

兩性工作平等法對性別薪資差異的影響： 臺灣之實證研究

張景福*

摘要

兩性薪資差異一直以來皆是勞動經濟領域中的重要議題，雖然目前已有不少文獻專注於兩性之間薪資差異的影響因素進行討論，但鮮少文獻針對「兩性工作平等法」對性別薪資差異的影響進行研究。故本研究企圖以 1999 年至 2005 年的人力運用調查資料為基礎，並使用差異中的差異佐以傾向分數配對法 (difference-in-differences propensity score matching) 與三重差異法 (difference-in-differences-in-differences) 來估計此法對性別薪資差異影響之政策效果。在利用不同的實驗組與控制組分析後，本研究發現此法施行將有助於兩性薪資差異縮小。

關鍵詞：性別薪資差異、兩性工作平等法、政策效果

JEL 分類代號：J16, J71, K31

* 聯繫作者：張景福，國立臺灣海洋大學應用經濟研究所副教授，202301 基隆市中正區北寧路 2 號，電話：02-24622192 轉 5405，E-mail: cfchang@ntou.edu.tw。本文承蒙科技部專題計畫（編號：MOST 104-2410-H-019-003）補助，特此致謝。作者由衷感謝兩位匿名評審所給予之寶貴建議，讓本研究臻於完善，文中若有任何缺失，悉由作者負責。

投稿日期：110 年 11 月 17 日；修訂日期：111 年 1 月 11 日；

接受日期：111 年 5 月 13 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 59:1 (2023), 111-167。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

兩性之間的平等一向是政府在制定勞動政策時的努力目標，而在勞動市場上，最引人關注的相關議題即為兩性之間薪資是否存有所謂的「同工不同酬」或「歧視」，亦即當個人在勞動市場上所付出的勞力或是生產力相同情形之下，雇主給予之報酬卻因其族群或屬性的不同而有所差異者稱之。為了減少兩性之間可能產生之同工不同酬的現象發生，我國政府遂於 2001 年 12 月 21 日通過了「兩性工作平等法」，並於隔年的 3 月 8 日婦女節當天起施行。該法之主要宗旨即為了保障兩性工作權的平等以及消除性別歧視，且適用對象為所有的受僱者。¹ 除此之外，該法第十條也規範「雇主對受僱者薪資之給付，不得因性別而有差別待遇；其工作或價值相同者，應給付同等薪資」，另為了強化執行的有效性，該法第三十八條亦訂定相關罰則，若違反本法之規範將可處以新臺幣 1 萬以上至 10 萬元以下之罰鍰，其目的均是期盼能夠有效彌平兩性之間的薪資差異。

綜觀此政策已執行約莫 20 餘年，期間歷經多次修法並於 2008 年將本法名稱改為「性別工作平等法」，當中除了增加婦女相關福利政策之外，對於追求兩性平等的宗旨仍未改變。² 而從勞動部統計資訊的歷年性別歧視申訴受理案件數中可以發現，該法施行當年的申訴案件數初始僅為 25 件，於 2009 年之後申訴案件數則有明顯增加，其中以資遣與離職及解僱的案件數比例較高，關於薪資給付的申訴案件數則相對較不常見。³ 為何會有此現象，我們並無法確定是否可能因為我國兩性之間薪資給付並不存在明顯歧視，抑或是法律之

¹ 該法第二條即規範適用對象為所有受僱者，亦適用於公務人員、教育人員與軍職人員，但在申訴救濟與處理程序上則仍須依照公務人員、教育人員與軍職人員之人事法令規定。

² 詳細的修法期程與法條細則可參考勞動部的勞動法令查詢系統：<http://laws.mol.gov.tw/>。

³ 有關歷年性別歧視總件數與各項原因之申訴案件數可參考附表 1。

有效性有其限制，還是在此法施行之後，兩性之間的薪資歧視已有獲得改善。此外，雖然政府不遺餘力的推動相關政策來改善兩性之間可能產生薪資歧視的情形，但目前仍鮮少有相關文獻針對此政策對於性別之間的薪資差異或歧視之影響效果進行研究，倘若能瞭解此法施行的影響效果時，將有助於政府未來在相關法規之制定與執行強度的變化上能夠予以參考。

有鑑於此，本研究即直接針對 2002 年兩性工作平等法之施行來觀察兩性薪資差異是否有明顯改變，藉以突顯該政策初始施行之效果以及有效性。值得注意的是，由於在分析一個政策的執行效果時，通常需要排除其他不可觀察異質性在這段期間所造成之影響，而差異中的差異 (difference in differences, DID) 模型即為最常用來評估政策效果之估計架構。然而，運用該模型之關鍵在於如何選取適當的實驗組與控制組進行分析，換言之，若選取的實驗組與控制組在觀察期間所受到不可觀察異質性之影響存有明顯差異時，將會導致此政策效果之評估產生偏誤。因此，本研究除了利用不同實驗組與控制組來檢驗模型的穩定性之外，亦運用傾向分數配對 (propensity score matching, PSM) 的方法將實驗組與控制組進行配對分析，再者，我們也進一步利用格式：三重差異法 (difference-in-differences-in-differences, DDD) 模型來避免實驗組與控制組在觀察期間所受到不可觀察異質性的影響可能存有明顯差異之問題，故本研究預期將可較為精確且完整的評估此法施行之影響效果。經實證估計後，本研究發現，在不同的實驗組與控制組之設定下，此法施行後女性薪資確有顯著的提升，而男性薪資則較無明顯且一致之變化。整體而言，此結果隱含兩性工作平等法之施行應有助於性別薪資差異的縮小。至於其他特性對薪資的影響，我們發現年齡與教育程度的增加皆會使個人薪資有所提升，且女性之教育報酬略高於男性之教育報酬。另從婚姻狀況觀之，男性存有顯著的婚姻報酬，女性是否已婚對薪資的影響則較不明顯，與過去文獻所得到的結果略為一致。

本文之架構安排如下，第 2 節將針對國內外探討兩性薪資差異

的文獻進行回顧；第3節則描述相關之研究方法，當中包含實證模型以及資料與變數設定；第4節呈現相關的估計結果；第5節為結論。

2. 文獻回顧

有關探討兩性之間薪資差異的相關研究，一直以來皆在勞動經濟學發展中扮演著重要角色。早在1973年，Blinder (1973) 與 Oaxaca (1973) 即針對美國「女性與男性」的薪資差異進行研究，兩位作者分別利用美國「收入動態追蹤調查 (panel study of income dynamics, PSID) 資料與格式：經濟機會調查 (survey of economic opportunity) 資料，並將不同性別的薪資估計方程式拆解為「個人或職場特性（例如：年齡、婚姻狀況、教育程度、工作經驗、是否有加入公會組織、職業與行業類別、居住區域與個人健康情形等特性變數）可解釋的部分」與「其他不可解釋的部分」進行分析。經過實證估計後，這兩篇研究皆發現男性與女性之間的薪資差距大多無法從可觀察到的稟賦特性變數進行解釋，故兩位作者皆認為兩性之間確實存在著薪資歧視。

而 Dolton and Makepeace (1986) 亦利用英國的全國郵政調查 (national postal survey) 資料來探討在1970年前具備大學學歷之勞工，其在1977年薪資所得上所反映的性別薪資差異是否存在。但與前述文獻不同之處在於，該篇研究認為女性進入職場工作的選擇與其薪資存有內生性問題，故作者們在女性薪資方程式中遂利用 Heckman (1979) 所發展的二階段估計來考慮女性是否進入勞動市場的選擇性問題。經過實證分析後，該文發現男性和女性之間的工資差異中仍約有18%無法利用可觀察到的相關特性來解釋，顯示在相同個人特性之下，女性薪資仍有偏低現象，此外，女性進入職場的自我選擇問題確實存在，故日後研究皆應加以考量。

至於 Fields and Wolff (1995) 則運用1988年美國現住人口調查 (current population survey, CPS) 資料來探討兩性的薪資差異。與其他

文獻不同之處在於本研究係針對「產業之間的薪資差異在兩性之間是否有所不同」進行分析。利用女性與男性個別薪資估計式進行拆解後，作者們發現兩性的薪資仍存有顯著之薪資差距，而這些差距中約有 1/3 可由「跨產業薪資差異在兩性之間有所不同」及「產業之間勞工的分佈情形」所解釋，顯示產業之間的薪資差異在兩性薪資差異研究上亦扮演著不可忽略之角色。⁴

然而，前述研究大多運用個別的勞工資料進行分析，但此並無法完整觀察到這些員工其雇主特性之差異所造成的影響，於是遂有部分文獻開始運用員工與雇主合併資料 (employee-employer matched data) 來進行相關研究，有如：Heinze and Wolf (2010) 即利用德國的雇主與員工合併資料探討公司內部 (intra-firm) 的兩性薪資差異。經過分析後，該文發現公司的勞動規模越大、公司內部設有工作委員會 (works council) 以及公司內部或所屬產業存有薪資協議 (wage agreement) 時，兩性薪資的差異將會明顯降低。而 Card et al. (2016) 則是使用葡萄牙的員工與雇主合併資料分析談判效果 (bargaining effects) 與選擇效果 (sorting effects) 對兩性薪資差異的影響。其中，談判效果意指相較於男性員工而言，同一職場的女性員工之談判能力相對較低，也因此將取得較低之工作報酬；而選擇效果則表示相較於男性來說，女性通常較不容易被高薪公司雇用。經過薪資拆解方法進行分析後作者們發現，談判效果與選擇效果分別可解釋約 5% 與 15% 的性別薪資差異，而若員工的教育程度越低，其選擇效果將更為明顯。至於 Masso et al. (2022) 則也是利用艾斯托尼亞的員工與雇主合併資料探談談判效果與選擇效果對兩性薪資差異的影響。經估計後作者們指出，談判效果在其研究中的影響較為明顯，此外，兩性薪資差異中約有 35% 可由廠商特性差異來解釋，

⁴ 其他相關的研究回顧可參考 Cain (1986) 與 Altonji and Blank (1999) 的描述。而關於研究模型、變數設定與資料形式亦可參考 Stanley and Jarrell (1998) 與 Weichselbaumer and Winter-Ebmer (2005) 針對性別薪資差異相關研究進行的統合分析 (meta-analysis)。

這也顯示廠商特性的不同將也是影響兩性薪資差異之重要環節。

從前述文獻觀之，由於員工與雇主合併資料同時擁有豐富的廠商與員工特性資訊，故運用此類型資料來分析兩性薪資差異將具有明顯之優勢，但較為可惜的是，這類型資料並不容易取得，也因此遂有部分學者著手探究是否可能有其他因素左右著兩性薪資差異，有如：Emiliani and Barón (2012) 運用哥倫比亞教育部的行政資料 (administration data) 探討大學生在就學時之主修科系對性別薪資差異的影響，而研究對象主要係針對大學畢業後擁有正式工作且工作資歷至少有一年以上之勞工為主。該文研究結果發現，相較於男性而言，女性在職業生涯早期所賺取的工資較低，平均工資差距約為 10.7%；而此差距約有 34% 至 41% 可由大學主修科目之差異所解釋。而 Beaudry and Lewis (2014) 則是使用美國資料探討資訊科技進步對兩性薪資差異之影響。該文以每勞動者平均電腦數量作為各城市資訊科技普及程度之指標，但較為特別的是，由於資訊科技進步與兩性薪資差異兩者之間的因果關係並不明確，故作者們即以 1980 年之前（電腦尚未普及）各城市勞動者教育程度組成做為該指標之工具變數進行分析。經估計後該文指出，電腦的運用確有助於該國兩性薪資差異的縮小，換言之，資訊科技進步預期將會促使兩性在工作報酬上更趨於平等。另外，Bonacini et al. (2021) 則是探究兩性薪資差異是否受到 Covid-19 疫情衝擊而有所改變。作者們以義大利勞動參與、勞力和失業調查 (participation, labour and unemployment survey) 為基礎並利用薪資拆解估計後指出，此波疫情之衝擊將讓兩性薪資差異呈現擴大的走勢，特別是針對年紀較長或已婚女性而言效果更為顯著，此也隱含這波疫情對兩性在勞動市場上所產生之衝擊並不相同。

至於針對我國性別薪資差異進行研究的相關文獻，Gannicott (1986) 利用臺灣 1982 年勞動力調查資料來探討兩性薪資差異。作者運用婚姻、工作經驗、教育、公司大小、工作時數、產業，以及職業等變數進行分析後發現，臺灣女性薪資只占男性的 2/3，而當中有 34% 至 40% 可由兩性之間的稟賦因素所解釋，其他部分則可能來自

於歧視因素。然而，前述文獻並未考量到個人是否進入勞動市場的選擇性問題，於是，劉錦添與劉錦龍（1987）則以 1984 年的勞動力調查資料為基礎，並運用 Heckman (1979) 的二階段估計法來控制個人是否進入職場之決定因素進行分析，藉以排除樣本選擇性偏誤問題。經薪資估計式的拆解後，該文發現兩性之間的薪資報酬明顯存在著歧視現象，而此現象導致女性工作者的薪資報酬約下降 7.86% 至 18.63% 之間。

譚令蒂（1998）則是針對臺灣公共部門與民間部門的兩性薪資差異進行研究。運用 1994 年人力運用調查進行實證分析並控制個人投入職場的自我選擇問題後，該文發現兩性在民間部門的薪資差異與同工不同酬之程度皆較公共部門來的嚴重。而徐美等（2006）係以臺灣 1978 年至 2003 年的人力運用調查資料探討臺灣產業結構變遷、兩性生產力和性別歧視的變動對於男女薪資差異之影響。經實證分析後，該文發現隨著臺灣產業結構的改變，產業中男女薪資差距呈現逐年縮減之趨勢，而由於製造業中部份產業的工作屬於重體力性質，故相較於女性來說，男性具有較大的優勢，因此，男女薪資差距幅度較其他產業來的大；而在部分重心智性相關產業中，則是女性較具有薪資上的優勢（例如：金融保險業與運輸倉儲服務業），因此，此產業之男女薪資差異幅度最小。此外，陳建良與管中閔（2006）則運用分量迴歸法估計後再使用薪資拆解模型來分析兩性之間薪資歧視在工資的高低差異上是否也會有所改變。該文利用 2002 年的人力運用調查，並控制個人的教育程度、婚姻狀況、職行業、家庭背景等特性以及婦女勞動參與的樣本選擇性問題後發現，兩性薪資差異仍有很大部分無法由可觀察到之特性所解釋，顯示性別歧視的現象仍存在，而從分量迴歸結果也可看出低工資女性其受到薪資歧視之程度最為強烈。

Lin (2010) 則是探討大學主修科系在兩性薪資差異中所扮演的角色。作者運用 1993 年至 2003 年人力運用調查並將樣本之學歷區分為九大科系進行分析，運用 Lin (2008) 所提出的薪資拆解方式進

行估計後，該文發現除了醫學科系之外，若針對相同主修科系的樣本來看，兩性之間薪資將不存在顯著的差異，而此也結果也隱含個人主修的科系將會對兩性薪資差異產生影響。相同地，Chuang et al. (2018) 也是使用 Lin (2008) 的薪資拆解方式並以 1978 年至 2013 年人力運用調查資料來探究臺灣各產業之兩性薪資差異。經估計後該文指出，我國兩性薪資差異最小的產業為金融產業，約為 3% 至 20% 左右；薪資差異最大的則為礦石產業。另外，相較於美國，我國的兩性薪資差異在各產業之間均較為明顯。⁵

綜觀上述國內外文獻我們可得知，已有眾多研究著墨在兩性之間的薪資差異，但值得注意的是，鮮少有文獻針對政府所執行的兩性平等政策之有效性進行分析，且從前述文獻來看，個人稟賦與家庭特性、學經歷、主修科系、產業變遷與時間趨勢皆有可能造成兩性薪資差異的變化，但相對來說，政府為了追求兩性平等所執行的政策對兩性薪資差異之影響應該更為直接，故本研究將針對此政策的施行前後進行比較兩性薪資差異是否有所改變，藉以估計出此政策之有效性及其影響效果，而本研究之成果除了能夠讓政府未來在

⁵ 其他針對臺灣資料進行的相關研究有如林忠正（1988）以臺灣 1984 年勞動力運用調查資料中初次進入勞動市場求職的工作者作為分析對象來探討勞動市場中的兩性薪資差異，藉以排除婦女勞動參與不連續之影響，經過估計後，作者發現兩性同工不同酬的現象仍相當明顯。劉鶯釧（1989）運用 1987 年人力運用調查分析 12 種行職業的兩性薪資差異，經分析後該文發現大多行職業的同工不同酬現象並不非常嚴重，而就行業來看，製造業的工資性別歧視最為明顯。黃台心與熊一鳴（1992）使用 1989 年人力運用調查資料探討全職與兼職工作的兩性薪資差異，在考量個人就業的自我選擇問題後，該文發現臺灣勞動市場中性別薪資歧視是存在的，尤其以兼職工作者最為嚴重。許碧峰（2004）則使用誤差分解模型探討教育報酬的變化對兩性薪資差異的影響。作者以 1978 年至 2002 年的人力運用調查進行分析後發現，具有大專學歷的勞工，其未觀察到的能力報酬皆有下降的趨勢，而此下降的幅度在男性更為強烈，顯示就大專生來看，兩性薪資差異有逐漸縮小的現象。吳映嫻（2012）則運用 2002 年至 2010 年人力運用調查資料探討職業區隔程度對兩性薪資差異的影響，作者以 Ducan Index 作為職業區隔程度指標進行分析後發現，從資料期間的趨勢來看，職業區隔程度的降低有助於兩性薪資差異的縮小。

制定與執行相關法規的面向上予以參考之外，亦能夠可彌補既有文獻不足之處。

3. 研究方法

3.1 實證模型

為了要探討兩性平等法對於兩性薪資差異的影響，本研究企圖採用差異中的差異 (DID) 作為實證上之主要模型。而此方法大多皆運用在探討各種不同政策的施行效果，例如：Acemoglu and Angrist (2001) 以此方法探討美國身心障礙國民法 (Americans with Disabilities Act) 對障礙者的勞動投入與其薪資之影響；Duflo (2001) 則使用此法研究印度校園建構計畫 (Sekolah Dasar INPRES program) 對個人教育程度的影響等。⁶ 當利用此方法來探討政策效果時，主要關鍵在於研究者能夠將研究樣本區分為受到此政策影響（實驗組）與未受到此政策影響（控制組）的兩個族群，並利用「實驗組在政策實施前後所產生的差異」與「控制組在政策實施前後所產生的差異」兩者之間的差距來得到我們所需之政策影響效果。而從過去文獻來看，不少研究指出女性在勞動市場上仍面臨著薪資歧視，故本研究即在「此法實施的潛在受影響者為女性居多」的假設下，首先針對女性的薪資層面進行探討，以下我們將對於相關的模型設定進行描述。

假設女性的薪資函數如下式所示：

$$\ln W_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{i,t} + \beta_2 \text{GEL}_{i,t} + \beta_3 (\text{Treat}_{i,t} \times \text{GEL}_{i,t}) + X_{i,t}' \delta + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

當中， $\ln W_{i,t}$ 為個人 i 在 t 期的工資率（元 / 小時）取對數， $\text{GEL}_{i,t}$

⁶ 該計畫自 1973 年開始施行，旨在針對小學數目較少的省分進行建構大量的小學，藉以平衡各省分的教育發展。

為一虛擬變數，當時間為 2002 年以後（兩性工作平等法實施後），則其等於 1；而時間若在 2002 年以前（兩性工作平等法實施前）則為 0。 $Treat_{i,t}$ 亦為一個虛擬變數，當等於 1 時則個人 i 屬於實驗組，當其為 0 時，則個人 i 屬於控制組。其中，實驗組旨在描述會受到此政策影響的族群，而控制組則表示未受到此政策影響之族群，在此，我們將從兩個策略來進行上述的族群區分。其一，由於譚令蒂（1998）在其研究中指出相較於民間部門來說，公共部門所產生的男女薪資差異或同工不同酬之現象較不明顯，故我們將使用公共部門的女性樣本作為控制組，而一般民間部門的女性樣本作為實驗組，藉以看出此法施行前後兩族群薪資變化的差異。⁷ 另一策略則是從廠商的規模來區分，Kan and Lin (2011) 與 Lin (2013) 在針對勞動保護法 (employment protection legislation) 對勞動市場影響的相關研究中皆指出，由於政府對勞動條件之稽查人力相對有限，故稽查施行大多針對規模較大（100 人以上）的廠商進行。而此亦隱含規模較大的廠商其對政府政策之遵從率應相對較高，故在此我們即針對民間部門的女性樣本進行分析，並將就職公司規模在 100 人或以上的樣本作為實驗組，而規模在 30 人以下則當作控制組。至於 $X_{i,t}$ 則為一個人與職場特性變數向量，當中包含：個人的婚姻狀況、工作經驗、教育程度、工作地區、產業類別以及職業類別等特性。藉由上述設定，我們將可分析兩性工作平等法的政策效果，亦即 (1) 式中的 β_3 係數，預期其呈現正向效果，亦即在控制各項個人生產力、公司或產業差異等特性之後，兩性工作平等法之實施將有助於女性薪資提升。然而，值得注意的是，由於此法施行可能也會對規模較小或公共部門的女性薪資產生影響，但我們預期其相對較小，因此，本估計所得到的效果應為此政策效果之下限值。除此之外，如本研

⁷ 在公共部門的選擇上，我們係根據問卷中詢問受訪者「主要工作身分是甚麼？」之問項取得，當中的回應包含：雇主、自營作業者、受私人僱用、受政府僱用與無酬家屬。而我們將受政府僱用之工作者做為公共部門樣本，當中包含公務人員與其他政府僱用之事務人員。

究所回顧的文獻所述，在分析婦女薪資函數時，若僅針對有薪資婦女進行分析，將可能因為樣本選擇性問題而造成其估計偏誤，故我們可採用 Heckman (1979) 的方法來控制此樣本選擇性問題，亦即將婦女為何踏入職場的因素在 (1) 式中加以考量。首先，我們考慮婦女勞動參與的決策因素方程式如下：

$$Y_i^* = Z_i' \gamma + \varepsilon_i, \quad (2)$$

其中， Y_i^* 為一個研究者無法觀察到的潛在變數 (latent variable)， Z_i 則為影響個人是否踏入職場的特性變數向量，當中除了包含年齡、個人教育年數、婚姻狀態等特性變數之外，我們亦參考陳建良與管中閔 (2006) 的設定並放入不同年齡範圍下的子女數占家庭總人數之比例，如此將可滿足 (1) 式與 (2) 式是在估計時的認定條件。而我們在進一步假設當 Y_i^* 大於零時，則婦女願意踏入職場，而當 Y_i^* 不大於零時，則婦女決定不踏入職場工作。我們也可將此描述表示為下列關係式：

$$\begin{cases} Y_i = 1 & \text{if } Y_i^* > 0 \\ Y_i = 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \end{cases}, \quad (3)$$

其中， Y_i 等於 1 代表婦女 i 決定進入職場， Y_i 等於 0 則表示婦女 i 未進入職場。在上述的設定之下，我們可利用 probit 模型進行估計求得 Mill's 比率的倒數 (inverse of Mill's ratio)，得到此比率後，我們將其再帶入 (1) 式的右方作為解釋變數，藉以排除因樣本選擇性問題所造成之偏誤。⁸ 至於男性的薪資估計式，我們亦可依照上述步驟作進一步分析，然而，與前述不同的是，由於該法在條文中提及，雇主不得以降低其他受僱者薪資之方式來規避同工不同酬的狀況產生，故當此政策能夠對兩性之間同工不同酬的現象有所改善時，預期此法對男性薪資應無明顯影響。

⁸ 將此比率帶入 (1) 式進行估計時，其估計值的變異數需要作進一步的調整，詳細的估計方法可參考 Cameron and Trivedi (2005) 書中的 550-551 頁。

另值得注意的是，從(1)式的設定來看，若直接將雇用廠商其規模在 30 人以下（或公共部門）的樣本作為控制組，而將雇用廠商其規模在 100 人以上（或民間部門）的樣本歸類為實驗組時，將可能有樣本非隨機分派等內生性問題產生，故我們參考 Heckman et al. (1997)、Smith and Todd (2005)與 Blundell and Dias (2009)所應用的差異中的差異佐以傾向分數配對法，利用個人可觀察之特性創造出恰當的實驗組與控制組，如此將可得到更為準確的政策效果，以下我們將針對其配對的原理進行描述。

假設 Y_i^1 與 Y_i^0 分別代表個人 i 屬於實驗組（受到政策影響的族群，如：受僱於民間部門或廠商規模在 100 人以上）與個人 i 屬於控制組（未受到政策影響的族群，如受僱於公共部門或廠商規模在 30 人以下）所產生之結果（個人薪資），而 d_i 則為個人 i 是否受到政策影響的指標，當其為 1，則表示個人 i 受到政策影響；若其為 0，則表示其他情形。而由於我們主要研究對象係受到政策影響之族群，故可將其試驗效果 (average treatment effect on the treated) 表示如下式：

$$\alpha = E(y_i^1 | d_i = 1) - E(y_i^0 | d_i = 1) \quad (4)$$

由於 (4) 式中我們無法觀察到 $E(y_i^0 | d_i = 1)$ （亦即受到政策影響的控制組所產生之結果），故我們須使用配對的方式來解決此困境。而 Rosenbaum and Rubin (1983) 提及若存在一個個人特性向量 θ_i 並滿足下列兩條件：

$$y_i^0 \perp d_i | \theta_i \quad (5)$$

$$0 < \Pr(d_i = 1 | \theta_i) < 1 \quad (6)$$

其中，(5) 式代表在 θ_i 的個人特性向量下， Y_i^0 與 d_i 獨立；而 (6) 式表示在 θ_i 的個人特性向量下，受到與未受到政策影響的機率皆不為零。則我們可利用配對方式找到適當的控制組而使得我們所需估計

之試驗效果如下式所示：

$$\begin{aligned}
 \alpha &= E(y_i^1 | d_i = 1) - E(y_i^0 | d_i = 1) \\
 &= E(y_i^1 | d_i = 1) - E_{\theta_i | d_i = 1} [E_y(y_i^0 | d_i = 1, \theta_i)] \\
 &= E(y_i^1 | d_i = 1) - E_{\theta_i | d_i = 1} [E_y(y_i^0 | d_i = 0, \theta_i)] \quad (7)
 \end{aligned}$$

然而，前述僅描繪出傾向分數配對的基本原理，而 Heckman et al. (1997) 則在其研究中將此方法與差異中的差異模型作結合，亦即在前述模型假設下加入時間因子，其中 t 代表政策實施前，而 t' 代表政策實施後，故我們可進一步將 (4) 式的試驗效果表示如下式：

$$\alpha = E(y_{i,t'}^1 - y_{i,t}^1 | d_i = 1) - E(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | d_i = 1) \quad (8)$$

在滿足以下條件時（式中的 P 為試驗分派機率），

$$\alpha = E(y_{i,t'}^1 - y_{i,t}^1 | P, d_i = 1) - E(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | P, d_i = 0) \quad (9)$$

則我們即可將試驗效果表示如下式：

$$\begin{aligned}
 \alpha &= E(y_{i,t'}^1 - y_{i,t}^1 | d_i = 1) - E(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | d_i = 1) \\
 &= E(y_{i,t'}^1 - y_{i,t}^1 | d_i = 1) - E_{\theta_i | d_i = 1} [E_y(y_{i,t'}^0 - y_{i,t}^0 | d_i = 0, \theta_i)] \quad (10)
 \end{aligned}$$

至於配對的方式，首要步驟即為估計試驗分派機率，亦即：

$$P_i = P(\theta_i) = \Pr(d_i = 1 | \theta_i) \quad (11)$$

而此式可利用 probit 或 logit 模型進行估計各樣本受到政策影響的機率。在得到此機率值後，我們即可參考 Heckman et al. (1997)、Smith and Todd (2005) 與 Girma and Görg (2007) 使用的核心配對 (Kernel-based matching) 的方式進行配對。假設每個樣本受到與未受到政策影響之機率皆不為零的情形下， I^1 表示受到政策影響的族

群，而 I^0 則表示未受到政策影響之族群， n^1 則為 I^1 族群的樣本個數，至於配對的方式則是使用 Kernel 函數來對控制組進行加權，而其權數函數可表示如下式：

$$w(i, j) = \frac{g\left(\frac{P_j - P_i}{a_n}\right)}{\sum_{K \in I_0} g\left(\frac{P_k - P_i}{a_n}\right)}, \quad (12)$$

其中， $g(\cdot)$ 為 Kernel 函數，而 a_n 則為其帶寬參數 (bandwidth)。⁹ 而由於本研究所使用之資料屬於重複性橫斷面資料 (repeated cross-section data)，Heckman et al. (1997) 指出在此類型資料的形式下，利用差異中的差異佐以傾向分數配對法所得到之政策效果估計式可表示如下式：

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{n_t^1} \sum_{i \in I_t^1} \left[y_{i,t}^1 - \sum_{j \in I_t^0} w(i, j) y_{j,t}^0 \right] - \frac{1}{n_t^1} \sum_{i \in I_t^1} \left[y_{i,t}^1 - \sum_{j \in I_t^0} w(i, j) y_{j,t}^0 \right]. \quad (13)$$

透過前述之分析我們即可分別觀察到此法施行對於男性勞動者與女性勞動者所產生之影響效果。而若在「此法實施的潛在受影響者為女性居多」的前提假設下，當預期「此法的施行對男性的薪資應無明顯影響」的情形時，我們也可進一步將女性與男性受到政策影響之差異與 (1) 式相結合，並參考 Gruber (1994) 與 Kan and Lin (2011) 所使用的三重差異法之估計方法，將模型設定如下式：

$$\begin{aligned} \ln W_{i,t} = & k_0 + k_1 \text{Female}_i + k_2 \text{GEL}_{i,t} + k_3 \text{Treat}_{i,t} + k_4 (\text{Female}_i \times \text{GEL}_{i,t}) \\ & + k_5 (\text{Female}_i \times \text{Treat}_{i,t}) + k_6 (\text{Treat}_{i,t} \times \text{GEL}_{i,t}) \\ & + k_7 (\text{Treat}_{i,t} \times \text{Female}_i \times \text{GEL}_{i,t}) + X_{i,t}' \varphi + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (14)$$

⁹ Kernel 函數的型式設定較為常見的有 epanechnikov、gaussian、biweight、uniform 與 tricube 函數這五種。

當中， $Female_i$ 為個人性別虛擬變數，等於 1 則表示女性族群，其為 0 則代表男性族群。而在此設定下， k_7 即可表示為此法的施行對兩性薪資差異影響的政策效果，而利用此式估計亦強化了我們整體分析之穩健性。綜上所述，本研究將可較為完整的解析兩性工作平等法對兩性薪資差異之影響效果。

3.2 資料與變數設定

本研究旨在探討「兩性工作平等法」對兩性薪資差異的影響，由於該法案在 2002 年施行，為了探討其所產生之影響效果，本研究將利用行政院主計處的人力運用調查資料，並參考 Gruber (1994) 的作法，將資料年間選取在此法施行之前與之後各 3 年（亦即 1999 年至 2001 年與 2003 年至 2005 年）進行分析。而此資料自 1978 年起即於每年的五月進行調查，其對象主要係針對臺灣地區各家戶內年滿 15 歲以上之人口，該資料所提供的資訊除了包含調查對象之性別、教育程度、婚姻狀況、年齡與畢業科系等個人特性變數之外，亦提供了調查對象的每週工作時數、主要工作每月收入、個人職業類別、工作身分、在目前工作場所之就職年數以及目前工作場所之行業類別、從業員工數與所在區域等職場特性變數。另在資料選取上，由於「雇主」、「自營作業者」與「無酬家屬工作者」之薪酬無受到此法的規範，故我們預先將其排除。為了初步瞭解兩性薪資的變化，首先利用 1992 年至 2012 年人力運用調查中女性與男性全職工作者（每週工時 35 小時以上）來觀察兩性全職工作者的長期薪資趨勢。表 1 則呈現這段期間兩性全職工作者之平均薪資與標準差。從表中可以觀察到，兩性平均薪資皆逐漸上升且薪資差異亦有逐漸縮小之趨勢。

圖 1 則將各年的薪資差距表示成折線圖。從圖中可以發現在 2001 年後，兩性薪資差異縮小的幅度較為明顯。另為了觀察本研究所使用之資料期間下（1999 年至 2005 年）不同實驗組與控制組的兩

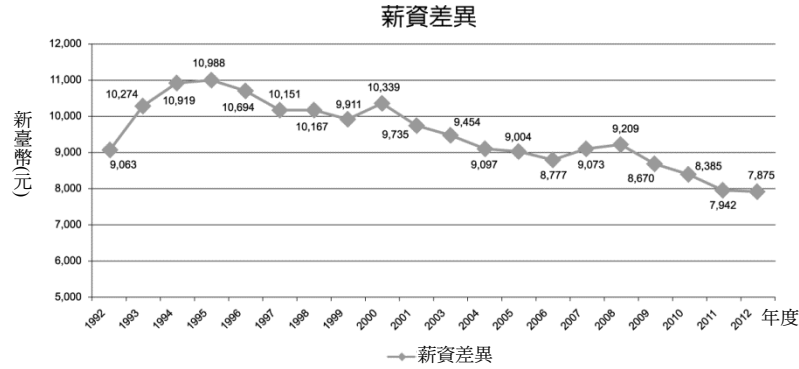
性薪資差異，我們也加以針對這些組別的兩性平均薪資進行比較。表 2 與表 3 即分別揭露了「公共部門與民間部門」以及「大公司與小公司」的兩性平均薪資及其差異。從表 2 可以得知，民間部門樣本的兩性薪資差異略高於公共部門樣本；另從表 3 來看，雖然大公司樣本的兩性薪資差距較小公司樣本來得大，但在 2002 年之後大公司樣本的兩性薪資差異下降之幅度似乎也相對較為明顯，相關趨勢我們也將其分別繪於圖 2 與圖 3。

表 1 1992 年至 2012 年兩性平均薪資差異

單位：新臺幣（元）

資料年	男性(1)		女性(2)		薪資差異 (1)-(2)
	平均薪資	標準差	平均薪資	標準差	
1992	28,155	11,534	19,092	8,581	9,063
1993	30,884	14,249	20,610	10,254	10,274
1994	33,110	13,726	22,191	10,010	10,919
1995	34,723	16,805	23,735	10,427	10,988
1996	35,924	18,083	25,230	11,715	10,694
1997	36,317	18,126	26,166	12,314	10,151
1998	37,409	20,155	27,242	13,231	10,167
1999	37,640	20,496	27,729	14,364	9,911
2000	38,171	19,315	27,832	12,783	10,339
2001	37,699	18,161	27,964	13,039	9,735
2002	37,659	17,624	27,967	12,899	9,692
2003	37,645	19,120	28,191	14,140	9,454
2004	37,703	20,173	28,606	14,008	9,097
2005	38,158	20,893	29,154	17,589	9,004
2006	37,499	20,389	28,722	13,378	8,777
2007	38,698	20,953	29,625	13,979	9,073
2008	39,275	19,921	30,066	13,406	9,209
2009	38,334	19,566	29,664	13,589	8,670
2010	38,547	18,909	30,162	14,535	8,385
2011	38,623	19,748	30,681	14,911	7,942
2012	39,052	20,214	31,177	14,704	7,875

資料來源：1992 年至 2012 年的人力運用調查，當中平均薪資之計算皆以全職工作者（每週工時 35 小時以上）為樣本。



資料來源：1992 年至 2012 年的人力運用調查。

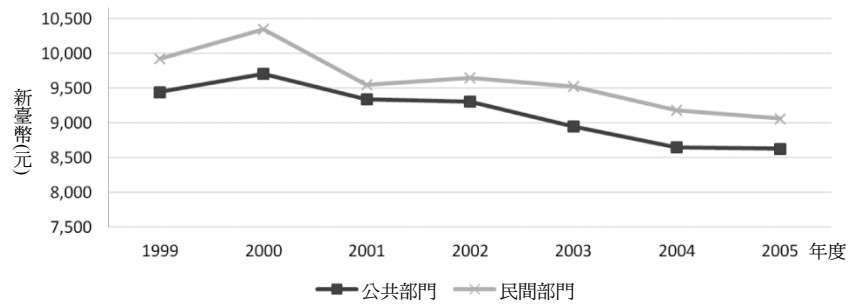
圖 1 兩性薪資差異趨勢圖（男性平均薪資減去女性平均薪資）

表 2 1999 年至 2005 年公共部門與民間部門兩性薪資差異

資料年	公共部門				薪資差異 (1)-(2)
	男性(1)		女性(2)		
	平均薪資	標準差	平均薪資	標準差	
1999	48,346	18,312	38,900	14,680	9,446
2000	49,048	19,726	39,338	14,600	9,710
2001	49,381	19,310	40,038	15,306	9,343
2002	48,982	17,097	39,676	14,901	9,306
2003	49,495	20,135	40,547	15,706	8,948
2004	48,634	21,450	39,982	16,241	8,652
2005	50,257	19,576	41,627	33,480	8,630

資料年	民間部門				薪資差異 (1)-(2)
	男性(1)		女性(2)		
	平均薪資	標準差	平均薪資	標準差	
1999	35,735	20,278	25,809	13,403	9,926
2000	36,254	18,594	25,905	11,366	10,349
2001	35,434	17,027	25,887	11,384	9,547
2002	35,512	16,887	25,863	11,285	9,649
2003	35,479	18,109	25,955	12,606	9,524
2004	35,613	19,224	26,433	12,406	9,180
2005	36,043	30,391	26,982	11,677	9,061

資料來源：1999 年至 2005 年的人力運用調查，當中平均薪資之計算皆以全職工作者（每週工時 35 小時以上）為樣本。



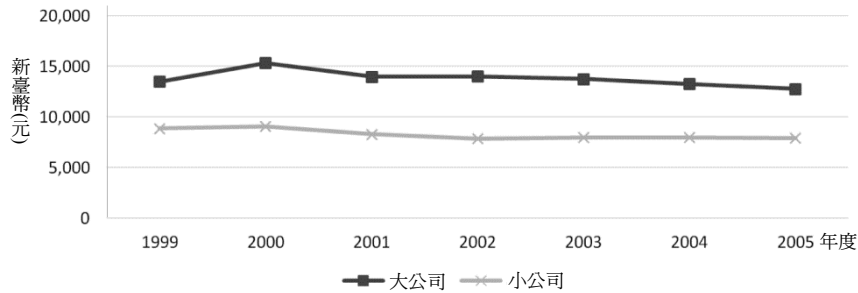
資料來源：1999 年至 2005 年的人力運用調查。

圖 2 公共部門與民間部門兩性薪資差異趨勢圖

表 3 1999 年至 2005 年大公司與小公司兩性薪資差異

大公司					
資料年	男性(1)		女性(2)		薪資差異 (1)-(2)
	平均薪資	標準差	平均薪資	標準差	
1999	43,164	31,551	29,677	15,480	13,487
2000	45,550	26,481	30,222	14,830	15,328
2001	43,664	23,503	29,678	14,121	13,986
2002	43,509	22,273	29,492	13,015	14,017
2003	44,752	26,136	30,999	17,298	13,753
2004	44,399	27,870	31,125	17,288	13,274
2005	44,634	32,726	31,850	15,160	12,784
小公司					
資料年	男性(1)		女性(2)		薪資差異 (1)-(2)
	平均薪資	標準差	平均薪資	標準差	
1999	32,794	14,154	23,917	12,958	8,877
2000	32,724	12,316	23,631	8,939	9,093
2001	32,119	12,387	23,821	9,580	8,298
2002	31,786	12,330	23,901	9,721	7,885
2003	31,466	12,209	23,464	9,432	8,002
2004	31,921	12,796	23,938	9,334	7,983
2005	32,330	13,074	24,408	9,049	7,922

資料來源：1999 年至 2005 年的人力運用調查，當中平均薪資之計算皆以全職工作者（每週工時 35 小時以上）為樣本。



資料來源：1999 年至 2005 年的人力運用調查。

圖 3 大公司與小公司兩性薪資差異趨勢圖

而表 4 則顯示此法施行前 3 年與後 3 年之不同教育程度兩性平均薪資及其差異。從此表可以觀察到，在此法施行之後，高中職學歷與國中及以下學歷之兩性薪資差異有縮小的現象，但在專科、大學以上學歷則並無太大改變。

表 4 不同教育程度樣本在兩性平等法實施前後的平均薪資與差異

學 歷	資料年間	男性平均薪資 (1)	女性平均薪資 (2)	薪資差異 (1)-(2)
國中及以下學歷	1999~2001	31,594	21,512	10,082
	2003~2005	30,704	21,201	9,503
高中職學歷	1999~2001	34,355	25,316	9,039
	2003~2005	33,625	25,411	8,214
專科、大學以上學歷	1999~2001	47,320	35,738	11,582
	2003~2005	47,155	35,547	11,608

資料來源：1999 年至 2005 年的人力運用調查，當中平均薪資之計算皆以全職工作者（每週工時 35 小時以上）為樣本。

至於表 5 與表 6 則是進一步針對不同的實驗組與控制組進行分析。從表 5 來看，公共部門僅在高中職學歷的兩性薪資差異於此法施行後有下降趨勢，反觀國中及以下學歷之兩性薪資差異則是更為擴大；而民間部門之趨勢則是與表 4 略為一致。另觀察表 6 可以發

現，大公司樣本在各教育程度類別上的兩性薪資差異皆明顯小於小公司樣本，而在此法施行之後，高中職學歷或以下之大公司樣本其兩性薪資差異有較為明顯的縮小；至於小公司樣本則是在專科、大學以上學歷其兩性薪資差異縮小的幅度較大，不過縮小的原因主要是來自於男性平均薪資明顯下降，女性平均薪資幾乎沒有改變。推測此現象或許是因為小公司樣本中，專科、大學以上學歷之樣本相對較少變異較大所導致。不過，需要注意的是，由於各種實驗組與控制組之員工個人或職場特性以及職業類別等皆有所差異，前述表格這些基本統計數據僅能作為初步之參考，於後續我們使用計量模型進行估計後方可較為精確地觀察出兩性薪資差異是否受到此法施行的影響。

表 5 不同教育程度樣本在兩性平等法實施前後的平均薪資與差異
—以公共部門及民間部門區分

公共部門				
學 歷	資料年間	男性平均薪資 (1)	女性平均薪資 (2)	薪資差異 (1)-(2)
國中及以下學歷	1999~2001	34,594	26,761	7,833
	2003~2005	32,869	23,957	8,912
高中職學歷	1999~2001	44,679	31,234	13,445
	2003~2005	44,129	31,710	12,419
專科、大學以上學歷	1999~2001	54,447	44,496	9,951
	2003~2005	55,227	45,149	10,078
民間部門				
學 歷	資料年間	男性平均薪資 (1)	女性平均薪資 (2)	薪資差異 (1)-(2)
國中及以下學歷	1999~2001	31,339	21,225	10,114
	2003~2005	30,534	21,000	9,534
高中職學歷	1999~2001	32,814	24,709	8,105
	2003~2005	32,129	24,799	7,330
專科、大學以上學歷	1999~2001	44,527	32,233	12,294
	2003~2005	44,469	32,058	12,411

資料來源：1999 年至 2005 年的人力運用調查，當中平均薪資之計算皆以全職工作者（每週工時 35 小時以上）為樣本。

表 6 不同教育程度樣本在兩性平等法實施前後的平均薪資與差異
—以大公司及小公司區分

大公司				
學 歷	資料年間	男性平均薪資 (1)	女性平均薪資 (2)	薪資差異 (1)-(2)
國中及以下學歷	1999~2001	34,647	23,122	11,525
	2003~2005	33,947	23,548	10,399
高中職學歷	1999~2001	37,537	26,264	11,273
	2003~2005	36,714	27,080	9,634
專科、大學以上學歷	1999~2001	50,462	37,262	13,200
	2003~2005	51,509	37,052	14,457
小公司				
學 歷	資料年間	男性平均薪資 (1)	女性平均薪資 (2)	薪資差異 (1)-(2)
國中及以下學歷	1999~2001	31,534	14,945	16,589
	2003~2005	30,058	14,934	15,124
高中職學歷	1999~2001	34,074	21,177	12,897
	2003~2005	33,003	20,599	12,404
專科、大學以上學歷	1999~2001	45,922	27,708	18,214
	2003~2005	43,994	27,728	16,266

資料來源：1999 年至 2005 年的人力運用調查，當中平均薪資之計算皆以全職工作者（每週工時 35 小時以上）為樣本。

最後，經資料整理與刪除遺漏值樣本後，我們於「1999 年至 2001 年」與「2003 年至 2005 年」這 6 年間的女性全職工作者樣本為 52,439 個，男性全職工作者樣本為 71,089 個。¹⁰ 相關的各項特性變數基本統計量我們將其列於表 7。其中，被解釋變數為個人的實質時薪取對數 ($\ln W$)，其時薪的計算方式係參考徐美等 (2006) 利用每月薪資除以「每週工時數乘以 4.33」來衡量，並以各年的消費者物價指數進行平減。從這個統計量我們也可觀察到在樣本中的男性工作者之實質薪資略高於女性。至於個人特性變數，本文在主要模型中控制了

¹⁰ 若僅針對私部門的大公司 (100 人以上) 與小公司 (30 人以下) 進行分析時，女性樣本數變為 35,995 個，而男性樣本數變為 49,303 個。

表 7 變數定義與基本統計量

	變數定義	男性		女性	
		平均	標準差	平均	標準差
<i>lnW</i>	每小時實質工資率取對數	5.155	0.432	4.880	0.438
<i>Age</i>	個人年齡（歲）	37.217	10.596	34.647	10.231
<i>Edu</i>	個人教育年數（年）	11.937	3.203	11.998	3.307
<i>Married</i>	個人為已婚者=1，其餘為 0	0.618	0.486	0.536	0.499
<i>Child_0_2</i>	家中 0 至 2 歲的小孩占所有小孩之比例	0.057	0.188	0.048	0.177
<i>Child_3_5</i>	家中 3 至 5 歲的小孩占所有小孩之比例	0.073	0.204	0.065	0.196
<i>Child_6_14</i>	家中 6 至 14 歲的小孩占所有小孩之比例	0.168	0.322	0.164	0.320
<i>Child_15_17</i>	家中 15 至 17 歲的小孩占所有小孩之比例	0.060	0.185	0.065	0.185
<i>Work</i>	家中工作人數占總家庭人數之比例	0.643	0.238	0.696	0.232
<i>Exp</i>	目前工作之年資	6.972	7.413	5.431	6.144
<i>Public</i>	個人為受政府雇用=1，其他為 0	0.155	0.362	0.146	0.353
<i>Firm_30</i>	工作場所員工數在 30 人以下=1，其餘為 0	0.520	0.500	0.502	0.499
<i>Firm_30_100</i>	工作場所員工數在 30 至 100 人之間=1 其餘為 0	0.150	0.357	0.168	0.374
<i>Firm_100</i>	工作場所員工數在 100 人以上=1 其餘為 0	0.175	0.380	0.184	0.387

資料來源：本研究整理。

個人的年齡 (*Age*)、是否已婚 (*Married*)與教育程度 (*Edu*)，其中，教育程度係以個人的教育年數來衡量。而從這些特性來看，在職場上的男性其年齡與已婚比例皆略高於女性，另個人的教育年數則以女性略高於男性，但差異並不明顯。除此之外，為了解決個人是否進入職場的選擇性問題可能造成之估計偏誤，本研究亦運用「家中小孩個數」與「家中工作人數占總家庭人數之比例 (*Work*)」作為是否踏入職場的認定條件。其中，在家中小孩個數的衡量上，我們係直接根據人力運用調查資料的分類方式個別計算家中「0至2歲小孩」、「3至5歲小孩」、「6至14歲小孩」與「15至17歲小孩」占所有小孩之比例(分別以 *Child_0_2*、*Child_3_5*、*Child_6_14* 與 *Child_15_17* 表示)，而以18歲以上的小孩占所有小孩之比例做為參考組。¹¹

另一方面，由於薪資與職場的特性有密切關連，故本研究在個人工作特性變數上亦控制個人目前工作的年資 (*Exp*)與個人就職公司之所在縣市 (*City*)、行業 (*Inds*)與職業 (*Occup*)分類，其中，由於行業與職業分類的類別眾多，故我們分別將行業與職業分類表列於附表9與附表10。除此之外，在就職公司規模的衡量上，本文係以工作場所員工數在30人以下(*Firm_30*)、工作場所員工數在30人至100人之間 (*Firm_30_100*)與工作場所員工數在100人以上 (*Firm_100*)做區分；在有就職之個人樣本中，女性受政府僱用的比例約為15%，男性之比例則約為16%。而藉由公司規模與是否受政府僱用的特性，我們將可創造出容易受兩性工作平等法影響之實驗組與不易受此法影響之對照組進行迴歸分析，詳細之估計結果將於下一章節進行描述。

4. 實證結果

為了探討兩性工作平等法在性別薪資差異中所扮演的角色，本研究首先分別針對女性與男性的薪資函數進行討論，並利用不同的

¹¹ 關於小孩個數與家中工作人數占總家庭人數之比例的基本統計量係同時利用有薪資與無薪資之樣本所統計而得。

實驗組（受到政策影響的族群）與控制組（未受到政策影響的族群）以差異中的差異佐以傾向分數配對法探究此政策效果。而後，我們則更利用全部樣本並以三重差異法模型來驗證此估計結果之穩健性，藉以解析兩性工作平等法對性別薪資差異的影響，以下將分別依序進行說明。

4.1 女性薪資函數

針對兩性工作平等法對女性薪資的影響效果，我們可運用第 3 節的 (1) 式做為實證模型基礎。首先，利用一般民間部門的女性樣本作為實驗組，並以公共部門的女性樣本作為控制組進行估計，表 8 列出相關實證結果。

從表中模型 1 的結果可以看出，*GEL* 的係數為負向，顯示平均來說，此法施行後的實質薪資率較此法施行前來的低；而 *Treat* 的係數亦為負向，表示一般民間工作者的薪資率低於公共部門工作者的薪資率；另觀察 *Treat* × *GEL* 的係數為正向，顯示相較於公共部門工作者，一般民間工作者之薪資率有上升的趨勢。然而，個人薪資可能會受到個人特性的差異、所在區域、不同觀察年、不同的職業與行業所影響，因此，我們分別依序在模型 2、模型 3 與模型 4 加以控制「個人特性變數」、「各年與各縣市固定效果」與「職業及行業固定效果」。除此之外，為了控制個人是否踏入職場的樣本選擇性問題，我們亦在模型 5 中加以控制個人是否踏入職場之「選擇性調整項」。¹²

¹² 關於選擇性調整項的第一階段估計結果我們將其列於附表 2。表中的模型 1 至模型 6 分別對應到表 8、表 9、表 12、表 13、表 16 與表 17 中模型 5 之選擇性調整項的第一階段估計結果。從模型 1 與模型 2 針對女性樣本的估計結果觀之，家中有小孩確實對於女性是否踏入職場有顯著的負面影響，且隨著年齡較小的小孩所占比例越高，此負面效果越強烈；反觀表中模型 3 與模型 4 針對男性樣本的估計結果來看，家中 15 歲以下小孩的占比越高，男性踏入職場的機率也相對增加，其餘則與女性之估計結果相似。至於其他解釋變數中，個人越年輕、已婚、教育程度增加與家中工作人數占總家庭人數之比例增加皆會增加踏入職場之機率，與陳建良（2007）之估計結果相仿。最後，表中模型 5 與模型 6 則與女性所估計的影響方向相同，在此我們即不再加以描述。

表 8 女性薪資函數估計結果—以民間部門為實驗組，公共部門為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.336*** (0.006)	3.811*** (0.014)	3.991*** (0.015)	4.585*** (0.142)	4.611*** (0.159)
<i>GEL</i>	-0.034*** (0.009)	-0.059*** (0.007)	-0.024*** (0.008)	-0.138*** (0.010)	-0.137*** (0.010)
<i>Treat</i>	-0.545*** (0.007)	-0.241*** (0.006)	-0.263*** (0.006)	-0.277*** (0.007)	-0.277*** (0.007)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.063*** (0.010)	0.026*** (0.008)	0.029*** (0.008)	0.145*** (0.010)	0.145*** (0.010)
<i>Age</i>		0.008*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
<i>Married</i>		0.015*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)
<i>Edu</i>		0.074*** (0.001)	0.069*** (0.001)	0.038*** (0.001)	0.037*** (0.001)
<i>Exp</i>		0.033*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.028*** (0.001)
<i>Exp</i> ²		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項					-0.116*** (0.015)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.172	0.459	0.491	0.584	0.584
觀察值	52,439	52,439	52,439	52,439	52,439

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***與**分別代表 1% 與 5% 的顯著水準。

從模型 5 的結果來看，在控制了各種可能會影響薪資的特性變數後，主要解釋變數對薪資的影響方向仍相當一致，而 $Treat \times GEL$ 的估計係數則顯示相對於公共部門的工作者，一般民間工作者之薪資率在此法施行後上漲了約 15%，而此亦隱含在排除了各種可能影響薪資的因素之後，此法的施行將會使得較容易受到此法影響的族群其薪資率明顯上升。¹³

接著，本文採用另一個實證策略，亦即針對民間部門的樣本，並將就職公司規模在 100 人或以上的樣本作為實驗組，而規模在 30 人以下的作為控制組進行估計，表 9 列出相關的實證結果。在控制了各種可能會影響薪資的特性變數後，從表中模型 5 的主要解釋變數估計結果可觀察到， GEL 的係數仍為負向，與前述之實證結果相同；而 $Treat$ 的係數則呈現正向影響，顯示在規模較大的公司就職之工作者其薪資率顯著高於在規模較小的公司就職之工作者；另觀察 $Treat \times GEL$ 的係數則亦為正向，而其影響效果顯示相較於在規模較小的公司就職之工作者，在規模較大的公司就職之工作者其薪資率在此法施行後上漲了約 7.1%。

至於其他特性變數對薪資的影響，可從表 8 與表 9 中的模型 5 觀察到，隨著年齡 (Age) 與教育程度 (Edu) 的增長，個人的薪資將有顯著的提升，而教育年數的報酬率約為 2.9% 至 3.7% 之間，略低於吳慧瑛 (2003) 以及陳建良與管中閔 (2006) 之估計結果 (前者約 7%，後者約 4.5%)，然而，由於前述這兩篇文章所利用的資料年份皆較為早期 (前者利用 1978 年至 2001 年資料；後者利用 2002 年資料)，故推測教育報酬隨著時間的推移而逐漸下降。另外，已婚的身分 ($Married$) 會對個人薪資的影響則較不一致，然而，過去針對臺灣女性婚姻溢酬的相關研究中，劉錦添與劉錦龍 (1987) 發現女性存有正的婚姻溢酬；陳建良與管中閔 (2006) 則認為女性婚姻溢酬並

¹³ 有關此結果是否可能係因公共部門女性薪資下降所導致？由於在 2001 年與 2005 年軍公教人員的薪資皆有調升 3%，且從表 2 來看，公共部門女性薪資並沒有明顯下降之趨勢，故預期應可排除此效果為公共部門女性報酬下降所產生之結果。

表 9 女性薪資函數估計結果—以民間部門為實驗組，公共部門為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	4.711*** (0.003)	3.657*** (0.014)	3.865*** (0.015)	4.578*** (0.157)	4.636*** (0.160)
<i>GEL</i>	0.001 (0.005)	-0.051*** (0.004)	-0.054*** (0.006)	-0.052*** (0.007)	-0.052*** (0.007)
<i>Treat</i>	0.223*** (0.006)	0.132*** (0.005)	0.119*** (0.005)	0.119*** (0.005)	0.119*** (0.005)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.079*** (0.009)	0.066*** (0.007)	0.068*** (0.007)	0.071*** (0.008)	0.071*** (0.008)
<i>Age</i>		0.007*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.004*** (0.000)
<i>Married</i>		-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)
<i>Edu</i>		0.065*** (0.001)	0.059*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.029*** (0.002)
<i>Exp</i>		0.033*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.029*** (0.001)	0.029*** (0.001)
<i>Exp</i> ²		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項					-0.037** (0.018)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.090	0.348	0.395	0.491	0.491
觀察值	35,995	35,995	35,995	35,995	35,995

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***與**分別代表1%與5%的顯著水準。

不明顯；而譚令蒂（1998）卻指出女性可能存在婚姻懲罰，顯示已婚對女性薪資仍無確切之影響方向。至於個人工作經驗增加亦有助於薪資上漲，但上漲幅度隨著經驗的累積而遞減，此結果與陳建良與管中閔（2006）之估計結果略為一致。至於個人選擇性調整項對薪資存有顯著的影響，顯示在此分析下，個人踏入與未踏入職場之間的特性存在系統性差異，故此選擇性有其校正之必要，藉以讓估計結果能夠代表整體族群，而不僅只是專注在有薪資之族群的估計結果。^{14, 15}

最後，本研究進一步使用差異中的差異佐以傾向分數配對法來解決實驗組與控制組非隨機分派之問題，並將「一般民間部門的女性樣本作為實驗組，並以公共部門的女性樣本作為控制組」以及「就職公司規模在 100 人或以上的女性樣本作為實驗組，規模在 30 人以下的女性樣本作為控制組」之估計結果分別列於表 10 與表 11。¹⁶

從表 10 來看，在政策施行之後，相對於任職在公共部門的女性而言，任職在民間部門的女性其薪資將提升約 18%；另一方面，表

¹⁴ 針對女性薪資函數之估計結果，筆者亦有嘗試以任職於大規模公司之樣本作為實驗組，任職於公共部門樣本做為控制組進行分析，結果呈現於附表 3。從表中模型 5 的 $Treat \times GEL$ 之估計係數可以發現其為正向顯著，且效果大於表 8 模型 5 中 $Treat \times GEL$ 之估計係數，故顯示相較於公共部門樣本而言，大公司樣本在此法施行後其薪資有明顯的上升，且上升幅度預期也較其他規模之公司來的大，而此結果也符合本研究整體之推論。

¹⁵ 為了探討此結果是否僅是因為時間趨勢所產生的效果，我們也在附表 6 呈現「公共部門與民間部門女性樣本」（模型 1 與模型 2）以及「大公司與小公司女性樣本」（模型 3 與模型 4）分別控制其時間趨勢 (*time trend*) 或是組群時間趨勢 (*group specific trends*) 之估計結果。從表中可發現在控制了相關時間趨勢之後， GEL 的效果被時間趨勢變數給全部吸收，而 $Treat \times GEL$ 的係數仍是呈現正向顯著，雖有變化但似乎沒有一個系統性的影響方向。經考量時間趨勢變數有可能會一併涵蓋到政策所產生之效果。因此我們仍是以原來的估計結果來進行解釋，但也初步排除此結果僅為時間趨勢所導致。

¹⁶ 有關配對所使用的解釋變數包含年齡、教育程度、是否已婚、目前工作年資、職業與行業虛擬變數、縣市別虛擬變數以及各年虛擬變數等。至於 Kernel 函數的型式我們將其設定為 Gaussian。

11 的數據則顯示，政策施行之後，相對於任職在小規模公司之女性來說，任職在大規模公司的女性其薪資將上升約 5%，而此政策效果之估計結果雖與表 8 及表 9 略有差距，但在統計上皆達到 1% 的顯著水準。故此結果亦顯示，在解決樣本可能存在非隨機分派的問題之後，此法施行的政策效果仍符合本研究之預期。

綜上所述，我們可以發現兩性工作平等法施行後，對於女性來說，確有助於「較容易受到此法影響之族群」其薪資率有所提升。

表 10 女性薪資函數經配對後之估計結果——以民間部門為實驗組，公共部門為控制組

	政策實施前			政策實施後			差異中的差異
	實驗組	控制組	差異	實驗組	控制組	差異	
薪資取對數	4.797	5.129	-0.332	4.819	4.973	-0.154	0.179***
(標準差)			(0.006)			(0.005)	(0.008)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1% 的顯著水準。

表 11 女性薪資函數經配對後之估計結果——以任職大規模公司為實驗組，小規模公司為控制組

	政策實施前			政策實施後			差異中的差異
	實驗組	控制組	差異	實驗組	控制組	差異	
薪資取對數	4.931	4.811	0.120	5.014	4.845	0.169	0.049***
(標準差)			(0.006)			(0.006)	(0.008)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1% 的顯著水準。

4.2 男性薪資函數

由於在「此法實施的潛在受影響者為女性居多」的假設下，本

研究預期此法的施行對男性的薪資應無明顯影響，亦即在「此法施行對女性的薪資有所提升」的前提下，兩性薪資差異有縮小之現象。故本小節即針對男性樣本進行與 4.1 節相同之分析，並將結果列於表 12 與表 13。

首先，我們利用一般民間部門的男性樣本作為實驗組，並以公共部門的男性樣本作為控制組進行估計，表 12 列出相關實證結果。在控制了「個人特性變數」、「各年與各縣市固定效果」、「職業及行業固定效果」與「是否踏入職場的樣本選擇性問題」後，我們從表中模型 5 主要解釋變數之估計結果可以觀察到，平均來說，此法施行後的實質薪資率較此法施行前來的低；而一般民間工作者的薪資率仍低於公共部門工作者的薪資率，與女性樣本之估計結果一致。但 $Treat \times GEL$ 的估計係數則在統計上不顯著異於零，顯示在此法施行之後，男性在一般民間部門與公共部門工作者的薪資差異應無明顯改變。接著，我們即針對民間部門的樣本，並將就職公司規模在 100 人或以上的樣本作為實驗組，而規模在 30 人以下的作為控制組進行估計，表 13 列出相關的實證結果。從表中模型 5 主要解釋變數之估計結果我們亦可發現，在此法施行之後，男性在規模較大的公司就職與規模較小的公司就職其薪資差異亦無明顯改變，而其他主要解釋變數之估計結果則與女性樣本之估計結果相仿。故整體來說，此法之施行對男性薪資並不存在顯著的影響效果。

至於其他特性變數對薪資的影響，從表 12 與表 13 中模型 5 之估計結果可以發現，除了是否已婚 (*Married*) 對薪資的影響之外，其他特性變數對薪資的影響方向皆與女性樣本之結果相同，另針對男性樣本與女性樣本之估計結果（表 8 與表 9 中的模型 5 與表 12 與表 13 中的模型 5 進行比較後，我們可得知，工作經驗的報酬以女性為高，而年齡的報酬則以男性較佳，另在教育報酬上，則是女性高於男性，此結果與吳慧瑛（2003）以及陳建良與管中閔（2006）之估計結果略為一致。而男性存在著顯著的婚姻報酬，此結果亦與劉錦添與劉

表 12 男性薪資函數估計結果—以民間部門為實驗組，公共部門為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.498*** (0.005)	4.044*** (0.011)	4.161*** (0.012)	3.792 (6.546)	3.864 (7.154)
<i>GEL</i>	-0.012 (0.007)	-0.031*** (0.006)	-0.056*** (0.007)	-0.057*** (0.009)	-0.059*** (0.009)
<i>Treat</i>	-0.404*** (0.005)	-0.120*** (0.005)	-0.133*** (0.005)	-0.141*** (0.006)	-0.141*** (0.006)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.010 (0.008)	-0.017*** (0.006)	-0.016** (0.006)	-0.003 (0.009)	-0.003 (0.009)
<i>Age</i>		0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>		0.129*** (0.003)	0.128*** (0.003)	0.102*** (0.003)	0.050*** (0.007)
<i>Edu</i>		0.063*** (0.000)	0.061*** (0.000)	0.033*** (0.001)	0.031*** (0.001)
<i>Exp</i>		0.028*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.025*** (0.000)	0.024*** (0.000)
<i>Exp</i> ²		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項					-0.072*** (0.009)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.112	0.431	0.448	0.551	0.552
觀察值	71,089	71,089	71,089	71,089	71,089

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***與**分別代表 1%與 5%的顯著水準

表 13 男性薪資函數估計結果—以任職大規模公司為實驗組，小規模公司為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.010*** (0.003)	4.039*** (0.011)	4.165*** (0.012)	5.351*** (0.115)	5.420*** (0.112)
<i>GEL</i>	-0.019*** (0.004)	-0.057*** (0.003)	-0.035*** (0.005)	-0.021*** (0.006)	-0.021*** (0.006)
<i>Treat</i>	0.296*** (0.006)	0.123*** (0.005)	0.112*** (0.005)	0.109*** (0.005)	0.109*** (0.005)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.025*** (0.009)	0.036*** (0.007)	0.042*** (0.007)	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)
<i>Age</i>		0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>		0.132*** (0.004)	0.131*** (0.004)	0.100*** (0.003)	0.037*** (0.009)
<i>Edu</i>		0.052*** (0.001)	0.050*** (0.001)	0.026*** (0.001)	0.023*** (0.001)
<i>Exp</i>		0.031*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.025*** (0.001)	0.025*** (0.001)
<i>Exp</i> ²		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項					-0.086*** (0.011)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.108	0.365	0.387	0.509	0.510
觀察值	49,303	49,303	49,303	49,303	49,303

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1%的顯著水準。

錦龍（1987）、譚令蒂（1998）與陳建良與管中閔（2006）之估計結果相同。此外，個人選擇性調整項亦對薪資存有顯著影響，顯示樣本選擇問題必須要加以考慮。^{17, 18}

最後，本研究亦再使用差異中差異佐以傾向分數配對法來解決實驗組與控制組非隨機分派之問題。表 14 與表 15 分別列出以「一般民間部門的男性樣本作為實驗組，並以公共部門的男性樣本作為控制組」以及「就職公司規模在 100 人或以上的男性樣本作為實驗組，規模在 30 人以下的男性樣本作為控制組」之估計結果。

表 14 男性薪資函數經配對後之估計結果 — 以民間部門為實驗組，公共部門為控制組

	政策實施前			政策實施後			差異中的差異
	實驗組	控制組	差異	實驗組	控制組	差異	
薪資取對數	5.009	5.381	-0.282	5.092	5.294	-0.201	0.081***
(標準差)			(0.005)			(0.005)	0.007

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1% 的顯著水準。

¹⁷ 在此筆者亦嘗試以任職於大規模公司之樣本作為實驗組，任職於公共部門樣本做為控制組進行分析，結果呈現於附表 4。從表中 $Treat \times GEL$ 之估計係數可以發現雖其為正向，但在顯著性上並不非常一致，故預期相較於公部門樣本而言，大公司男性樣本在此法施行後其薪資雖有上升，但上升幅度應較不明顯。

¹⁸ 在此我們也有考量此結果是否僅是因為時間趨勢所導致，附表 7 即針對「公共部門與民間部門男性樣本」（模型 1 與模型 2）以及「大公司與小公司男性樣本」（模型 3 與模型 4）分別控制其時間趨勢或是組群時間趨勢之估計結果。從結果可以觀察到，在控制了相關時間趨勢之後，模型 2 $Treat \times GEL$ 的估計係數趨於正向顯著，其他模型之 $Treat \times GEL$ 的估計係數並無太大差異，而此結果亦與之後利用傾向分數配對法進行估計的結果相仿。經考量時間趨勢變數有可能會一併涵蓋到政策所產生的效果之後。我們仍是以原來的估計結果來進行解釋。

表 15 男性薪資函數經配對後之估計結果 — 以任職大規模公司為實驗組，小規模公司為控制組

	政策實施前			政策實施後			差異中的差異
	實驗組	控制組	差異	實驗組	控制組	差異	
薪資取對數	5.304	5.208	0.096	5.312	5.230	0.084	-0.012
(標準差)			(0.006)			(0.005)	(0.008)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1% 的顯著水準。

在觀察表 14 的估計結果後可發現，此政策的施行將會使任職於民間部門的男性其薪資相較於任職於公共部門的男性約提升 8%，且效果為顯著。雖然此結果與表 12 的政策效果之估計推論相異，但由於此上升的幅度仍低於女性樣本的政策效果（約提升 18%），故仍符合「此法施行造成兩性薪資差異縮小」的推論；而在另一方面，表 15 的數據則仍顯示，政策施行之後，任職在小規模公司與大規模公司的男性兩者的薪資並無顯著差異，與表 13 之估計推論一致，亦即此法施行對男性薪資無明顯影響。整體而言，在解決樣本可能存在非隨機分派的問題之後，此法的施行對男性薪資之影響效果仍相對符合本研究之預期。

4.3 整體薪資函數

在分別透過女性與男性的薪資估計式進行分析後，我們可大致推論兩性工作平等法對女性薪資有提升效果，對男性之薪資則應無非常明顯的影響。而根據此推論，本小節進一步針對整體樣本並利用第 3.1 節中的 (14) 式進行估計，藉以看出此推論在估計上的穩健程度。

首先，我們仍是利用一般民間部門的樣本作為實驗組，並以公共部門的樣本作為控制組進行估計，表 16 列出相關的實證結果。從表中模型 5 主要解釋變數之估計結果來看，平均來說，女性的薪資

率較男性為低（即 *Female* 之估計係數）；此法施行後的實質薪資率低於此法施行前（即 *GEL* 之估計係數）；另一般民間工作者的薪資率低於公共部門工作者的薪資率（即 *Treat* 之估計係數）。再從兩兩變數之互乘項可觀察到，相較於男性，女性在公共部門與民間部門的薪資差異更為明顯（即 *Female*×*Treat* 之估計係數），但女性在此法施行後的薪資有明顯提升（即 *Female*×*GEL* 之估計係數）。除此之外，相較於公共部門，一般民間部門在此法施行後的薪資有顯著提升之現象（即 *Treat*×*GEL* 之估計係數）。而我們主要觀察的為 *Treat*×*Female*×*GEL* 之估計係數，其為正向顯著，代表相較於男性，女性在此法施行後其在公共部門與一般民間部門之間的薪資差異有明顯縮小。亦即隱含較容易受到此法實施的潛在受影響者其薪資將會有所提升。

另外，若針對民間部門的整體樣本，並將就職公司規模在 100 人或以上的樣本作為實驗組，而規模在 30 人以下的作為控制組進行估計，表 17 即列出相關的實證結果。從表中模型 5 主要解釋變數之估計結果我們亦可發現，*Female*、*GEL*、*Female*×*GEL* 估計係數之影響方向皆與表 16 相同，而相較於在小規模公司任職，在大規模公司任職之工作者其薪資明顯較高（即 *Treat* 之估計係數），且此效果在此法施行後又更為顯著（即 *Treat*×*GEL* 之估計係數）。另觀察 *Treat*×*Female*×*GEL* 之估計係數，其亦為正向顯著，顯示相較於男性來說，女性在此法施行後其在大規模公司任職與小規模公司任職之間的薪資差異有明顯擴大，亦即代表較容易受到此法實施的潛在受影響者其薪資確有明顯增加。至於表 16 與表 17 中其他特性變數對薪資的影響與 4.1 節及 4.2 節之結果略為一致，故我們不在加以描述。整體觀之，此法之施行預期應具有其效果。^{19,20}

¹⁹ 因預期大公司可能對法律的遵從率相對較高，故筆者也嘗試直接以 100 人以上的大公司之男性做為控制組，而女性作為實驗組進行分析。相關估計結果列於附表 5，從表中也可以看出，相對於大公司的男性而言，在此法施行後女性薪資有明顯的提升，與前述實證結果之推論相符合。

表 16 整體薪資函數估計結果—以民間部門為實驗組，公共部門為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.498*** (0.005)	3.996*** (0.009)	4.148*** (0.010)	4.432*** (0.109)	4.503*** (0.100)
<i>Female</i>	-0.162*** (0.008)	-0.125*** (0.006)	-0.134*** (0.006)	-0.137*** (0.006)	-0.105*** (0.006)
<i>GEL</i>	-0.012 (0.007)	-0.033*** (0.006)	-0.015** (0.006)	-0.057*** (0.008)	-0.054*** (0.008)
<i>Treat</i>	-0.404*** (0.005)	-0.117*** (0.004)	-0.134*** (0.005)	-0.162*** (0.006)	-0.164*** (0.006)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	-0.022* (0.012)	-0.022** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.034*** (0.009)	-0.037*** (0.009)
<i>Treat</i> × <i>Treat</i>	-0.142*** (0.009)	-0.130*** (0.007)	-0.129*** (0.007)	-0.079*** (0.006)	-0.076*** (0.006)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.010 (0.008)	-0.018*** (0.006)	-0.018*** (0.006)	0.029*** (0.008)	0.029*** (0.008)
<i>Treat</i> × <i>Female</i> × <i>GEL</i>	0.053*** (0.013)	0.044*** (0.010)	0.046*** (0.010)	0.061*** (0.009)	0.061*** (0.009)
<i>Age</i>		0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>		0.074*** (0.002)	0.074*** (0.002)	0.056*** (0.002)	0.005* (0.003)
<i>Edu</i>		0.068*** (0.000)	0.065*** (0.000)	0.037*** (0.000)	0.030*** (0.000)
<i>Exp</i>		0.030*** (0.000)	0.030*** (0.000)	0.027*** (0.000)	0.026*** (0.000)
<i>Exp2</i>		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項					-0.127*** (0.004)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.215	0.488	0.508	0.593	0.596
觀察值	123,528	123,528	123,528	123,528	123,528

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1%的顯著水準。

²⁰ 附表 8 即為針對「公共部門與民間部門樣本」(模型 1 與模型 2) 以及「大公司與小公司樣本」(模型 3 與模型 4) 分別控制其時間趨勢或是組群時間趨勢之估計結果。從結果可以發現, 在控制了相關時間趨勢之後, 整體結果並無太大改變。

表 17 整體薪資函數估計結果—以任職大規模公司為實驗組，小規模公司為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.010*** (0.003)	3.986*** (0.009)	4.145*** (0.010)	4.916 (3.930)	5.086 (4.905)
<i>Female</i>	-0.300*** (0.004)	-0.277*** (0.004)	-0.284*** (0.004)	-0.235*** (0.004)	-0.192*** (0.004)
<i>GEL</i>	-0.019*** (0.004)	-0.060*** (0.003)	-0.042*** (0.005)	-0.035*** (0.005)	-0.033*** (0.005)
<i>Treat</i>	0.298*** (0.006)	0.111*** (0.005)	0.102*** (0.005)	0.116*** (0.005)	0.120*** (0.005)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.021*** (0.006)	0.012** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.019*** (0.005)	0.016*** (0.005)
<i>Treat</i> × <i>Treat</i>	-0.074*** (0.009)	0.021*** (0.007)	0.018** (0.007)	0.005 (0.006)	0.002 (0.006)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.023*** (0.009)	0.032*** (0.007)	0.038*** (0.007)	0.011* (0.007)	0.013* (0.007)
<i>Treat</i> × <i>Female</i> × <i>GEL</i>	0.056*** (0.012)	0.037*** (0.010)	0.033*** (0.010)	0.032*** (0.009)	0.030*** (0.009)
<i>Age</i>		0.007*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>		0.069*** (0.003)	0.069*** (0.003)	0.052*** (0.002)	0.009** (0.003)
<i>Edu</i>		0.059*** (0.000)	0.055*** (0.000)	0.030*** (0.001)	0.022*** (0.001)
<i>Exp</i>		0.032*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.027*** (0.001)	0.027*** (0.001)
<i>Exp2</i>		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項					-0.147*** (0.005)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.206	0.425	0.452	0.545	0.550
觀察值	85,298	85,298	85,298	85,298	85,298

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1%的顯著水準。

5. 結論與未來研究方向

為了探討兩性工作平等法對性別薪資差異之影響，本研究運用 1999 年至 2005 年的人力運用調查資料，並參考譚令蒂 (1998)、Kan and Lin (2011) 與 Lin (2013) 等文獻後，分別將樣本區分為「以一般民間部門之工作者作為實驗組，公共部門之工作者作為控制組」以及「以就職公司規模在 100 人或以上之工作者作為實驗組，而就職公司規模在 30 人以下之工作者則作為控制組」著手進行分析。在差異中的差異佐以傾向分數配對法的分析架構下，我們預期此法之施行對於女性薪資有提升的作用，而對於男性薪資則無明顯影響。而在此前提下，本研究亦進一步使用三重差異法的計量模型來檢驗前述估計結果之穩健性，藉以完整的探究此法施行之政策效果。

經實證分析後，本研究發現，在不同的實驗組與控制組之設定下，此法施行後女性薪資確有顯著的提升，但對男性薪資之影響方向則較無一致之結果。而透過整體薪資函數的估計我們也預期兩性工作平等法之施行有助於性別薪資差異的縮小。至於其他特性變數對薪資的影響，我們發現年齡與教育程度的增長，皆會使個人薪資有顯著的提升，而女性教育年數的報酬率約為 2.9% 至 3.7% 之間，男性教育年數之報酬率則約為 2.3% 至 3.1% 之間，顯示女性之教育報酬仍相對較佳。另從婚姻狀況對薪資的影響來看，男性存有顯著的婚姻報酬，女性是否已婚對薪資的影響則較不明顯，此與過去文獻得到之結果略為一致。

綜上所述，本研究推論兩性工作平等法對縮小兩性薪資差異上應具有其效果。不過，由於本研究所使用的資料並無法相當精確地了解樣本之職級以及細部工作性質，僅能在估計中加以控制如附表 10 之職業類別。同時，此資料亦沒有雇用廠商的細部特性資訊，故整體而言，本研究在各項特性的控制上仍有其限制。預期未來若能取得擁有個人之職等或工作性質特性的雇主與員工合併資料時，將

能夠更為精準的分析此議題。另值得注意的是，由於此法迄今歷經多次增修，當中除了針對相關罰則進行改變之外，與婦女生育相關之政策亦是歷年修訂的重點之一，而其中，又以 2008 年所修訂的「育嬰留職停薪」政策較受到重視。該修訂前後的主要差異在於，修訂之前，此法僅規定「受僱於僱用 30 人以上雇主之受僱者任職滿 1 年後，於每一子女滿 3 歲前，得申請育嬰留職停薪，期間至該子女滿 3 歲止，但不得逾 2 年。」，但於修訂後，只要是任職滿六個月後的受僱者皆有權利申請育嬰留職停薪。而由於臺灣的中小型企業為數頗眾，故此修訂對多數雇主在聘用員工時的考量將可能產生影響。因此，探討此政策改變對雇主所增加之成本是否轉嫁至可能申請育嬰留職停薪的受僱者，進而使其薪資下降，抑或是使此類型求職者的受僱機率明顯變化等議題，亦是未來可以進行的研究方向。

附錄

附表 1 歷年性別歧視申訴案件統計表

年	性別歧視 申訴案件 總計	招募、甄 試、進用	分發、 配置	考績	陞遷	雇主提供之教 育、訓練或其 他類似活動	雇主提供 之各項福 利措施	薪資之 給付	退休	遣 資遣	離職及 解僱	規定或事先約定 因結婚懷孕分娩 或育兒時，應行 離職或留職停薪
2002	25	1	0	0	0	0	0	2	0	5	15	2
2003	26	10	1	0	0	0	1	1	0	0	11	5
2004	24	6	0	0	0	0	0	0	0	3	8	8
2005	64	3	2	1	0	0	1	7	0	27	30	10
2006	66	4	2	0	0	1	1	3	0	11	34	28
2007	51	2	2	1	1	0	1	7	0	10	28	10
2008	52	8	1	0	0	0	0	2	0	6	29	6
2009	93	3	0	0	0	0	0	0	0	37	50	4
2010	68	2	0	1	0	0	1	0	0	16	40	9
2011	116	34	3	1	1	0	5	5	0	21	33	20
2012	147	15	7	3	0	0	3	8	0	37	41	38
2013	65	4	5	0	0	0	0	0	0	18	23	16
2014	99	21	4	2	0	0	2	1	0	21	36	16
2015	79	17	3	0	0	1	2	0	0	14	26	21

附表 1 歷年性別歧視申訴案件統計表（續前頁）

年	性別歧視 申訴案件 總計	招募、甄 試、進用	分發、 配置	考績	陞遷	雇主提供之教 育、訓練或其 他類似活動	雇主提供 之各項福 利措施	薪資之 給付	退休	資遣	離職及 解僱	規定或事先約定 因結婚懷孕分娩 或育兒時，應行 離職或留職停薪
2016	119	21	5	2	1	1	1	5	0	28	42	22
2017	141	38	15	2	0	1	3	4	0	43	56	15
2018	97	26	7	1	0	1	1	5	0	21	22	21
2019	128	47	8	2	2	1	2	3	1	25	39	9
2020	81	22	10	5	0	1	3	3	0	16	25	7
2021	103	21	6	10	1	1	9	2	0	23	34	16

資料來源：勞動部勞動統計查詢網。

說明：由於一案可申訴多種類別，故申訴總件數與各細項之件數加總並不一定相同。

附表 2 處理樣本選擇性問題之第一階段估計結果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
截距項	-3.642*** (0.034)	-3.126*** (0.038)	-2.307*** (0.031)	-1.911*** (0.034)	-3.125*** (0.022)	-2.744*** (0.024)
<i>Married</i>	0.057*** (0.010)	0.024** (0.011)	1.241** (0.013)	1.160*** (0.014)	0.485*** (0.008)	0.418*** (0.008)
<i>Age</i>	-0.005*** (0.000)	-0.012*** (0.000)	-0.020*** (0.000)	-0.024*** (0.000)	-0.006*** (0.000)	-0.011*** (0.000)
<i>Edu</i>	0.122*** (0.001)	0.085*** (0.002)	0.060*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.106*** (0.001)	0.073*** (0.001)
<i>Child_0_2</i>	-0.787*** (0.027)	-0.732*** (0.030)	0.098*** (0.032)	0.197*** (0.034)	-0.338*** (0.019)	-0.271*** (0.020)
<i>Chlid_3_5</i>	-0.725*** (0.025)	-0.678*** (0.027)	0.187*** (0.030)	0.277*** (0.032)	-0.308*** (0.017)	-0.250*** (0.019)
<i>Chlid_6_14</i>	-0.593*** (0.015)	-0.534*** (0.017)	0.069*** (0.018)	0.092*** (0.020)	-0.294*** (0.011)	-0.266*** (0.012)
<i>Chlid_15_17</i>	-0.037* (0.020)	-0.124*** (0.023)	-0.366*** (0.020)	-0.486*** (0.023)	-0.133*** (0.014)	-0.227*** (0.015)
<i>Work</i>	4.338*** (0.023)	4.362*** (0.025)	3.848*** (0.021)	3.831*** (0.023)	3.842*** (0.015)	3.823*** (0.016)
Pseudo R ²	0.426	0.408	0.403	0.392	0.371	0.353
觀察值	164,107	147,308	147,322	125,543	311,415	272,865

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數亦包含各區域與各年之虛擬變數。模型 1 至模型 6 分別對應到表 8、表 9、表 13、表 14、表 16 與表 17 中模型 5 之選擇性調整項的第一階段估計結果。

2. ***、** 與 * 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

附表 3 女性薪資函數估計結果—以任職大規模公司為實驗組，公共部門為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.498*** (0.005)	3.840*** (0.017)	3.851*** (0.019)	3.950*** (0.072)	3.977*** (0.073)
<i>GEL</i>	-0.012 (0.007)	-0.038*** (0.006)	-0.036*** (0.008)	-0.029** (0.013)	-0.030** (0.013)
<i>Treat</i>	-0.198*** (0.007)	-0.055*** (0.006)	-0.059*** (0.006)	-0.058*** (0.009)	-0.058*** (0.009)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.033*** (0.011)	0.018** (0.008)	0.020** (0.008)	0.021 (0.013)	0.021* (0.012)
<i>Age</i>		0.009*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>		0.120*** (0.006)	0.121*** (0.006)	0.092*** (0.005)	0.070*** (0.011)
<i>Edu</i>		0.075*** (0.001)	0.074*** (0.001)	0.044*** (0.001)	0.043*** (0.001)
<i>Exp</i>		0.021*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.022*** (0.001)
<i>Exp</i> ²		-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
選擇性調整項					-0.031** (0.014)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.046	0.456	0.469	0.584	0.584
觀察值	23,517	23,517	23,517	23,517	23,517

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1% 的顯著水準。

附表 4 男性薪資函數估計結果—以任職大規模公司為實驗組，公共部門為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.498*** (0.005)	3.840*** (0.017)	3.851*** (0.019)	3.950*** (0.072)	3.977*** (0.073)
<i>GEL</i>	-0.012 (0.007)	-0.038*** (0.006)	-0.036*** (0.008)	-0.029** (0.013)	-0.030** (0.013)
<i>Treat</i>	-0.198*** (0.007)	-0.055*** (0.006)	-0.059*** (0.006)	-0.058*** (0.009)	-0.058*** (0.009)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.033*** (0.011)	0.018** (0.008)	0.020** (0.008)	0.021 (0.013)	0.021* (0.012)
<i>Age</i>		0.009*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>		0.120*** (0.006)	0.121*** (0.006)	0.092*** (0.005)	0.070*** (0.011)
<i>Edu</i>		0.075*** (0.001)	0.074*** (0.001)	0.044*** (0.001)	0.043*** (0.001)
<i>Exp</i>		0.021*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.022*** (0.001)
<i>Exp</i> ²		-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
選擇性調整項					-0.031** (0.014)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.046	0.456	0.469	0.584	0.584
觀察值	23,517	23,517	23,517	23,517	23,517

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***、**與*分別代表1%、5%與10%的顯著水準。

附表 5 整體薪資函數之估計結果—以大公司女性為實驗組，大公司男性為控制組

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
截距項	5.307*** (0.006)	3.638*** (0.017)	3.764*** (0.019)	4.683*** (0.118)	4.790*** (0.119)
<i>GEL</i>	0.006 (0.008)	0.041*** (0.006)	0.025*** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.030*** (0.008)
<i>Treat</i>	-0.373*** (0.008)	-0.216*** (0.006)	-0.227*** (0.006)	-0.212*** (0.006)	-0.189*** (0.006)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.075*** (0.011)	0.042*** (0.008)	0.043*** (0.008)	0.051*** (0.008)	0.048*** (0.008)
<i>Age</i>		0.012*** (0.000)	0.010*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.008*** (0.000)
<i>Married</i>		0.071*** (0.005)	0.076*** (0.005)	0.055*** (0.004)	0.019*** (0.006)
<i>Edu</i>		0.082*** (0.001)	0.078*** (0.001)	0.043*** (0.001)	0.038*** (0.001)
<i>Exp</i>		0.023*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.022*** (0.001)	0.021*** (0.001)
<i>Exp2</i>		-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
選擇性調整項					-0.094*** (0.009)
縣市固定效果			X	X	X
各年固定效果			X	X	X
行業固定效果				X	X
職業固定效果				X	X
R ²	0.147	0.521	0.547	0.648	0.650
觀察值	21,976	21,976	21,976	21,976	21,976

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率。

2. ***代表 1% 的顯著水準。

附表 6 女性薪資函數估計結果—加入時間趨勢變數

	模型1	模型2	模型3	模型4
截距項	4.664 (4.484)	4.650 (4.521)	3.851*** (0.019)	3.950*** (0.072)
<i>Treat</i>	-0.277*** (0.007)	-0.255*** (0.011)	0.119*** (0.005)	0.100*** (0.009)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.145*** (0.010)	0.178*** (0.016)	0.071*** (0.008)	0.043*** (0.014)
<i>Age</i>	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
<i>Married</i>	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)
<i>Edu</i>	0.037*** (0.001)	0.037*** (0.001)	0.029*** (0.002)	0.029*** (0.002)
<i>Exp</i>	0.028*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.029*** (0.001)	0.029*** (0.001)
<i>Exp</i> ²	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項	-0.116*** (0.015)	-0.116*** (0.015)	-0.037** (0.018)	-0.037** (0.018)
<i>Trend</i>	-0.033*** (0.002)		-0.007*** (0.001)	
<i>Treat</i> × <i>trend</i>		-0.040*** (0.003)		0.001 (0.004)
<i>Control</i> × <i>trend</i>		-0.029*** (0.003)		-0.008*** (0.001)
R ²	0.584	0.584	0.491	0.491
觀察值	52,439	52,439	35,995	35,995

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率，*Trend* 則為時間趨勢變數，*Treat*×*trend* 與 *Control*×*trend* 分別代表實驗組的時間趨勢變數與控制組的時間趨勢變數。

2. 模型 1 與模型 2 係以公共部門與民間部門女性樣本為基礎；模型 3 與模型 4 係以大公司與小公司女性樣本為基礎。

3. ***、**與*分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準。

附表 7 男性薪資函數估計結果—加入時間趨勢變數

	模型1	模型2	模型3	模型4
截距項	3.830 (7.089)	3.835 (7.165)	5.419*** (0.112)	5.426*** (0.112)
<i>Treat</i>	-0.141*** (0.006)	-0.113*** (0.009)	0.109*** (0.005)	0.089*** (0.009)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	-0.003 (0.009)	0.039*** (0.014)	0.001 (0.007)	-0.030 (0.023)
<i>Age</i>	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>	0.050*** (0.007)	0.049*** (0.007)	0.037*** (0.009)	0.037*** (0.009)
<i>Edu</i>	0.031*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.023*** (0.001)
<i>Exp</i>	0.024*** (0.000)	0.024*** (0.000)	0.025*** (0.001)	0.025*** (0.001)
<i>Exp</i> ²	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項	-0.072*** (0.009)	-0.072*** (0.009)	-0.086*** (0.011)	-0.086*** (0.011)
<i>Trend</i>	-0.007*** (0.002)		-0.011*** (0.001)	
<i>Treat</i> × <i>trend</i>		-0.017*** (0.003)		-0.002 (0.003)
<i>Control</i> × <i>trend</i>		-0.003 (0.002)		-0.012*** (0.001)
R ²	0.552	0.552	0.510	0.510
觀察值	71,089	71,089	49,303	49,303

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率，*Trend* 則為時間趨勢變數，*Treat*×*trend* 與 *Control*×*trend* 分別代表實驗組的時間趨勢變數與控制組的時間趨勢變數。

2. 模型 1 與模型 2 係以公共部門與民間部門男性樣本為基礎；模型 3 與模型 4 係以大公司與小公司男性樣本為基礎。
3. *** 代表 1% 的顯著水準。

附表 8 整體薪資函數估計結果—加入時間趨勢變數

	模型1	模型2	模型3	模型4
截距項	4.532*** (0.100)	4.519*** (0.100)	5.077 (4.885)	5.094 (4.971)
<i>Female</i>	-0.105*** (0.006)	-0.105*** (0.006)	-0.192*** (0.004)	-0.192*** (0.004)
<i>Treat</i>	-0.164*** (0.006)	-0.138*** (0.008)	0.120*** (0.005)	0.100*** (0.007)
<i>Female</i> × <i>GEL</i>	-0.037*** (0.009)	-0.037*** (0.009)	0.016*** (0.005)	0.016*** (0.005)
<i>Female</i> × <i>Treat</i>	-0.076*** (0.006)	-0.076*** (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)
<i>Treat</i> × <i>GEL</i>	0.029*** (0.008)	0.067*** (0.011)	0.013* (0.007)	-0.017 (0.010)
<i>Treat</i> × <i>female</i> × <i>GEL</i>	0.061*** (0.009)	0.061*** (0.009)	0.030*** (0.009)	0.030*** (0.009)
<i>Age</i>	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.006*** (0.000)
<i>Married</i>	0.005* (0.003)	0.005* (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.008*** (0.003)
<i>Edu</i>	0.030*** (0.000)	0.030*** (0.000)	0.022*** (0.001)	0.022*** (0.001)
<i>Exp</i>	0.026*** (0.000)	0.026*** (0.000)	0.027*** (0.001)	0.027*** (0.001)
<i>Exp2</i>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
選擇性調整項	-0.127*** (0.004)	-0.127*** (0.004)	-0.147*** (0.005)	-0.147*** (0.005)
<i>Trend</i>	-0.013*** (0.002)		-0.011*** (0.001)	
<i>Treat</i> × <i>trend</i>		-0.022*** (0.002)		-0.002 (0.003)
<i>Control</i> × <i>trend</i>		-0.009*** (0.002)		-0.012*** (0.001)
R ²	0.596	0.596	0.550	0.550
觀察值	123,528	123,528	85,298	85,298

資料來源：本研究整理。

說明：1. 解釋變數為取對數之實質薪資率，*Trend* 則為時間趨勢變數，*Treat*×*trend* 與 *Control*×*trend* 分別代表實驗組的時間趨勢變數與控制組的時間趨勢變數。

2. 模型 1 與模型 2 係以公共部門與民間部門樣本為基礎；模型 3 與模型 4 係以大公司與小公司樣本為基礎。

3. *** 與 * 分別代表 1% 與 10% 的顯著水準。

附表 9 行業分類與代碼

行業代碼	行業
01	農、牧業
02	林業及伐木業
03	漁業
05	煤礦業
06	石油、天然氣及地熱礦業
07	金屬礦業
08	非金屬礦業
09	土石採取業
11	食品及飲料製造業
12	菸草製造業
13	紡織業
14	成衣、服飾品及其他紡織製品製造業
15	皮革、毛皮及其製品製造業
16	木竹製品製造業
17	家具及裝設品製造業
18	紙漿、紙及紙製品製造業
19	印刷及有關事業
21	化學材料製造業
22	化學製品製造業
23	石油及煤製品製造業
24	橡膠製品製造業
25	塑膠製品製造業
26	非金屬礦物製品製造業
27	金屬基本工業
28	金屬製品製造業
29	機械設備製造修配業
31	電力及電子機械器材製造修配業
32	運輸工具製造修配業
33	精密器械製造業
39	其他工業製品製造業
42	氣體燃料供應業
41	電力供應業
43	蒸汽、熱水及熱能供應業
44	用水供應業
45	土木工程業
46	建築工程業

附表 9 行業分類與代碼（續前頁）

行業代碼	行業
47	機電、電路及管道工程業
48	建物裝潢業
49	其他營造業
51	批發業
52	批發業
53	零售業
54	零售業
55	零售業
56	國際貿易業
57	餐飲業
61	運輸業
62	倉儲業
63	通信業
65	金融及其輔助業
66	證券及期貨業
67	保險業
68	不動產業
71	法律及會計服務業
73	商品經紀業
74	顧問服務業
75	資訊服務業
76	廣告業
77	設計業
78	租賃業
79	其他工商服務業
81	環境衛生及污染防治服務業
82	社會服務業
83	出版業
84	電影事業
85	廣播電視業
86	藝文業
87	娛樂業
88	旅館業
89	個人服務業
91	公務機構及國防事業
92	國際機構及外國駐在機構

資料來源：人力運用調查之過錄編碼簿。

附表 10 職業分類與代碼

行業代碼	行業
01	現役軍人
11	民意代表及政府行政主管人員
12	企業負責人及主管人員
13	生產及作業經理人員
19	其他經理人員
21	物理學、數學研究人員及工程科學專業人員
22	生物及醫學專業人員
23	教師
24	會計師及商業專業人員
25	律師及法律專業人員
26	社會科學及有關專業人員
29	其他專業人員
31	物理、工程科學助理專業人員
32	生物科學及醫療助理專業人員
33	教學及有關助理專業人員
34	財務及商業服務助理專業人員
35	政府行政監督及企業業務監督人員
36	行政助理專業人員
37	海關、稅務及有關政府助理專業人員
39	其他助理專業人員
41	辦公室事務人員
42	顧客服務事務人員
51	個人服務工作人員
52	保安服務工作人員
53	模特兒、售貨員及展售說明人員
60	農、林、漁、牧工作人員
71	採礦工及營建工
73	精密儀器、手工藝、印刷及有關工作者
79	其他技術工及有關工作者
72	金屬、機具處理及製造有關工作者
81	固定生產設備操作工
82	機械操作工
83	組裝工
84	駕駛員及移運設備操作工
91	小販及服務工
92	生產體力工
99	其他非技術工及體力工

資料來源：人力運用調查之過錄編碼簿。

參考文獻

- 吳映嫻 Wu, Ying-Hsien (2012),「職業區隔程度對男女薪資差異之影響分析」“The Effect of Occupational Segregation on Male-Female Wage Differentials”, 碩士論文 M.A. Thesis, 國立中央大學經濟學系 Department of Economics, National Central University。(in Chinese with English abstract)
- 吳慧瑛 Wu, Huo-Ying (2003),「二十年來教育發展之經濟評估, 1978-2001」“Returns to Schooling in Taiwan, 1978-2001”, 臺灣經濟預測與政策 *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 33:2, 97-130。(in Chinese with English abstract)
- 林忠正 Lin, Chung-Cheng (1988),「初入勞動市場階段之工資性別差異」“Gender Differences in Wages at the Initial Stage of Entry into the Labor Market”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 16:3, 305-322。(in Chinese with English abstract)
- 徐美、陳明郎、方俊德 Hsu, Mei, Been-Lon Chen, and Jiun-Der Fang (2006),「臺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”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 34:4, 505-539。(in Chinese with English abstract)
- 陳建良 Chen, Chien-Liang (2007),「臺灣公私部門工資差異的擬真分解分量迴歸分析」“Counterfactual Decomposition of Public-Private Sector Wage Differentials in Taiwan: Evidence from Quantile Regression”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 35:4, 473-520。(in Chinese with English abstract)
- 陳建良、管中閔 Chen, Chien-Liang and Chung-Ming Kuan (2006),「臺灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析」“Taiwan’s Wage Equation

and Gender Wage Discrimination: Evidence from Quantile Regression Analysis”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 34:4, 435-468。

(in Chinese with English abstract)

許碧峰 Hsu, Pi-Fem (2004), 「臺灣大專教育溢酬、性別薪資差異與勞動者未觀察到能力報酬之變化」“The Changes in College Premiums, Sex-Related Wage Differentials and the Returns to Unobserved Ability”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 32:2, 267-291。

(in Chinese with English abstract)

黃台心、熊一鳴 Huang, Tai-Hsin and Yi-Ming Shiung (1992), 「臺灣地區男女全職與兼職工作工資差異之研究」“A Study on the Wage Gap between Men and Women in Full-Time and Part-Time Jobs in Taiwan”, 臺灣銀行季刊 *Bank of Taiwan Quarterly*, 43:2, 327-347。

(in Chinese)

劉錦添、劉錦龍 Liu, Jin-Tan and Jin-Long Liu (1987), 「臺灣地區男女工資率的差異」“Differences in Wage Rates between Men and Women in Taiwan”, 中國經濟學會年會論文集 *The Chinese Economic Association Annual Conference Proceedings*, 107-129。(in Chinese)

劉鶯釧 Liu, Ying-Chuan (1989), 「臺灣地區受雇人員工資的性別歧視」“Gender Discrimination in Wages of Employees in Taiwan”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 17:3, 359-388。(in Chinese)

譚令蒂 Tan, Lin-Ti (1998), 「公、私部門工資性別差異－臺灣之實證研究」“Gender Wage Differentials in Private and Public Sector Jobs for Taiwan”, 國家科學委員會研究彙刊:人文及社會科學 *Proceedings of the National Science Council, Part C: Humanities and Social Science*, 8:2, 335-348。(in Chinese with English abstract)

Acemoglu, D. and J. D. Angrist (2001), “Consequences of Employment Protection? The Case of the Americans with Disabilities Act,” *Journal of Political Economy*, 109:5, 915-957.

Altonji, J. G. and R. M. Blank (1999), “Race and Gender in the Labor

- Market,” in *Handbook of Labor Economics*, ed., O. Ashenfelter and D. Card, 3143-3259, Amsterdam: North-Holland.
- Beaudry, P. and E. Lewis (2014), “Do Male-Female Wage Differentials Reflect Differences in the Return to Skill? Cross-City Evidence from 1980-2000,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 6:2, 178-194.
- Blinder, A. S. (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,” *The Journal of Human Resources*, 8:4, 436-455.
- Blundell, R. and M. C. Dias (2009), “Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics,” *The Journal of Human Resources*, 44:3, 565-640.
- Bonacini, L., G. Gallo, and S. Scicchitano (2021), “Will It Be a Shecession? The Unintended Influence of Working from Home on the Gender Wage Gap Related to the COVID-19 Pandemic,” Global Labor Organization Discussion Paper No. 771.
- Cain, G. G. (1986), “The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey,” in *Handbook of Labor Economics*, ed., O. Ashenfelter and D. Card, 693-785, Amsterdam: North-Holland.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.
- Card, D., A. R. Cardoso, and P. Kline (2016), “Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women,” *The Quarterly Journal of Economics*, 131:2, 633-686.
- Chuang, H. L., E. S. Lin, and S. Y. Chiu (2018), “The Gender Wage Gap in the Financial Industry: Evidence from the Interindustry Ranking,” *International Review of Economics & Finance*, 55, 246-258.
- Dolton, P. J. and G. H. Makepeace (1986), “Sample Selection and Male-Female Earnings Differentials in the Graduate Labour Market,” *Oxford Economic Papers*, 38:2, 317-341.

- Duflo, E. (2001), "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from Unusual Policy Experiment," *American Economic Review*, 91:4, 795-813.
- Emiliani, L. C. and J. D. Barón (2012), "Educational Segregation and the Gender Wage Gap for Recent College Graduates in Colombia," IZA Discussion Paper No. 6361.
- Fields, J. and E. N. Wolff (1995), "Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review*, 49:1, 105-120.
- Gannicott, K. (1986), "Women, Wages, and Discrimination: Some Evidence from Taiwan," *Economic Development and Cultural Change*, 34:4, 721-730.
- Girma, S. and H. Görg (2007), "Evaluating the Foreign Ownership Wage Premium Using a Difference-in-differences Matching Approach," *Journal of International Economics*, 72:1, 97-112.
- Gruber, J. (1994), "The Incidence of Mandated Maternity Benefits," *The American Economic Review*, 84:3, 622-641.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47:1, 153-161.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd (1997), "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *The Review of Economic Studies*, 64:4, 605-654.
- Heinze A. and E. Wolf (2010), "The Intra-Firm Gender Wage Gap: A New View on Wage Differentials Based on Linked Employer-Employee Data," *Journal of Population Economics*, 23, 851-879.
- Kan, K. and Y. L. Lin (2011), "The Effects of Employment Protection on Labor Turnover: Empirical Evidence from Taiwan," *Economic Inquiry*, 49:2, 398-433.
- Lin, E. S. (2008), "On the Identification Problems of the Gender Wage Gap

- by Industry: A Normalized Equation Approach,” Mimeograph, Department of Economics, National Tsing Hua University.
- Lin, E. S. (2010), “Gender Wage Gaps by College Major in Taiwan: Empirical Evidence from the 1997-2003 Manpower Utilization Survey,” *Economics of Education Review*, 29, 156-164.
- Lin, Y. L. (2013), “Wage Effects of Employment Protection Legislation in Taiwan,” *Asian Economic Journal*, 27:2, 145-161.
- Masso, J., J. Meriküll, and P. Vahter (2022), “The Role of Firms in the Gender Wage Gap,” *Journal of Comparative Economics*, 50:2, 454-473.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14:3, 693-709.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1983), “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70:1, 41-55.
- Smith, J. A. and P. E. Todd (2005), “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?” *Journal of Econometrics*, 125, 305-353.
- Stanley, T. D. and S. B. Jarrell (1998), “Gender Wage Discrimination Bias? A Meta-Regression Analysis,” *The Journal of Human Resources*, 33:4, 947-973.
- Weichselbaumer, D. and R. Winter-Ebmer (2005), “A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap,” *Journal of economic Survey*, 19:3, 479-511.

The Effects of Gender Equality Law on Gender Wage Differentials: Evidence from Taiwan

Ching-Fu Chang^{*}

Abstract

Despite a growing strand of literature investigating the determinants of gender wage differentials, there is still little evidence on the relationship between gender equality law and gender wage differentials. Therefore, this research investigates the impacts of gender equality law on gender wage differentials in Taiwan. We utilize the 1999-2005 Manpower Utilization Survey as the empirical foundation and employ difference-in-differences with propensity score matching and the difference-in-differences-in-differences method for our examination of the policy effects. By setting different treatment and control groups, our results show that the wage of female workers has increased while the wage of male workers has not changed significantly after implementation of the gender equality law. Therefore, implementation of this law helped contribute to reducing gender wage differentials in Taiwan.

Keywords: Gender Wage Differentials, Gender Equality Law, Policy Effects
JEL Classification: J16, J71, K31

* Corresponding author: Ching-Fu Chang, Associate Professor in the Institute of Applied Economics, National Taiwan Ocean University, No. 2, Beining Rd., Zhongzheng Dist., Keelung City 202301, Taiwan, R.O.C., Tel.: 86-2-24622192 ext. 5405, E-mail: cfchang@ntou.edu.tw.

Received November 17, 2021; revised January 11, 2022; accepted May 13, 2022.