因」之兩項假說。1978-2003年整段期間來看,男女平均生產力差異解釋男女薪資差異的比例呈現逐年增加的現象,無法解釋而歸於性別歧視的比例則呈逐年縮小。相鄰兩年之跨期男女薪資差異變動之分解推估值均為負值,且其絕對值呈現逐年上升的趨勢,表示女性生產力相對男性生產力在提升中,亦即女性薪資成長速度大於男性薪資成長速度,因而產生男女薪資差異逐年縮小的結果。

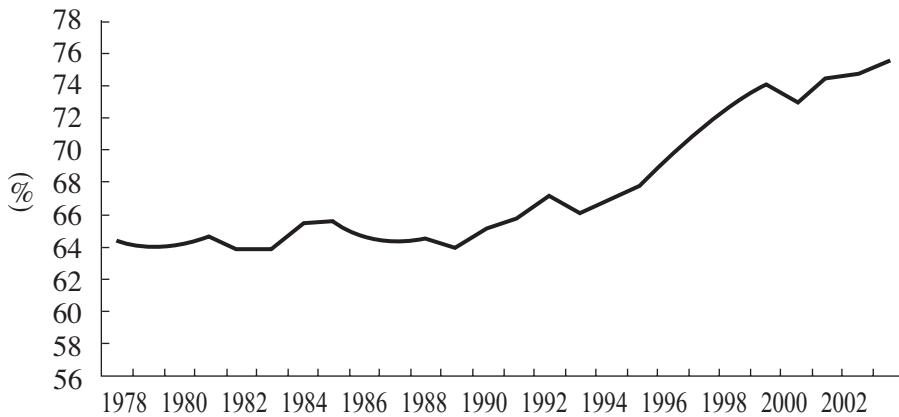


1. 前言與研究背景

台灣經歷了快速經濟成長，教育擴張以及產業變遷結構改變後，女性教育水準和生產力大幅地提高。根據研究 (Zveglic et al., 1997)，台灣女性薪資佔男性薪資之比例在 1978–1992 年間一直維持在 65% 左右，表示男女薪資差距並未因為女性教育水準普遍性地提升而縮小，也沒有擴大。但 Gannicott (1986) 在分析台灣男女薪資溢酬之程度，發現在 1982 年男女平均生產力差異只能解釋男女薪資差距的 40.3%，無法解釋的部分仍有 59.7% 之多，隱含對女性薪資仍有很大的歧視，此與以美國及其他國家資料為研究主題的文獻 (例如，O'Neill and Polachek, 1993; Fan and Lui, 2003) 所得的結論呈現不同的結果。然而自 1992 年開始，台灣女男薪資比率即逐年提高，1996 年已達 67%，2003 年更達 75.43% (見圖 1)。

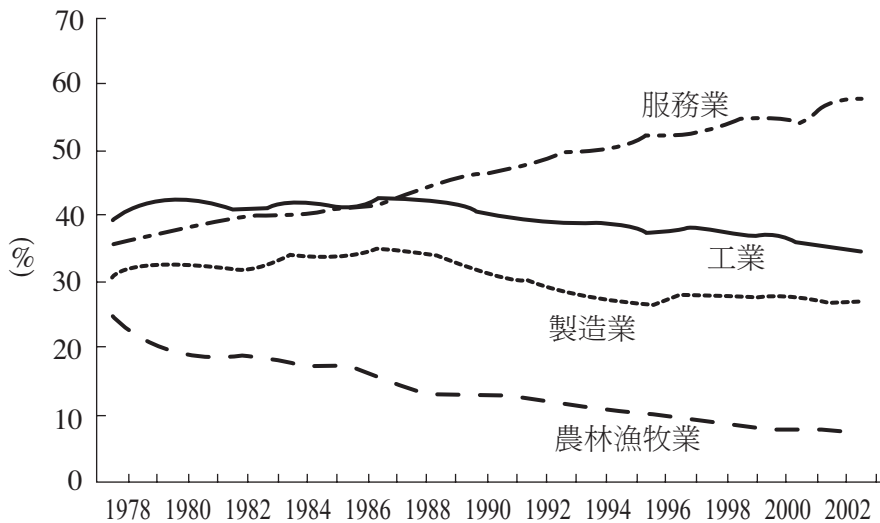
台灣過去幾年也同時有產業結構快速變遷、產業男女受雇員工教育程度增加的情形。圖 2 中，不論是第一級產業 (即農林漁牧業) 亦或是第二級產業 (即工業) 之受雇員工比例，皆有明顯逐年下降的趨勢，在 2003 年時分別降至 7% 和 34%。圖 3 之附加價值比例，第一級產業在 2003 年更是降至 2.41%，第三級產業 (即服務業) 升至大於 60%。再者，由就業者教育年數趨勢來看，男女性就業者平均教育年數皆是在逐年增加中。由 1978 年分別之 8.4 年及 8.23 年，提升至 1993 年分別之 10.12 年及 10.08 年。1993 年之前，男性就業者平均教育年數高於女性，但在 1994 年後發生逆轉，女性就業者之平均教育年數超越了男性，且在逐漸擴大中，2003 年男女性就業者之平均教育年數分別為 11.42 年及 11.59 年。顯然自 1994 年後，女性就業者的平均勞動品質相對於男性提升速度較快，且已超越男性 (見附表 1)。

若進一步地按三級產業區分女男薪資比率，女男薪資比率在 1978 年第三級產業為 68.22%，高於第一級產業的 56.77% 約 10 個百分點，在 1980 年後也較第二級產業高。在服務業中女性的薪資較其他產業中之女性薪資高出許多，且女男薪資差距在服務業中最小，2003 年時，第三級產業女男薪資比已上升至 72.65%。服務業在台灣的比例快速增加及女性教育水準的提高，似乎與 1990 以後女男薪資差異縮小有重要的關係，而過去的文獻已無法完整描



資料來源: 行政院主計處,《人力運用調查報告》,台北: 行政院主計處(歷年資料)。

圖 1 台灣地區整體產業歷年女／男性薪資比率

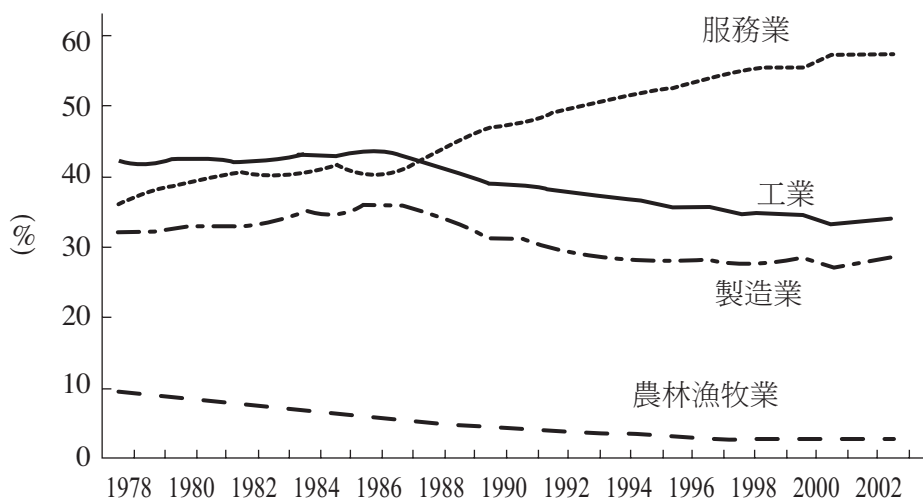


資料來源: 行政院主計處,《人力資源統計年報》,台北: 行政院主計處(歷年資料)。

圖 2 台灣歷年三級產業結構變動—受雇員工比例之變動趨勢

述台灣勞動市場此一現況。

綜合言之,近年男女薪資差距快速縮小,似乎反應產業結構性變動。本文的目的即是以產業結構的變動解釋台灣男女薪資的差距。我們以主計處 1978-2003 年共計二十六年的「人力運用調查」之橫剖面的資料從事研究。我們提出下列兩個假說並檢驗。



資料來源：行政院主計處，《國民經濟動向統計季報》，台北：行政院主計處（歷年資料）。

圖3 台灣歷年三級產業結構變動－產業附加價值佔總產業附加價值之比率

假說一：伴隨經濟成長而來的產業結構性變動會造成男女薪資差異縮小。

假說二：台灣勞動市場對於女性薪資歧視的減少是造成男女薪資差異縮小的原因。

以往男女薪資差距多著重於歐美各國資料的探討，對於開發中國家的經驗鮮少有作討論。台灣經歷各種經濟發展不同的階段，由開發中到已開發，因此勞動市場和產業結構亦隨之發生結構性的改變，女性勞動者相對男性勞動者之教育程度逐年提高。因此，男女薪資溢酬的變動趨勢對勞動品質和產業結構性的反應是一值得探究之議題。本文除控制過去勞動經濟學中解釋男女薪資差距的因素外，並且擴展至產業經濟和經濟發展的架構中。我們採用二十六年的「人力運用調查」之橫剖面資料，探討台灣女男薪資溢酬由穩定趨勢轉而縮小之主因，可瞭解台灣勞動市場轉變和產業結構變動對於男女薪資差異縮小之影響。

主要結果如下：(1) 男女平均生產力差異解釋男女薪資差異的比例呈現逐年增加的現象，由1987年的18.51%提升到2002年的31.61%的解釋百分

比例,¹ 而不能解釋歸於性別歧視的比例則呈現逐年下降的現象。(2) 1978–2003 年整段期間來看, 相鄰兩年之跨期男女薪資差異變動之分解推估值均為負, 其絕對值呈現逐年上升的趨勢, 表示女性生產力相對男性生產力在提升中, 所以女性薪資成長速度大於男性薪資成長速度, 因而有此段期間男女薪資差異逐年縮小的結果。

國外探討男女薪資差異和歧視的文獻不少, 主要的研究焦點在於分析勞動市場中男女薪資是否有顯著的差距, 並探討形成男女薪資差異之主要因素。這類文獻, 最早的是 Oaxaca (1973)。Oaxaca (1973) 提出薪資分解模型 (decomposition model), 將造成薪資差異的原因分解成兩部分, 一是個人平均特質的差異, 另一則是殘差項, 屬於無法解釋的部分, 被稱為歧視。Oaxaca (1973) 分析 1967 年美國的 Survey of Economic Opportunity (SEO) 資料, 發現女性受到歧視的程度很大, 大約介於 52.4%–78.4% 之間。其後, Polachek (1981) 由人力資本的角度出發, 認為男女性的比較利益不同, 因而分離和拆解出可由個人特質, 以及由教育程度、工作經驗、在職訓練等人力資本變數解釋的部分, 其餘的才是無法解釋的因素, 才是對於女性的「歧視」。

美國女性薪資佔男性薪資的比率, 已由 1890 年的 46% 上升至 1930 年的 56%, 工資差異有縮小的現象, 至 1990 年此比率已接近 72%。O'Neill and Polachek (1993) 發現女性就業者的工作經驗、教育程度和技術的取得是此縮小重要的解釋因素。O'Neill and Polachek (1993) 認為女性工作經驗報酬的提高乃是反映女性職業訓練和專業的加深, 而女性工作經驗和教育之特質解釋了 1/3 至 1/2 的男女薪資差異的縮小。此外, O'Neill and Polachek (1993) 研究 Current Population Survey (CPS)、PSID 和 National Longitudinal Survey (NLS) 三種不同類型資料, 發現 1976 年與 1989 年間, 美國的性別薪資差距平均逐年下降 1%。從 PSID 和 NLS 資料之研究分析可以發現女性在工作經驗上有明顯地增加的趨勢, 而男女在工作特性 (教育年數與工作經驗) 上的差異解釋了部分薪資差距的縮小; 相對地, 由 CPS 的資料則發現產業變數對於薪資差距縮小有頗大的貢獻解釋力, 且大部分是因為在產業內的女性相對男性薪資增加之幅度為高所致。Wellington (1993) 則以 1976 年至 1985 年的 Panel Study of Income Dynamic (PSID) 資料來解釋此九年間男女薪資差距縮小 4% 的原因, 他發現個人特質因素呈現出較多的解釋能力, 尤其是任職年資 (job

¹ 在 2003 年此解釋百分比比例略有下降 (27.94%), 這應僅是在整體上升的趨勢中的一點例外。

tenure)之變動能解釋薪資差異縮小的幅度達 50%，歧視因素反扮演較不重要的角色。Fields and Wolff (1995)使用美國 1988 年 CPS 資料，發現男女薪資差異中產業因素效果的解釋可達 31%–38%，其中的 12%–22% 來自產業別之性別薪資差異的解釋，剩餘的 15%–19% 則由產業別之兩性人數分佈的差距來說明。

在開發中國家方面，Nam (1996)以韓國 1976 年至 1991 年資料作實證研究，發現女性勞動者教育水準的提升是解釋男女薪資差距收斂的主要因素，可解釋三分之二差距的縮小。Fan and Lui (2003)研究 1981 年和 1991 年的香港勞動市場資料，發現性別薪資差距的縮小和女性比較利益的改變，以及經濟結構從製造業轉向服務業導向有關。

以台灣資料進行男女薪資差異的研究除前述之 Zveglic et al. (1997)外，Gannicott (1986)以 1982 年的「人力運用調查」資料，發現教育程度、工作經驗、婚姻和職業類別等變數解釋男女薪資差異 40.3%，而無法解釋的部分則有 59.7%。Kao et al. (1994)以台灣資料運用於人力資本模型中，發現台灣男女薪資差距約有 84% 可為人力資本因素來解釋，但他們不認為台灣勞動市場中對於女性勞動者沒有歧視。廖書敏(2004)則利用多年近期資料，分析並檢驗「男性是否在製造業有較高報酬，女性是否在服務業有較高報酬」，但她未探究自 1992 年之後性別薪資差異之變動以及逐年縮小的原因。²

更早的相關研究中，對於台灣的產業變動和勞動市場改變也有探討和分析。吳忠吉(1988)曾探討 1985 年之前台灣產業的性別結構變化，發現早期台灣產業多屬於體力型產業(例如，製造業)，對於女性較為不利，但隨著機械設備或技術改進，降低了體力上的負擔，使兩性之間的替代性提高。此外，產業技術上的改變與女性的教育程度普遍地提高，均有助於增加男女性勞工在產業就業上的替代性。³

² 其他以台灣資料所作的論文研究有高長(1993)、吳玉婷(1998)和施智婷(2000)等。高長(1993)以 1989 年的台灣婦女在職場上所受到的性別歧視作為研究議題，認為造成性別薪資差異的主因，是個人選擇不同的生涯規劃與人力投資，以致人力資本存量不同所致，並不是就業機會不均造成。吳玉婷(1998)以 1996 年的「人力運用調查」資料，發現性別薪資差異由「男女平均生產力特性不同」解釋約 51.32% 至 89.65%，而「性別歧視部分」約 10.34% 至 48.68%。相似地，施智婷(2000)研究 1981、1986、1991 和 1996 年的「人力運用調查」資料，發現由「男女平均生產力特性不同」解釋部分，從 1981 年的 55% 逐年下降至 1996 年的 31%，而來自歧視所佔的比率則逐年升高，顯示台灣的性別歧視並沒有改善。

³ 吳忠吉(1988)也觀察到在 1976 年之後，除了農業部門外，女性就業比率在上升，主要增加在製

王素鸞與連文榮(1989)利用1984年的「人力運用調查」資料來檢測台灣勞動市場性別薪資差異的程度與型態。研究結果顯示男女薪資不只在起始薪資上有顯著不同,在相同生產力之下,女性薪資仍然低於男性,由此可見台灣勞動市場上仍有濃厚的性別歧視存在。而黃台心與熊一鳴(1992)以Oaxaca (1973)分解方法比較全職和兼職者之兩性薪資差異,發現兼職者之兩性薪資差異遠高於全職者男女薪資的差距,研究結果顯示女性在兼職市場受到的歧視較高。此外也有探討廠商規模的不同對於薪資差異的影響,例如,高長(1990)運用人力資本理論並區分一般與特定的人力資本,以1989年「人力運用調查」資料進行研究,其發現女性勞工多半投資於一般性的人力資本,故而相較男性工作者的起薪為低,但現職工作期間的增加有助於女性工作者薪資的提升。莊奕琦與許碧峰(1999)按廠商規模大小分析薪資之差異,其採用樣本選擇偏誤的模型應用於1996年「人力運用調查」資料。研究發現勞動者在大小廠中就業的結果是勞動者自我選擇所致,而且此項自我選擇機制之驅動力來自於大廠對於勞工的稟賦差異(也就是生產力的差別)賦予較高的評價所致。

在下一節我們設定計量模型,並對變數的選擇和預期效果說明;第三節為資料來源和樣本特性分析;第四節是實證結果之分析;最後一節作結論和相關的政策涵義說明。

2. 理論與實證模型之設定

2.1 跨期薪資分解分析模型

在估計薪資方程式時,是以Heckman兩階段估計方法修正個人自我選擇參與勞動市場可能造成的樣本選擇偏誤,以達到參數估計值之一致性。在第一階段中以Probit模型估計出個人參與勞動市場的機率,並求出機率矯正因子 λ 值(inverse Mills' ratio),而於第二階段中將所求出的 λ 值分別代入男女就業

造業、商業、金融保險及工商服務業等產業上,這些皆是屬於較女性密集的產業;而較男性密集的產業主要集中在礦業、水電燃氣業、營造業、運輸倉儲通信業。他也發現台灣在1970年代工業發展呈現停滯,而服務業正開始起飛,因此在趨勢上亦多是女性密集的產業,更能誘發婦女勞動參與率的提高。

者之薪資方程式中，再以普通最小平方法迴歸估計薪資方程式。⁴ 但 Murphy and Topel (1985) 一文中指出，在二階段估計 (two-step procedures estimation) 中第二階段估計所產生的估計標準誤值和相關統計量之推估是不正確的，他們因而提出適當的漸近估計共變異數矩陣 (estimated asymptotic variance)，使得估計標準誤值為漸近不偏誤，並具一致性。Greene (2003) 曾根據 Murphy and Topel (1985) 的理論，說明可用軟體執行估計此共變異數矩陣的方法。⁵ 因此，本文中第二階段估計薪資迴歸係數之估計值的漸近估計共變異數矩陣、標準差以及 *t*-ratio，都是根據上述文獻以及相關理論和方法進行修正過的。Oaxaca (1973) 的單期薪資分解模型是將男女薪資差異分解為：

$$\ln \hat{W}_m - \ln \hat{W}_f = \hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \bar{X}_f(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f), \quad (1)$$

其中下標 *m* 代表男性、*f* 代表女性，解釋變數向量 *X* 包括了年齡世代虛擬變數（年齡世代總共用了 25-34、35-44、45-54 和 55-64 四項年齡群組效果）、個人特性、工作特性和修正樣本偏誤的 Heckman's Lambda (λ)。個人特性變數向量包括婚姻狀態（已婚或同居、未婚、離婚分居）、教育程度（國中以下、高中職、大學以上）、工作經驗（現職工作、過去潛在工作經驗）等；工作特性變數向量則包括就業者工作地點（北部地區、中部地區、南部地區、東部地區）、工作行業（農林漁牧等九大類）、工作者職業（技術工及相關工作人員等七大類）。而 $\bar{X}$ 代表的是平均生產力特性， $\hat{\beta}$ 則代表是各種生產力特性對於薪資的影響力，一般可視為薪資結構。在第 (1) 式中，男女薪資差異可由等式右邊第一項「男女平均生產力特性不同」和右邊第二項「男女薪資結構不同」兩項變動來源來解釋薪資差異。其中第一項是男女平均生產力特性不同為可解釋之部分，而第二項以係數項的不同表示女性薪資結構的差異，為無法解釋的部分，即文獻所稱之「歧視」。

由於假設男性或是女性工作者受到歧視所造成的估計結果會不同，因此

⁴ 本文在設定勞動參與函數中放入教育程度、戶內 15 歲以上人口數、潛在工作經驗、婚姻狀態等變數當作是解釋變數。

⁵ 相關的理論和估計方法，請見 Greene (2003, pp.508-510, 784-785)。本文中，第二階段估計薪資迴歸係數之估計值的漸近估計共變異數矩陣、標準差以及 *t*-ratio，是根據 Greene (2003, p.785) 最後一條數學式所建構，再以 SAS 統計軟體來執行的。所以文中表 1、表 2 和表 3 中所呈現出的標準誤值和 *t*-ratio 值，都是經過 Murphy and Topel (1985) 和 Greene (2003) 所提的方法修正過的。

在 Oaxaca and Ransom (1994) 的研究中, 嘗試以各種不同估計法來評估未受歧視的薪資結構。他們發現以全體樣本估計所呈現的結果最佳, 因為標準差最小, 且市場上也不太可能只對某一特定族群歧視。採用全體樣本來估計未受歧視的薪資結構下, 第 (1) 式的單期薪資分解模型可修正為

$$\ln \hat{W}_m - \ln \hat{W}_f = \hat{\beta}(\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \bar{X}_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}) + \bar{X}_f(\hat{\beta} - \hat{\beta}_f), \quad (2)$$

其中 $\hat{\beta}$ 代表利用全體樣本所估計出來的係數值。⁶ 延續 Wellington (1993), O'Neill and Polachek (1993) 和 Lee (2000) 進一步將單期分析架構延伸至跨期薪資分解模型, 則經由上兩式可求導出跨期薪資分解模型如下:

$$\begin{aligned} (\ln \hat{W}_{mt} - \ln \hat{W}_{mt-1}) - (\ln \hat{W}_{ft} - \ln \hat{W}_{ft-1}) = & \underbrace{\hat{\beta}_t(\bar{X}_{mt} - \bar{X}_{mt-1} - \bar{X}_{ft} + \bar{X}_{ft-1})}_{t \text{ 期與 } t-1 \text{ 期的男女平均生產力特性改變}} + \underbrace{(\bar{X}_{mt-1} - \bar{X}_{ft-1})(\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1})}_{\text{調整項}} \\ & + \underbrace{\bar{X}_{mt}(\hat{\beta}_{mt} - \hat{\beta}_{mt-1} - \hat{\beta}_t + \hat{\beta}_{t-1}) + \bar{X}_{ft}(\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1} - \hat{\beta}_{ft} + \hat{\beta}_{ft-1})}_{\text{男性與女性薪資結構與全體樣本薪資結構之差異 (歧視)}} \quad (3) \\ & + \underbrace{(\hat{\beta}_{mt-1} - \hat{\beta}_{t-1})(\bar{X}_{mt} - \bar{X}_{mt-1}) + (\hat{\beta}_{t-1} - \hat{\beta}_{ft-1})(\bar{X}_{ft} - \bar{X}_{ft-1})}_{\text{調整項}}. \end{aligned}$$

上式描述兩期間男女薪資差異之變化, 亦可表示為 $(\ln \hat{W}_{mt} - \ln \hat{W}_{ft}) - (\ln \hat{W}_{mt-1} - \ln \hat{W}_{ft-1})$ 。第 (3) 式等式右邊第一項 $[\hat{\beta}_t(\bar{X}_{mt} - \bar{X}_{mt-1} - \bar{X}_{ft} + \bar{X}_{ft-1})]$ 表示是 t 期與 $t-1$ 期間男女平均生產力特性改變, 第二項 $[(\bar{X}_{mt-1} - \bar{X}_{ft-1})(\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1})]$ 為調整項, 在假設男女薪資結構相同情況之下, 只要 $t-1$ 期的男女平均生產力特性不同且利用全體樣本估計出來的薪資結構在 t 期與 $t-1$ 期不同時, 薪資差異就會存在。而等式右邊第三項和第四項, 即 $[\bar{X}_{mt}(\hat{\beta}_{mt} - \hat{\beta}_{mt-1} - \hat{\beta}_t + \hat{\beta}_{t-1})]$ 和 $[\bar{X}_{ft}(\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1} - \hat{\beta}_{ft} + \hat{\beta}_{ft-1})]$, 則分別代表男性與女性薪資結構與全體樣本薪資結構之差異。第五項和第六項, $[(\hat{\beta}_{mt-1} - \hat{\beta}_{t-1})(\bar{X}_{mt} - \bar{X}_{mt-1})]$ 和 $[(\hat{\beta}_{t-1} - \hat{\beta}_{ft-1})(\bar{X}_{ft} - \bar{X}_{ft-1})]$ 皆是調整項, 即使是在男女平均生產力特性

⁶ 若假設男性在 t 和 $t-1$ 期未受歧視, 則男女薪資差異分別為: $\ln \hat{W}_{mt} - \ln \hat{W}_{ft} = \hat{\beta}_{mt}(\bar{X}_{mt} - \bar{X}_{ft}) + \bar{X}_{ft}(\hat{\beta}_{mt} - \hat{\beta}_{ft})$ 和 $\ln \hat{W}_{mt-1} - \ln \hat{W}_{ft-1} = \hat{\beta}_{mt-1}(\bar{X}_{mt-1} - \bar{X}_{ft-1}) + \bar{X}_{ft-1}(\hat{\beta}_{mt-1} - \hat{\beta}_{ft-1})$ 。依此類推, 可導出女性在 t 期與 $t-1$ 期未受到歧視之男女薪資差異。

相同情況之下, 只要 $t - 1$ 期的男女性薪資結構與全體樣本薪資結構不同且男女性在 t 期的平均生產力特性與 $t - 1$ 期不同時, 也會存在薪資差異。因此, 在以全體樣本估計薪資結構時, 男女薪資差異可由第 (3) 式中等式右邊第一項男女平均生產力特性的差異來解釋, 而第三項至第六項的和是為無法解釋男女薪資差異的部分, 即稱為歧視。

2.2 產業內男女薪資差異之衡量指標

依據 Fields and Wolff (1995) 的產業內薪資差異衡量指標建構迴歸估計模型, 並探討在既定產業內男女薪資成長差異的變動之基本模型:

$$\ln W_{mi} = \alpha_m + X_{mi}\beta_m + \sum_{j=2}^J \theta_{mj}d_{ij} + \varepsilon_{mi},$$

$$i = 1, \dots, M, \quad j = 1, \dots, J, \quad \varepsilon_{mi} \sim (0, \sigma^2), \quad (4)$$

$$\ln W_{fi} = \alpha_f + X_{fi}\beta_f + \sum_{j=2}^J \theta_{fj}d_{ij} + \varepsilon_{fi},$$

$$i = 1, \dots, F, \quad j = 1, \dots, J, \quad \varepsilon_{fi} \sim (0, \sigma^2), \quad (5)$$

其中 i 代表個人, j 代表產業, X 代表生產力特性, d_{ij} 是產業的虛擬變數。 $d_{ij} = 1$ 表示個人 i 在 j 產業中工作; $d_{ij} = 0$ 代表 i 在其他非 j 的產業中工作。從上兩式可以知道代表性個人 i 在 j 產業的預期薪資方程式為:

$$\ln \hat{W}_{mj} = \hat{\alpha}_m + \hat{\beta}_m \bar{X}_{mj} + \hat{\theta}_{mj}, \quad (6)$$

$$\ln \hat{W}_{fj} = \hat{\alpha}_f + \hat{\beta}_f \bar{X}_{fj} + \hat{\theta}_{fj}, \quad (7)$$

上項二式相減可得到 j 產業內的男女薪資之分解模型為:

$$\ln \hat{W}_{mj} - \ln \hat{W}_{fj} = (\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) + (\hat{\theta}_{mj} - \hat{\theta}_{fj}) + \bar{X}_{fj}(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \hat{\beta}_m(\bar{X}_{mj} - \bar{X}_{fj}), \quad (8)$$

上式中薪資差異式中的等式右邊前三項是無法解釋的部分, 而第四項男女平均生產力特性的差異是可解釋的部分。由上式可定義 j 產業內男女薪資差

異為 $\hat{g}_j$:

$$\hat{g}_j = (\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) + (\hat{\theta}_{mj} - \hat{\theta}_{fj}), \quad (9)$$

上式等號右邊的第一項是截距項的差異, 代表男女在起始薪資上的不同, 第二項為男女產業係數的差距, 表示在既定相同產業內男女薪資影響力的差距。

Horrace and Oaxaca (2001) 指出若解釋變數中同時包含了虛擬變數和截距項, 截距項會因虛擬變數參考組選擇之不同而有所差異, 並造成估計結果的變動, 即所謂的認定問題。因此 j 產業內男女薪資差異可表示為:

$$\hat{\phi}_j = (\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) + (\hat{\theta}_{mj} - \hat{\theta}_{fj}) + \bar{X}_{fj}(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f), \quad (10)$$

並透過 $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$ 的改變抵銷截距項的變動, 以降低認定問題的發生對於估計結果的影響。為了比較 Fields and Wolff 和 Horrace and Oaxaca 的衡量方法並兼顧認定問題的解決, 本研究中將同時呈現 $\hat{g}_j$ 與 $\hat{\phi}_j$ 二項指標的估計值, 以評估台灣產業內部男女性別薪資差異的變動趨勢。

2.3 變數選擇與預期效果

在估計薪資方程式所放入的解釋變數類別, 基本上可分成年齡世代、教育程度、婚姻狀態、工作經驗、工作地點、產業變數和職業等, 其定義列於附表 2。被解釋變數則是薪資率的對數, 薪資率(元/小時)以有酬工作者主要工作的月收入除以每月主要工作時數計算(上週主要工作時數乘以 4.33)。為了捕捉不同世代的人對於工作態度和價值有相異的看法, 於薪資迴歸式中考慮年齡世代效果, 以 10 歲為一世代, 將年齡世代分成 25-34、35-44、45-54 和 55-64 四項年齡群組, 其中是以年齡世代 25-34 為參考組。我們預期年齡世代是對薪資有正向影響的效果。依據人力資本理論, 累積人力資本可以提升生產力, 而教育程度和工作經驗愈高, 薪資也就愈高。不同階段教育程度對薪資的影響可能有不同, 因此以虛擬變數方式表示國中以下、高中職和大學以上三種學歷。以國中以下之學歷作為參考組時, 我們預期教育程度對於薪

資有正向的影響。⁷

婚姻狀態與否對於男女性就業者亦有不同的影響效果，有偶者較無偶者之薪資高，文獻稱此為婚姻溢酬（marriage premium）。由於婚後生活穩定，男性分配於家務工作上較少，更能專注於工作，所以預期可提高男性勞動生產力。此種婚姻溢酬對於女就業者的影響則不確定。一方面，因為女性須分配時間至家務工作，甚至會因照顧幼兒或是家中老人而退出勞動市場，導致人力資本累積的中斷或折舊，因此預期女性的婚姻溢酬是負的。另一方面，隨著女性教育程度的提升，不參與勞動市場的機會成本太高，因此婚姻對於女性就業者的薪資也可能具有正面的影響效果。

研究中將工作經驗分成潛在工作經驗和現職工作經驗二項。現職工作經驗是指在目前的主要工作場所工作年數，而潛在工作經驗則定義為：年齡－教育年數－現職工作經驗年數－6。由於資料中並無實際工作經驗年數，而潛在工作經驗與個人實際的工作年數並不一定相同。已婚的婦女可能為照護幼兒和老人而放棄工作，使用潛在工作經驗會產生誇大的效果。在薪資迴歸式中，放入已婚狀態與潛在工作經驗的交乘項，可部分控制已婚女性的實際工作經驗。由於工作經驗增加的速度對於薪資的影響不同，所以也放入現職工作經驗與潛在工作經驗的平方項控制。此外，工作經驗的累積有益個人生產力，工作經驗愈豐富且工作年資愈長，薪資亦會隨之增加，因此預期工作經驗對於男女就業者的薪資有正向且顯著的影響。但預期工作經驗的平方項則對於就業者的薪資有負向的影響，表示工作經驗累積出現邊際報酬遞減的現象。

由於不同的職業和產業的差異對於薪資的影響不同，且相關文獻研究中曾發現男性在工業中較具有薪資上的優勢，而女性則在服務業中具有薪資上的比較優勢，所以在薪資迴歸中控制職業和產業虛擬變數。根據 Fan and Lui (2003)，男性在重體力性產業（例如，製造業、水電燃氣業與營造業）上較具有優勢，而女性在重心智性產業（例如，商業、運輸倉儲通信業、金融保險業、社會服務業及個人服務業與公共行政業等產業）較具優勢。因此，本研究預期男性就業者在重體力性產業的係數估計值為正且較大；相對地，預期女性在重心智性相關產業的係數估計值為正且較大。

⁷ 雖然近年來在問卷上已將受訪者的學歷新增加碩士學歷與博士學歷等選項，但由於本研究也有使用早期的問卷資料，因此為了統一資料，將碩士與博士學歷都歸類為大學以上學歷。

此外, 就業者的工作地點對於薪資率也會有不同的影響效果, 例如都市化程度愈高的地區, 消費水準相對其他地區為高, 雇主所提供之薪資報酬亦相對地較高。由於在研究中是以都市化程度最低的東部地區當作參考組, 工作地點在北部地區、中部地區或南部地區的就業者, 其薪資必高於在東部地區工作的就業者, 故預期工作地區變數之係數估計值為正。

3. 資料來源與樣本特性分析

本研究採用 1978 年至 2003 年二十六年的「人力運用調查」資料。此資料以人力資源調查為基礎, 並附加有偶婦女勞動參與、就業者工作時間、所得、獲得現職方法與工作變換, 以及失業者之工作機會及希望待遇等問項。

針對本研究的需要, 首先刪除年齡在 25 歲以下與 65 歲以上的樣本。其次, 從業身分為雇主、自營作業者及無酬家屬工作者較無歧視的問題存在, 因此也從樣本中予以刪除。產業分類按主計處可分為農林漁牧業、製造業、水電燃氣業、營造業、商業、運輸倉儲通信業、金融保險業、社會服務及個人服務業和公共行政業等九大類。⁸ 而職業則有七項分類, 分類一包含民意代表、行政主管、企業主管, 分類二包含專業人員與助理專業人員, 分類三則包含事務與服務工作人員, 分類四和五分別為農林漁牧工作者和技術工及有關工作人員, 而機械設備操作工及組裝工和非技術工及體力工則分別列為分類六和分類七。經上述篩選後的有效樣本中, 在 1978 年為女性就業者佔男性就業者之比例約為 32%, 而此女男就業者之比例一直成長增加, 在 2003 年時已遠超越 68%。⁹ 由於二十六年的男女性就業者 and 未就業的資料非常繁複且冗長, 因此就相距約十二年左右的三年橫剖面資料, 即 1978 年、1992 年和 2003 年三年的平均值進行分析說明。其中選定 1978 年和 1992 年是因為 Zveglic et al. (1997) 採用此期間作為研究的期間, 因此我們也選用此兩時間點並再延長至 2003 年, 以作對照比較分析。

⁸ 在 2003 年當中, 由於沒有女性在礦業與土石採取業工作, 因此將礦業與土石採取業排除。

⁹ 這部分只是陳述有關我們所使用樣本中男女性就業者的比例, 並沒有相對男女勞動供給或需求與「男女薪資差異」間之任何因果關係的假設。由於資料的限制, 我們所用的資料為橫剖面資料, 並不是長期追蹤資料, 因而並不能從事 Granger 因果關係之檢驗。

按年度、男女和就業情況別，得知女性就業者的平均月收入在各年度間均低於男性就業者，但就女男平均薪資比率則從 1978 年的 64.13% 上升到 2003 年的 75.35%，表示男女薪資差異在逐漸縮小當中。¹⁰ 此外，男女就業者的每週工時都逐年在縮減中，這是經濟成長、法定工時降低和周休二日所致。女性和男性就業者的平均教育年數比未就業者的平均教育年數高。1978 年時，雖然男性就業者的教育程度遠高於女性就業者，但隨著女性教育程度逐年提升，2003 年時男女就業者的平均教育程度則幾乎達到相同。未就業者男女的教育程度仍有明顯的差距，且男性教育程度遠大於女性。此外就業者的現職工作經驗方面，男性皆大於女性，但男性的經驗在各年度間並無太大的變動，而女性則呈現先減後增的現象。就已婚狀態數據顯示，就業男性中已婚的比例較未就業男性高，但就業女性中已婚的比例則低於未就業女性。

此外，各產業的男女就業結構資料中顯示，製造業內男性工作者比例在各年度皆為最高。女性就業者雖在製造業工作的比例不低，但逐年減少中。相對地，女性就業者在社會服務及個人服務業中的比例則逐年增加。就職業比例而言，1978 年的男性就業者從事最多的職業是非技術工及體力工，但逐年下降的很快；女性就業者則多半集中於事務工作人員與服務工作人員的職業，所佔比例大約介於 32%–43%。男女性從事高技術工作的比例逐年增加（例如，專業人員與助理專業人員），可能是因為台灣轉型為發展高技術產業，對專業人才的需求提高。

4. 實證結果分析

4.1 各年度薪資迴歸估計結果

所有二十六個年度的男女薪資率迴歸式之估計結果，限於篇幅，並未附在文中，有興趣者可向作者索取。由估計結果得知，有些年度的薪資迴歸估計顯示 λ 迴歸係數估計值是顯著的，表示在這些年的男女薪資率迴歸式中存有選

¹⁰ 由於各年度之間的物價水準並不相同，因此必須先將月收入作平減之後，再作分析。根據主計處的資料，1978 年的物價指數 = 43.94、1992 年的物價指數 = 83.92 與 2003 年的物價指數 = 99.52（以 2001 年的物價指數為基準年）。

擇偏誤的問題,有必要對薪資方程式作修正。¹¹

在二十六個年度的薪資迴歸估計式中,以年齡世代 25-34 歲為參考組下,年齡世代對於男女性薪資均呈現正且顯著的效果,表示不同世代的人對於工作態度和價值有顯著不同的看法。在各年度中年齡群組之估計結果顯示,年齡世代係數估計值隨著歲數增加而提高,在 45-54 歲群組時幾乎是達到最大,而後再下降。此顯示就業者之薪資所得在其生命週期中年齡介於 45-54 歲間達到最高峰。此實證結果的就業者年齡-薪資輪廓之型態 (age-earning profile) 支持人力資本理論的預測。已婚對於女性薪資的影響在絕大多數的迴歸式中 (共 20 年資料) 是顯著為正,但在近來數年中,對於女性薪資的影響則呈現負且顯著結果,例如在 2003 年、2002 年、1999 年、1998 年及 1991 年五年的薪資迴歸式中即是如此。相對地,已婚之婚姻狀態對於男性薪資卻持續有正面且顯著的效果,表示婚姻溢酬顯著地存在於男性的薪資中,此結果支持了既存文獻中婚姻溢酬多半存在於男性薪資的結論。教育變數的實證結果顯示,高中職和大學以上學歷相對於國中程度以下學歷的薪資率為高,且大學以上學歷對於薪資率正面影響的程度也大於高中職學歷者。顯示教育程度愈高,潛在生產力也愈大,因而薪資水準較高,符合人力資本理論的預期。

基本上,現職工作經驗對於就業者之薪資並沒有顯著影響,而潛在工作經驗對於男女薪資之影響效果在不同期間呈現不同的影響型態。在 1988 年之前,潛在工作經驗對於男女薪資的影響為正且顯著,但在 1989-1993 年期間潛在工作經驗對於薪資之影響轉變成無顯著性,且在 1998-2003 年期間潛在工作經驗影響效果改變成負且顯著。除了 1999 年、2000 年和 2003 年的男性薪資迴歸外,而現職工作經驗和潛在工作經驗的平方項對於薪資之影響呈現邊際報酬遞減現象,與人力資本文獻的發現相吻合。表示薪資報酬會隨著時間而提升,但邊際報酬遞減。控制已婚狀態乘上潛在工作經驗項,以避免高估已婚婦女潛在工作經驗之效果,除了 2001 年的女性薪資迴歸外,結果幾乎是顯示女性之估計係數值幾乎是負且顯著。表示相對於未婚女性,潛在工作經驗愈長對於已婚女性相對愈不利,可能因已婚女性較可能因為家庭因素而

¹¹ 造成此一結果的原因,可能是依照樣本選擇法則所篩選出的樣本為公民營機構的受雇員工,不包括雇主、自營業者、和無酬家屬工作者等其他工作身分者,所建構的樣本較具齊質性。相對地,一般文獻估計勞動市場參與和薪資迴歸式時,較少對從業工作身分作選擇限制。所以在男性樣本上因非隨機性樣本所顯示的樣本選擇偏誤 (λ) 也較一般文獻為顯著。



中斷工作，並導致人力資本累積暫緩和折舊，使得其重返勞動市場工作時起薪較低，且薪資累積速度亦較慢，致使薪資水準並未隨潛在工作經驗的累積而增加。但對於已婚男性來說，有的估計係數是不顯著，有的是負且顯著，但也有是正且顯著，表示潛在工作經驗對於男性薪資影響之效果並無一致性的型態。

在二十六年的迴歸結果中所顯示的區域效果，三年（除了1978年、1990年和1997年外），我們發現在北部地區工作的男女性，相對於在東部地區工作的男女性之薪資較高且顯著，此反映了北部生活水準較東部為高的情形。工作地點在中部或南部地區對於男女性就業者之薪資反而有負向且顯著的影響。表示在其他條件不變下，就業者在東部地區工作所得到的薪資，相較於中部或南部地區高但比北部地區低。

相對於農林漁牧工作者，在1994年後職業對於薪資的影響皆為正且顯著。在1991年、1992年和1993年三年中之技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工，以及非技術工及體力工等相對於農林漁牧工作者之薪資顯著地較低。而從事民意代表、行政企業主管與從事專業工作以及助理專業工作的男女工作者相對於農林漁牧工作者所獲得的報酬均顯著地較高。此反映從事主管和專業工作者需是高技術與高教育程度的人才，因此所獲薪資較其他職業高。

最後，除了1998年、2002年和2003年以外，相對於農林漁牧工作者，重體力性相關產業中之製造業、水電燃氣業、營造業，對男性薪資幾乎有顯著正向影響；而重體力性相關產業對於女性薪資的影響則呈現不一致的型態，在大多數的年度迴歸結果中，女性在水電燃氣業和營造業相對於農林漁牧業中工作存在有顯著的薪資溢酬，但在製造業中工作之薪資溢酬有正向也有負向顯著者，薪資溢酬型態並不一致。另一方面，除了社會服務及個人服務業與公共行政業外，在重心智性相關產業中，如商業、運輸倉儲通信業、金融保險業和社會服務及個人服務業等，對兩性就業者之薪資有顯著正向的影響。基本上，男性側重於重體力性產業，並在此產業中存有顯著的薪資溢酬，而女性的薪資溢酬則顯著地存在於重心智性相關產業中。但由上可得知，女性就業者也在部分重體力性產業中擁有顯著的薪資溢酬。因此，此研究的結果顯示重體力性和重心智性之相關產業傳統的區分方式，在本研究中是無法截然二分男女薪資在各個產業中的相對優勢的。

4.2 單年度和跨年度薪資分解之分析

4.2.1 單年度男女薪資差異分解分析

依據修正樣本選擇偏誤後的薪資迴歸模型, 進一步針對男女性就業者之薪資差異進行分解, 以便瞭解男女薪資差異在不同年度間之成因。表1 呈現的是單期薪資迴歸分解之結果。我們以全體樣本作為未受歧視的薪資結構, 將男女薪資差異變動來源分解成兩部分, 一是「男女平均生產力特性不同」, 另一是「性別歧視」所造成之薪資差異(無法解釋的部分)。

表1 的結果顯示, 台灣男女薪資差距由「男女總平均生產力特性不同」之變動來源解釋的比例(即可解釋部分), 由 1978 年的 18.51% 逐年攀升, 並在 1983 年突破 20% 的解釋比例, 而後又在 1995 年上升超越 30%, 於 2002 年達到 31.61% 之比例。2003 年男女總平均生產力差異解釋比例稍降, 似乎是穩定上升趨勢中的一個離差(deviation)例外。相對地, 由性別歧視變動來源的解釋比例, 則從 1978 年的 81% 逐年下降, 最後縮減至 2002 年的 68.39%。性別歧視部分解釋男女薪資差異的比例頗大, 但是呈現逐年遞減的趨勢。

由以上單年度分解結果得知, 男女平均生產力特性不同來解釋薪資差異的比例相對較小, 顯示對於薪資差異的主要解釋來源是來自於對男女性別差異的歧視。

此外, 我們由單年度薪資分解推估的結果得知, 在年齡世代 25-34 歲之年齡群組中, 除了 2001 年至 2003 年的推估結果外, 1978-2000 年各年度的分解推估值皆為負且統計顯著, 表示在年輕世代中女性就業者的生產力顯著高於男性就業者。相對地, 年齡世代 34-44 歲和 45-54 歲兩個年齡群組, 男女平均生產力差異之分解推估值是為正且統計顯著, 表示在較高年齡群組中男性就業者的生產力漸次提升並大於女性就業者。

在婚姻狀況中, 男性較女性就業者在已婚的狀況下顯著能提升生產力, 顯示男性已婚就業者存在有婚姻薪資溢酬。此項結果與相關文獻結論相同。在教育程度方面, 擁有高中職學歷的女性在 1978-1983 年間和 1990-2003 年間兩段期間, 其生產力顯著地高於相同學歷的男性就業者, 所以平均生產力推估值是顯著且為正的。但在 1984-1989 年之五年期間, 男性高中職學歷就業者之生產力反而是顯著大於相同學歷之女性就業者, 故其生產分解推估值

表 1 歷年單年度薪資分解

	2003	2002	2001	2000	1999	1998
總平均生產力差異	0.03381 (27.93579%)	0.03961 (31.60563%)	0.03961 (31.60563%)	0.04606 (31.03835%)	0.04227 (32.63344%)	0.04424 (31.25472%)
總係數差異	0.08721 (72.06421%)	0.08572 (68.39437%)	0.08572 (68.39437%)	0.10234 (68.96165%)	0.08727 (67.36656%)	0.09731 (68.74528%)
總平均生產力差異	0.04320 (34.59368%)	0.05086 (32.18892%)	0.05233 (30.83779%)	0.05293 (29.26556%)	0.04788 (26.24888%)	0.04150 (22.99795%)
總係數差異	0.08168 (65.40632%)	0.10715 (67.81108%)	0.11737 (69.16221%)	0.12794 (70.73444%)	0.13454 (73.75112%)	0.13894 (77.00205%)
總平均生產力差異	0.03516 (18.52379%)	0.03749 (20.01488%)	0.04006 (20.32936%)	0.03396 (18.09968%)	0.03767 (19.91912%)	0.04527 (22.93917%)
總係數差異	0.15464 (81.47621%)	0.14983 (79.98512%)	0.15699 (79.67064%)	0.15366 (81.90032%)	0.15146 (80.08088%)	0.15208 (77.06083%)
總平均生產力差異	0.04107 (20.81070%)	0.04459 (23.27704%)	0.03893 (20.48677%)	0.03668 (19.67535%)	0.03863 (20.38004%)	0.03518 (18.49735%)
總係數差異	0.15628 (79.18930%)	0.14696 (76.72296%)	0.15110 (79.51323%)	0.14976 (80.32465%)	0.15092 (79.61996%)	0.15503 (81.50265%)
總平均生產力差異	0.03313 (17.85619%)	0.03435 (18.51227%)				
總係數差異	0.15242 (82.14381%)	0.15120 (81.48773%)				

註：() 內數值的算法分別由 (各年度的總平均生產力差異 / 男女平均時薪差距) 和 (總係數項改變 / 男女平均時薪差距) 所計算出來。所以分別代表男女平均生產力差異可解釋的百分比和歧視所佔的百分比。

是正且顯著。在 1995 年之前, 擁有大學以上學歷的女性就業者之生產力皆低於男性就業者之生產力, 但此種型態在 1995 年時產生逆轉, 出現女性就業者平均生產力顯著地超過男性工作者之生產力, 所以造成男女薪資差距之縮減。特別值得注意的是, 雖然歧視減弱的效果不顯著, 但自 1981 年起高等學歷(高中職學歷和大學以上學歷)的女性在勞動市場上就業時, 所受到的歧視程度有降低, 並有助於縮小男女薪資差異。所以, 自 1995 年至近年, 高中職學歷和大學以上學歷之教育程度對於兩性薪資的縮減具有一致方向的影響效果, 因而加速男女薪資的收斂。

再者, 就工作經驗而言, 現職工作和潛在工作經驗對兩性薪資差異沒有顯著的影響效果。但是由於現職工作經驗平方項之分解推估值是負且顯著, 表示現職工作任職愈久, 則有助於女性就業者生產力的顯著提升, 此項結果也呼應了高長(1993)的研究心得。就產業效果而言, 重體力性產業中男性就業者相較女性就業者存在有生產力之優勢, 所以在製造業、水電燃氣業和營造業等產業中, 至少有二十年之薪資差異迴歸分解推估值是為正且顯著。表示男女平均生產力差異顯著地解釋, 兩性薪資差異的擴大, 但歧視部分則完全無助於薪資差異的解釋。在重心智性產業中, 商業、運輸倉儲通信業、金融保險業和社會服務及個人服務業以及公共行政業等產業, 平均生產力差異對於兩性薪資差異的解釋方向和變動呈現不同的型態。在商業和運輸倉儲通信業中, 分別就有二十年和十六年的薪資迴歸差異分解推估結果顯示顯著, 男性相較女性就業者存有顯著的生產力優勢。於 1997 年之前的金融保險業, 十三年的分解推估結果顯示, 女性相對男性就業者具有顯著的薪資溢酬。而社會服務及個人服務業中, 有十五年的分解推估結果顯示, 男性具有生產力優勢; 而在公共行政業中, 十四年的分解推估結果則顯示女性相對男性就業者具有較高的生產力。

由上得知, 在重體力性之產業中, 生產力優勢之變動型態相對重心智性產業較容易歸納且具有一致性。但是在重心智性產業中, 歧視對於兩性薪資差異的變動影響呈現出負且顯著的效果。表示在重心智性產業中, 女性所受到勞動市場的歧視顯著的降低, 因而有助男女薪資差距的縮減。

在職業別變數分解推估結果顯示, 基本上在 1978-1990 年期間「民意代表、行政主管、企業主管」、「技術工及相關工作人員」、「機械設備操作工及組裝工」等職業中, 男性相對女性就業者的生產力提升, 顯著地解釋了

男女薪資差異的擴大。並且「民意代表、行政主管、企業主管」職業中的男性，在其他年數期間仍具有生產力上的優勢。而在 1978–2003 年期間，「專業人員與助理專業人員」與「事務工作人員與服務工作人員」職業中，平均生產力差異之分解推估值是負且顯著，表示男性平均生產力相對於女性是顯著地下降，男女薪資差異因而縮小。由上得知，除了「民意代表、行政主管、企業主管」之白領階級職業外，其他重心智性之產業均呈現女性相對男性就業者生產力提升的現象。相對地，在 1994 年之前，重體力性產業之「技術工及相關工作人員」和「機械設備操作工及組裝工」職業顯示，男性相對女性工作者生產力顯著提升，兩性薪資差異擴大。但是自 1995 年以來，「非技術工及體力工」職業中女性相對男性就業者平均生產力大幅提升，平均生產力差異的分解推估值是負且顯著。此表示在「非技術工及體力工」職業中，女性就業者薪資逐漸追趕上男性就業者，使得兩性薪資差異逐漸縮小。可能原因是產業結構趨向資本密集化後，此類職業對於體力的依賴性逐漸降低，而資本設備的使用與女性有互補之作用，故而提升女性在此類職業上之生產力。

4.2.2 跨期男女薪資差異分解分析

歷年的跨期薪資差異分解推估結果是根據跨期薪資分解模型之數式 (3) 所導出，並且依照各項解釋變數進一步地分項分解。此項分析可看出兩期間兩性薪資差距之變動趨勢以及決定因素。所得出男女薪資跨期分解推估結果之摘要列於表 2。依照表 2 中之整體跨期薪資分解推估的結果，1978–2003 年之二十六年的跨期男女薪資差異明顯的呈縮減之趨勢。跨期男女薪資差異之平均生產力分解的推估值，不但是負且其絕對值是在擴大中，表示女性較男性就業者有較高的跨期生產力的成長。

我們的研究亦發現，在年齡群組 25–34 歲和 35–44 歲中，因年齡群組的不同所造成的兩期男女薪資差距並不顯著。但是在 1978–1997 年間的資料顯示隨著年齡的增長，在年齡世代 45–54 歲群組上，產生顯著的跨期男女薪資差異。也就是說，就業者工作一段時間後、在將達可退休年齡前，男性因工作經驗增加或是在職場夠久，男性跨期生產力的提升較女性為快，造成跨期男女薪資差距顯著地擴大，而且此一現象在 1997 年前較 1997 年後更為明顯。

表 2 相鄰兩年男女薪資分解結果

	2003-2002	2002-2001	2001-2000	2000-1999	1999-1998	1998-1997
總平均生產力差異	-4.39924 (101.07479%)	-4.42153 (101.91146%)	-4.41913 (101.03716%)	-4.36934 (101.61604%)	-4.38415 (101.31717%)	-4.65606 (91.28767%)
總係數差異	0.07716 (-1.07479%)	0.06117 (-1.91146%)	0.04536 (-1.03716%)	0.06949 (-1.61604%)	0.05700 (-1.31717%)	-0.44437 (8.71233%)
總平均生產力差異	-4.39688 (100.87523%)	-4.32475 (101.44319%)	-4.24996 (101.79182%)	-4.30057 (101.88225%)	-4.34189 (102.65772%)	-4.18104 (102.01267%)
總係數差異	0.03815 (-0.87523%)	0.06153 (-1.44319%)	0.07481 (-1.79182%)	0.07945 (-1.88225%)	0.11241 (-2.65772%)	0.08249 (-2.01267%)
總平均生產力差異	-4.16160 (102.39078%)	-4.11190 (102.53094%)	-4.02539 (102.68478%)	-3.95140 (102.71032%)	-3.85691 (102.86493%)	-3.83561 (102.93045%)
總係數差異	0.09717 (-2.39078%)	0.10150 (-2.53094%)	0.10525 (-2.68478%)	0.10427 (-2.71032%)	0.10742 (-2.86493%)	0.08731 (-2.93045%)
總平均生產力差異	-3.81965 (102.86557%)	-3.76477 (102.91625%)	-3.75022 (103.07618%)	-3.72089 (103.04145%)	-3.63176 (103.26826%)	-3.58853 (103.42874%)
總係數差異	0.11351 (-2.86557%)	0.10668 (-2.91625%)	0.11192 (-3.07618%)	0.10983 (-3.04145%)	0.11494 (-3.26826%)	0.11896 (-3.42874%)
總平均生產力差異	-3.57512 (105.05480%)					
總係數差異	0.09376 (-5.05480%)					

註: 同表 1。



擁有高中職學歷和大學以上學歷的女性，平均生產力變動顯著地均較男性為低，也就是在此兩項教育層級上存在有顯著的跨期男性薪資之優勢。然而由於大學以上較高中職學歷有較小的跨期分解推估值，表示擁有大學以上學歷的高等教育就業者中，女性平均生產力跨期提升的速度與男性差距不大，男女性就業者的生產力較為相近。

無論是男女性跨期平均生產力差異或是歧視，現職工作經驗和潛在工作經驗對於跨期兩性薪資差異幾乎無顯著的解釋能力。而現職工作經驗和潛在工作經驗平方項的分解推估之負且顯著的值表示，兩性就業者生產力均會隨時間增加而折舊，但是男性就業者薪資生產力在跨期間折舊的速度反而較女性就業者顯著地高。

個別產業內跨期男女平均生產力差異的變動和歧視的變動，對於跨期兩性薪資差異的變動並無任何顯著的影響效果。相對地，不同的職業類別對於跨期男女薪資生產力卻有顯著的影響力。在 1978–2003 年中，「專業人員與助理人員」及「事務工作與服務工作人員」兩類職業中，跨期男女平均生產力差異之分解推估值幾乎均為正且顯著，表示跨期男女平均生產力差異變動擴大，因而對跨期男女薪資差距擴大有顯著的影響效果。在較近之 1997–2003 年，「民意代表、行政和企業主管」之職業類別，跨期分解推估值是正且顯著，顯示此類職業中男性有生產力之優勢，因而對男女薪資差異變動有擴大的影響效果。在 1978–1989 年的十一年期間，在所有既定的職業類別中，男女平均生產力變動差異呈現擴大趨勢，但此趨勢在 1989 年後則不復見。

4.3 產業內男女薪資差異衡量估計分析

分別依據 Fields and Wolff (1995) 和 Horrace and Oaxaca (2001) 的衡量指標，將部分產業的估計值及排序名次整理於表 3 和表 4。¹² 在控制生產力變數之下，若表中產業內男女薪資差異衡量指標 $\hat{g}_j$ 和 $\hat{\phi}_j$ 之估計值為正，表示在該產業中有男性薪資溢酬發生。為表示產業中性別薪資差異程度大小，表中亦將衡量指標估計數值依大小作排列，排序數值愈大者表示該產業性別薪資差異程度愈小。從 Fields and Wolff (1995) 衡量指標 $\hat{g}_j$ 的排序來看製造業歷年的結果（表 3），與文獻上男性在製造業相對於女性較具有優勢的結果相符合，而

¹² 因為水電燃氣業的產業別女性人數較少，因此不予列入討論。



屬於重體力性產業之營造業,其歷年排序值表示男性在營造業中並未有薪資上的優勢。但屬於服務業的歷年排序則顯示,近年來女性在金融保險業、運輸倉儲通信業以及社會服務及個人服務業相對於男性較有優勢。

在表 4 中,依據 Horrace and Oaxaca (2001) 所建立的衡量指標 $\hat{\phi}_j$ 估計值顯示,在修正認定問題後所重新計算的產業排序,發現與表 3 的排序相同。各項產業不論是依照 Fields and Wolff (1995) 或是 Horrace and Oaxaca (2001) 所建立的衡量指標,具有相同的排序結果。所以表 4 的結論與表 3 相同。也就是,同樣可以發現男性在製造業上相對於女性較具有優勢。由服務業產業的歷年排名,則可以發現近年來女性在運輸倉儲通信業、金融保險業上相對於男性較具有優勢。總而言之,由產業內男女薪資差距之衡量指標估計值結果顯示,在大部分的重體力性相關產業中男性在薪資上具有優勢,例如在製造業中男性的薪資溢酬較其他產業為大;而在大部分的重心智性相關產業中,女性在薪資上則具有比較優勢,例如在金融保險業與運輸倉儲通信業中,存有女性的薪資溢酬。

跨期間產業內男女薪資差異變化趨勢,是依據 Horrace and Oaxaca (2001) 的衡量指標,結果列於表 5。在 1978–2003 年間,金融保險業的跨期男女薪資差異變動頗大,金融保險業跨期男女薪資差異在 1991 年前後(比較 1991–1990 和 1992–1991),由之前兩性薪資差距小轉變至差距大。但在經往後數年薪資差異排名波動後,金融保險業內男女薪資差距亦是往縮減的方向變動。營造業薪資差異排序雖然在單年度是呈現男女薪資差異最大,但是於跨期男女薪資差異排序結果顯示,營造業跨期兩性薪資差異變動並不大。

綜合上述結果,在重心智性產業中,運輸倉儲通信業和金融保險業在近年來之排序,呈現跨期男女薪資差異在縮減中,但是商業和社會服務及個人服務兩產業皆呈現跨期男女薪資差距擴大,其中商業產業的差異最大。在單年度薪資差異分解分析中即顯示,社會及個人服務業男女性生產力差異擴大的趨勢。整體而言,在 1978 年至 2003 年之期間,隨著產業結構改變,產業呈現男女薪資差距趨向縮減,尤其是在重心智性產業中的運輸倉儲通信業和金融保險業,以及在重體力性產業中的營造業,此反應近年來女性薪資在跨期間成長得最快並超越了男性薪資的成長,所以此產業跨期男女薪資差異趨小。

表 3 歷年產業兩性薪資差異 $\hat{g}_j$ 的排名

產業別	2003		2002		2001		2000		1999	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.7153	2	0.0745	3	-0.1415	2	0.5905	1	0.1014	1
營造業	0.6996	4	0.0142	7	-0.1467	3	0.5432	5	0.0506	6
商業	0.7426	1	0.0735	4	-0.1668	6	0.5554	3	0.0756	3
運輸倉儲通信業	0.6523	6	0.0934	1	-0.1651	4	0.5549	4	0.0733	4
金融保險業	0.6774	5	0.0870	2	-0.1930	7	0.5114	7	0.0264	7
社會服務及個人服務業	0.7142	3	0.0328	6	-0.1659	5	0.5381	6	0.0576	5
公共行政業	0.6506	7	0.0505	5	-0.1344	1	0.5814	2	0.0844	2
產業別	1998		1997		1996		1995		1994	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	-0.2414	2	0.0068	1	0.1109	1	0.1444	1	0.1744	2
營造業	-0.2828	6	-0.0535	5	0.0448	6	0.0709	7	0.1444	5
商業	-0.2695	3	-0.0145	2	0.0828	3	0.1170	3	0.1431	6
運輸倉儲通信業	-0.2719	4	-0.0580	6	0.0634	5	0.1081	4	0.2309	1
金融保險業	-0.3087	7	-0.0615	7	0.0446	7	0.0998	6	0.1498	4
社會服務及個人服務業	-0.2804	5	-0.0205	4	0.0695	4	0.1068	5	0.0970	7
公共行政業	-0.2382	1	-0.0190	3	0.0886	2	0.1364	2	0.1502	3
產業別	1993		1992		1991		1990		1989	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.1953	2	0.2258	1	0.1521	1	0.0843	1	0.1168	1
營造業	0.1753	4	0.1726	6	0.1123	5	0.0252	6	0.0417	6
商業	0.1613	7	0.2155	2	0.1433	2	0.0680	3	0.0968	2
運輸倉儲通信業	0.1978	1	0.1841	5	0.1078	6	0.0568	4	0.0832	4
金融保險業	0.1688	6	0.1432	7	0.0569	7	0.0020	7	0.0404	7
社會服務及個人服務業	0.1706	5	0.2071	3	0.1396	3	0.0804	2	0.0948	3
公共行政業	0.1879	3	0.2023	4	0.1278	4	0.0532	5	0.0695	5
產業別	1988		1987		1986		1985		1984	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.1570	1	0.0635	1	0.0709	1	0.0737	2	0.2296	1
營造業	0.0899	6	0.0059	6	0.0178	4	0.0158	7	0.1860	6
商業	0.1430	3	0.0617	2	0.0394	2	0.0598	4	0.2221	3
運輸倉儲通信業	0.1192	4	0.0082	5	0.0088	5	0.0668	3	0.2030	4
金融保險業	0.0687	7	-0.0160	7	0.0026	6	0.0408	5	0.1773	7
社會服務及個人服務業	0.1518	2	0.0418	3	0.0354	3	0.0741	1	0.2228	2
公共行政業	0.1178	5	0.0363	4	-0.0012	7	0.0342	6	0.1935	5
產業別	1983		1982		1981		1980		1979	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.0141	1	0.0107	3	-0.0145	1	-0.0068	3	0.0745	3
營造業	-0.0495	6	-0.0290	7	-0.0914	6	-0.0687	7	0.0142	7
商業	-0.0071	2	0.0110	2	-0.0475	3	-0.0150	4	0.0735	4
運輸倉儲通信業	-0.0113	3	0.0415	1	-0.0302	2	-0.0179	5	0.0934	1
金融保險業	-0.0553	7	0.0101	4	-0.0580	4	0.0270	1	0.0870	2
社會服務及個人服務業	-0.0244	4	0.0062	5	-0.0758	5	-0.0304	6	0.0328	6
公共行政業	-0.0380	5	-0.0159	6	-0.0966	7	-0.0038	2	0.0505	5
產業別	1978									
	估計值	排序								
製造業	0.0078	1								
營造業	-0.0702	7								
商業	-0.0293	5								
運輸倉儲通信業	-0.0229	3								
金融保險業	-0.0324	6								
社會服務及個人服務業	-0.0158	2								
公共行政業	-0.0291	4								

註: $\hat{g}_j = (\hat{\alpha}^m - \hat{\alpha}^f) + (\hat{\theta}_j^m - \hat{\theta}_j^f)$, 在控制生產力變數下, 產業排名愈前面代表男女性薪資差異愈大。

表 4 歷年產業兩性薪資差異 $\hat{\phi}_j$ 的排名

產業別	2003		2002		2001		2000		1999	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.1143	2	0.0745	3	0.1194	2	0.1525	1	0.1304	1
營造業	0.0986	4	0.0142	7	0.1142	3	0.1052	5	0.0796	6
商業	0.1416	1	0.0735	4	0.0941	6	0.1174	3	0.1046	3
運輸倉儲通信業	0.0513	6	0.0934	1	0.0958	4	0.1169	4	0.1023	4
金融保險業	0.0764	5	0.0870	2	0.0679	7	0.0734	7	0.0554	7
社會服務及個人服務業	0.1132	3	0.0328	6	0.0950	5	0.1001	6	0.0866	5
公共行政業	0.0496	7	0.0505	5	0.1265	1	0.1434	2	0.1134	2
產業別	1998		1997		1996		1995		1994	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.1366	2	0.1433	1	0.1511	1	0.1597	1	0.1627	2
營造業	0.0952	6	0.0830	5	0.0850	6	0.0862	7	0.1327	5
商業	0.1085	3	0.1220	2	0.1230	3	0.1323	3	0.1314	6
運輸倉儲通信業	0.1061	4	0.0785	6	0.1036	5	0.1234	4	0.2192	1
金融保險業	0.0693	7	0.0750	7	0.0848	7	0.1151	6	0.1381	4
社會服務及個人服務業	0.0976	5	0.1160	4	0.1097	4	0.1221	5	0.0853	7
公共行政業	0.1398	1	0.1175	3	0.1288	2	0.1517	2	0.1385	3
產業別	1993		1992		1991		1990		1989	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.1596	2	0.1749	1	0.1830	1	0.1765	1	0.1893	1
營造業	0.1396	4	0.1217	6	0.1432	5	0.1174	6	0.1142	6
商業	0.1256	7	0.1646	2	0.1742	2	0.1602	3	0.1693	2
運輸倉儲通信業	0.1621	1	0.1332	5	0.1387	6	0.1490	4	0.1557	4
金融保險業	0.1331	6	0.0923	7	0.0878	7	0.0942	7	0.1129	7
社會服務及個人服務業	0.1349	5	0.1562	3	0.1705	3	0.1726	2	0.1673	3
公共行政業	0.1522	3	0.1514	4	0.1587	4	0.1454	5	0.1420	5
產業別	1988		1987		1986		1985		1984	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.1825	1	0.1774	1	0.1863	1	0.1660	2	0.1734	1
營造業	0.1154	6	0.1198	6	0.1332	4	0.1081	7	0.1298	6
商業	0.1685	3	0.1756	2	0.1548	2	0.1521	4	0.1659	3
運輸倉儲通信業	0.1447	4	0.1221	5	0.1242	5	0.1591	3	0.1468	4
金融保險業	0.0942	7	0.0979	7	0.1180	6	0.1331	5	0.1211	7
社會服務及個人服務業	0.1773	2	0.1557	3	0.1508	3	0.1664	1	0.1666	2
公共行政業	0.1433	5	0.1502	4	0.1142	7	0.1265	6	0.1373	5
產業別	1983		1982		1981		1980		1979	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.1758	1	0.1571	3	0.1809	1	0.1593	3	0.1714	3
營造業	0.1122	6	0.1174	7	0.1040	6	0.0974	7	0.1111	7
商業	0.1546	2	0.1574	2	0.1479	3	0.1511	4	0.1704	4
運輸倉儲通信業	0.1504	3	0.1879	1	0.1652	2	0.1482	5	0.1903	1
金融保險業	0.1064	7	0.1565	4	0.1374	4	0.1931	1	0.1839	2
社會服務及個人服務業	0.1373	4	0.1526	5	0.1196	5	0.1357	6	0.1297	6
公共行政業	0.1237	5	0.1305	6	0.0988	7	0.1623	2	0.1474	5
產業別	1978									
	估計值	排序								
製造業	0.1714	3								
營造業	0.1111	7								
商業	0.1704	4								
運輸倉儲通信業	0.1903	1								
金融保險業	0.1839	2								
社會服務及個人服務業	0.1297	6								
公共行政業	0.1474	5								

註: $\hat{\phi}_j = (\hat{\alpha}^m - \hat{\alpha}^f) + (\hat{\theta}_j^m - \hat{\theta}_j^f) + \bar{X}_j^f(\hat{\beta}^m - \hat{\beta}^f)$, 在控制生產力變數與修正認定問題之下, 產業排名愈前面代表男女性薪資差異愈大。

表 5 跨期產業內男女薪資差異的排序 ($\hat{\phi}_{jt} - \hat{\phi}_{jt-1}$)

產業別	2003-2002		2002-2001		2001-2000		2000-1999		1999-1998	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	-0.0051	4	0.0745	3	-0.0332	7	0.0221	3	-0.0062	3
營造業	-0.0156	5	0.0142	7	0.0089	1	0.0256	2	-0.0156	6
商業	0.0475	1	0.0735	4	-0.0234	6	0.0128	7	-0.0039	2
運輸倉儲通信業	-0.0445	6	0.0934	1	-0.0212	5	0.0146	5	-0.0038	1
金融保險業	0.0085	3	0.0870	2	-0.0056	3	0.0180	4	-0.0139	5
社會服務及個人服務業	0.0182	2	0.0328	6	-0.0052	2	0.0135	6	-0.0110	4
公共行政業	-0.0769	7	0.0505	5	-0.0170	4	0.0300	1	-0.0264	7
產業別	1998-1997		1997-1996		1996-1995		1995-1994		1994-1993	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	-0.0067	5	-0.0078	4	-0.0085	2	-0.0030	4	0.0031	4
營造業	0.0122	3	-0.0020	3	-0.0011	1	-0.0465	6	-0.0069	5
商業	-0.0135	6	-0.0010	2	-0.0092	3	0.0009	3	0.0058	2
運輸倉儲通信業	0.0276	1	-0.0251	7	-0.0197	5	-0.0958	7	0.0571	1
金融保險業	-0.0057	4	-0.0098	5	-0.0302	7	-0.0230	5	0.0050	3
社會服務及個人服務業	-0.0184	7	0.0063	1	-0.0123	4	0.0368	1	-0.0496	7
公共行政業	0.0223	2	-0.0113	6	-0.0228	6	0.0132	2	-0.0137	6
產業別	1993-1992		1992-1991		1991-1990		1990-1989		1989-1988	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	-0.0153	5	-0.0081	4	0.0065	4	-0.0128	6	0.0068	3
營造業	0.0179	3	-0.0215	7	0.0258	1	0.0032	3	-0.0012	5
商業	-0.0390	7	-0.0096	5	0.0140	2	-0.0091	5	0.0008	4
運輸倉儲通信業	0.0289	2	-0.0055	2	-0.0103	7	-0.0067	4	0.0110	2
金融保險業	0.0408	1	0.0045	1	-0.0064	6	-0.0187	7	0.0187	1
社會服務及個人服務業	-0.0213	6	-0.0143	6	-0.0021	5	0.0053	1	-0.0100	7
公共行政業	0.0008	4	-0.0073	3	0.0133	3	0.0034	2	-0.0013	6
產業別	1988-1987		1987-1986		1986-1985		1985-1984		1984-1983	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.0051	3	-0.0089	5	0.0202	2	0.0129	1	-0.0024	6
營造業	-0.0044	5	-0.0134	6	0.0250	1	0.0034	2	0.0176	2
商業	-0.0071	7	0.0208	2	0.0026	3	-0.0111	4	0.0113	5
運輸倉儲通信業	0.0226	1	-0.0021	4	-0.0350	7	-0.0226	6	-0.0036	7
金融保險業	-0.0037	4	-0.0201	7	-0.0152	5	-0.0031	3	0.0147	3
社會服務及個人服務業	0.0216	2	0.0049	3	-0.0157	6	-0.0158	5	0.0293	1
公共行政業	-0.0069	6	0.0360	1	-0.0124	4	-0.0231	7	0.0136	4
產業別	1983-1982		1982-1981		1981-1980		1980-1979		1979-1978	
	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序	估計值	排序
製造業	0.0188	1	-0.0238	7	0.0215	1	-0.0120	4	0.0120	6
營造業	-0.0051	3	0.0134	5	0.0065	3	-0.0136	5	0.0297	4
商業	-0.0027	2	0.0095	6	-0.0033	4	-0.0192	6	0.0481	3
運輸倉儲通信業	-0.0374	6	0.0227	3	0.0169	2	-0.0420	7	0.0616	2
金融保險業	-0.0500	7	0.0191	4	-0.0558	6	0.0093	2	0.0647	1
社會服務及個人服務業	-0.0152	5	0.0330	1	-0.0162	5	0.0061	3	-0.0061	7
公共行政業	-0.0067	4	0.0317	2	-0.0636	7	0.0150	1	0.0249	5

註：在控制生產力變數與修正認定問題下，產業排名愈後面且估計值愈小，代表產業內部跨期間男女薪資差異愈小，隱含女性薪資成長率大於男性薪資成長率。

5. 結論與建議

分析男女薪資差異因素的議題雖然在文獻中頗多,但是以產業結構變動作為理由者則不多見。產業的消長、受雇者的教育程度、性別比例等因素和薪資生產力的變動是息息相關的。因此當產業結構由重體力性的傳統產業移轉至重心智性的服務金融、通信產業時,女性就業者涉入於勞動市場中的寬度和深度不但增加,且隨者女性教育程度的提高而增加。因此,隨著產業結構變動下,以往實證研究發現在台灣勞動市場中所存有的男性薪資溢酬和對於女性薪資歧視的現象是否依然存在,是一項重要且值得探討的議題。本研究採用 1978 年至 2003 年共計二十六年的資料,並應用分解分析模型以及薪資差距衡量指數,探討在各年度和跨期間男女性薪資成長差異與變化趨勢。

研究發現,平均教育程度逐年提高的女性就業者在勞動市場中的生產力隨之提升,對於女性在薪資上的歧視亦逐年減少。男女平均生產力差異解釋男女薪資差異的比例呈現逐年增加的現象,由 1987 年的 18.51% 提升到 2002 年的 31.61% 的解釋百分比例。雖然在 2003 年此解釋百分比例略有下降 (27.94%),但是此單年略為下降的現象僅是在整體上升的趨勢中的一點離差例外。相對地,不能解釋而歸於性別歧視的比例則呈現逐年下降的現象。表示平均教育程度漸次增加的女性就業者在勞動市場中的生產力逐年提升,造成女性在薪資上的歧視效果相對地降低。此結果支持假說二之觀點:「台灣勞動市場對於女性薪資歧視的減少是造成男女薪資差異縮小的原因」。

此外,在製造業等部分的重體力性相關產業中,男性相較於女性就業者具有相對優勢,因此男女薪資差距的幅度在所有產業中為最大。部分重心智性相關產業,例如在金融保險業與運輸倉儲通信業中,女性相對男性就業者則有薪資上的優勢,所以在金融保險業與運輸倉儲通信業中工作的男女薪資差距之幅度是為最小。就跨期之薪資差異比較推估結果而言,1978-2003 年間整體而言,隨著產業結構改變,產業呈現男女薪資差距趨向縮減,尤其是在重心智性產業中的運輸倉儲通信業和金融保險業,以及在重體力性產業中的營造業,此反應近年來女性薪資在跨期間成長快速並超越了男性薪資的成長,所以此產業跨期男女薪資差異趨小。此實證結果支持假說一:「伴隨經

濟成長而來的產業結構性變動會造成男女薪資差異縮小」。

總結，由台灣男女性薪資差異趨勢的變化結果顯示，在 1978–2003 年期間，男女平均生產力差異解釋男女薪資差異的比例逐年擴大，兩性平均生產力差距縮減降低，產業內男女薪資差異趨小，且在重心智性產業中，性別歧視顯著地有助於兩性薪資差別的縮小。單年度分解結果顯示，男女平均生產力特性不同來解釋薪資差異的比例相對較小，顯示對於薪資差異的主要解釋來源是來自於對男女性別差異的歧視。此結果與 Zveglic et al. (1997) 就 1978–1992 年之資料期間所作的單年分解分析結果相同，也與施智婷 (2000) 對於台灣的性別歧視並未改善的看法相似，惟施智婷 (2000) 所推估「男女平均生產力特性不同」的解釋比例是逐年下降，而本研究推估的解釋百分比例則是逐年上升。在近年女性就業者平均教育水準攀升，超越男性就業者的前提之下，本文所導出「男女平均生產力特性不同」解釋比例推估值之逐年攀升的結果，應較為合理。

最後，受限於橫剖面資料型態不是長期追蹤資料，因而並不能從事 Granger 檢驗進行對於女性就業人數和男女薪資差異之因果關係檢驗。¹³ 此限制提供未來可延伸的方向，可用追蹤資料來估計及檢定女性相對於男性之勞動供需與男女薪資差異之因果關係。

¹³ 檢驗「女性就業人數大幅攀升，是否有助於降低男女薪資差異」抑或是「男女薪資差異縮小，致女性大量投入勞動市場」之因果關係，何者成立，或是互為因果。

附表 1 台灣地區歷年男女就業者平均教育年數

年別	男性	女性
1978	8.40	8.23
1979	8.54	8.42
1980	8.55	8.53
1981	8.72	8.73
1982	8.80	8.85
1983	9.00	8.85
1984	9.12	9.00
1985	9.10	8.97
1986	9.20	9.02
1987	9.40	9.29
1988	9.57	9.47
1989	9.69	9.58
1990	9.79	9.74
1991	9.83	9.78
1992	10.01	9.94
1993	10.12	10.08
1994	10.20	10.22
1995	10.36	10.39
1996	10.54	10.55
1997	10.67	10.74
1998	10.79	10.92
1999	10.96	11.04
2000	11.03	11.21
2001	11.14	11.36
2002	11.42	11.46
2003	11.42	11.59

註: 教育年數 = (國小學歷人數 × 6 + 國中學歷人數 × 9 + 高中職學歷人數 × 12 + 專科學歷人數 × 14 + 大學學歷人數 × 16) / 總就業人數。

資料來源: 本研究整理自行政院主計處歷年《人力運用調查報告》中的「就業人數按教育程度分」。

附表 2 變數定義

變數	定義
薪資	被解釋變數，是指主要工作的月收入除以上週主要工作時數再除以 4.33 所計算出。
年齡（虛擬變數）	
年齡世代 25-34（參考組）	屬於 25-34 歲，則變數為 1。
年齡世代 35-44	屬於 35-44 歲，則變數為 1。
年齡世代 45-54	屬於 45-54 歲，則變數為 1。
年齡世代 55-64	屬於 55-64 歲，則變數為 1。
教育程度（虛擬變數）	
國中以下學歷（參考組）	自修、不識字、國小、國中學歷，則變數為 1。
高中職學歷	高中、五專、高職學歷，則變數為 1。
大學以上學歷	大學、研究所、博士，則變數為 1。
工作經驗	
現職工作經驗	從事目前這項工作的年數。
現職工作經驗平方	現職工作經驗的平方值。
潛在工作經驗	潛在工作經驗 = 年齡 - 現職工作經驗 - 教育年數 - 6。
潛在工作經驗平方	潛在工作經驗的平方值。
婚姻狀態（虛擬變數）	
已婚狀態	有配偶（包含與人同居），則變數為 1。
其他婚姻狀態（參考組）	未婚、離婚分居、配偶死亡。
工作地區別（虛擬變數）	
北部地區	將工作地點分四個區域。 屬於北部地區，包括台北縣市、桃園縣、新竹縣市、基隆市。
中部地區	屬於中部地區，包括苗栗縣、台中縣市、彰化縣、南投縣、雲林縣。
南部地區	屬於南部地區，包括嘉義縣市、台南縣市、高雄縣市、屏東縣、澎湖縣。
東部地區（參考組）	屬於東部地區，包括宜蘭縣、花蓮縣、台東縣。
產業變數（虛擬變數）	將產業分為九大類。
農林漁牧業（參考組）	農林漁牧業。
製造業	製造業。
水電燃氣業	水電燃氣業。
營造業	營造業。
商業	商業。
運輸倉儲及通信業	運輸倉儲及通信業。
金融保險不動產及工商服務業	金融保險不動產及工商服務業。
社會服務及個人服務業	社會服務及個人服務業。
公共行政業	公共行政業。
職業變數（虛擬變數）	將職業分為七大類。
民意代表、行政及企業主管	民意代表、行政主管、企業主管。
專業人員與助理專業人員	專業人員與助理專業人員。
事務與服務工作人員	事務與服務工作人員。
農林漁牧工作者（參考組）	農林漁牧工作者。
技術工及有關工作人員	技術工及有關工作人員。
機械設備操作工及組裝工	機械設備操作工及組裝工。
非技術工及體力工	非技術工及體力工。
已婚和潛在工作經驗的交乘項	已婚狀態 × 潛在工作經驗。

參考文獻

- 王素鸞與連文榮 (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, 363–381。
- 吳玉婷 (1998), 《工資歧視對勞動參與決策之影響－台灣的實證研究》, 淡江大學產業經濟學研究所碩士論文。
- 吳忠吉 (1988), 「產業就業性別結構的初步研究」, 《經濟論文叢刊》, 16, 439–457。
- 施智婷 (2000), 《台灣男女薪資趨勢之比較－以民國 70、75、80、85 年為例》, 國立中山大學人力資源管理研究所碩士論文。
- 高長 (1990), 「台灣地區不同規模廠商間之工資差異分析」, 《中國經濟學會年會論文集》, 591–617, 台北: 中國經濟學會。
- 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, 223–248。
- 莊奕琦與許碧峰 (1999), 「台灣不同規模廠商工資差異之實證分析」, 《經濟論文叢刊》, 27, 241–267。
- 黃台心與熊一鳴 (1992), 「台灣地區男女全職與兼職工作工資差異之研究」, 《台灣銀行季刊》, 43, 327–347。
- 廖書敏 (2004), 《製造業與服務業之兩性薪資差異》, 國立清華大學經濟學研究所碩士論文。
- Fan, C. S. and H.-K. Lui (2003), “Structural Change and the Narrowing Gender Gap in Wages: Theory and Evidence from Hong Kong,” *Labour Economics*, 10, 609–626.
- Fields, J. and E. N. Wolff (1995), “Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap,” *Industrial and Labor Relations Review*, 49, 105–120.
- Gannicott, K. (1986), “Women, Wages, and Discrimination: Some Evidence from Taiwan,” *Economic Development and Cultural Change*, 34, 721–730.
- Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Horrace, W. and R. Oaxaca (2001), “Inter-Industry Wage Differentials and the Gender Wage Gap: An Identification Problem,” *Industrial and Labor Relations Review*, 54, 611–618.
- Kao, C., S. Polachek, and P. Wunnava (1994), “Male-Female Wage Differentials in Taiwan: A

- Human Capital Approach,” *Economic Development and Cultural Change*, 42, 351–374.
- Lee, S.-H. (2000), “On Decomposing Changes in Male-Female Wage Gap,” *Working Paper*, No. 00-12.
- Murphy, K. M. and R. Topel (1985), “Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 88–97.
- Nam, J.-L. (1996), “Labor Control of the State and Women’s Resistance in the Export Sector of South Korea,” *Social Problems*, 43, 327–338.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economics Review*, 14, 693–709.
- Oaxaca, R. and M. Ransom (1994), “On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials,” *Journal of Econometrics*, 61, 5–21.
- O’Neill, J. and S. Polachek (1993), “Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s,” *Journal of Labor Economics*, 11, 205–228.
- Polachek, S. (1981), “Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure,” *Review of Economics and Statistics*, 63, 60–69.
- Wellington, A. J. (1993), “Changes in the Male/Female Wage Gap,” *Journal of Human Resources*, 28, 383–411.
- Zveglic, J. E., Y. van der M. Rodgers, and W. M. Rodgers III (1997), “The Persistence of Gender Earnings Inequality in Taiwan, 1978–1992,” *Industrial and Labor Relations Review*, 50, 594–609.

**THE EFFECTS OF INDUSTRIAL STRUCTURE AND
SEX DISCRIMINATION ON CHANGES IN
FEMALE AND MALE WAGE DIFFERENTIAL
IN TAIWAN 1978–2003**

Mei Hsu *

Department of Economics
National Taipei University

Been-Lon Chen

Institute of Economics
Academia Sinica

Jiun-Der Fang

Department of Economics
National Taipei University

Keywords: Wage differential, Sex discrimination, Industrial structure change, Oaxaca decomposition analysis

JEL classification: J31, O15

* Correspondence: Mei Hsu, Department of Economics, National Taipei University, Taipei 104, Taiwan. Tel: (02) 2500-9892; Fax: (02) 2501-7241; E-mail: mhsu@mail.ntpu.edu.tw. The authors are grateful to Ruoh-Rong Yu and two anonymous referees. This paper was made possible by Grant Number NSC 94-2415-H-305-006 from National Science Council.



ABSTRACT

Recently, female to male wage differentials have been declining in Taiwan. Two factors may explain the results. First is the change in industrial structure. Second is the increase in female education. The industrial structure in Taiwan has moved toward a level with higher technology- and capital-intensity with a larger share in the tertiary sector, in which females have a comparative advantage. The second factor results in a higher marginal product of female workers. This article employs the Manpower Utilization Survey data in Taiwan during the period of 1978–2003 in order to study the effects of industrial structure and sex discrimination on changes in the male-female wage differential. We test the following two hypotheses.

First, the industrial structure change, resulting from economic growth, narrows the female-male wage differential. Second, the reduction in sex discrimination leads to a smaller female-male wage differential. Our estimations and tests support these two hypotheses. In particular, the factor of the average productivity differentials between females and males, as opposed to the factor of sex discrimination, is increasing over time in the determination of the narrowing female-male wage differential.