

國立政治大學社會科學學院經濟學系

碩士學位論文

婚姻對勞動市場表現的影響

The Effects of Marriage on Labor Market Outcomes

指導教授：黃柏鈞 博士

研究生：黃新亞

中華民國一一〇年六月

謝辭

時光飛逝，在政大兩年的學習生涯匆匆而過，這過程中雖然是辛苦的，但卻是很充實且難忘的回憶。此篇論文能夠順利地完成，首先我要感謝我的指導教授黃柏鈞老師。從一開始摸索論文題目的討論，老師總是很有耐心地回答我各種問題，使我著手論文比較不會感到陌生與惶恐。而當我面臨一些疑問與複雜的觀念時，老師總會幫助我釐清觀念，同時也給我相關指引的方向。更謝謝老師在指導我寫論文過程中，給予我許多寶貴的意見，使我在書寫的過程能夠不斷地梳理自己的觀念，從中知道自己的不足，謝謝老師細心的指導及對我一切的包容。

其次我要感謝的是兩位論文口試委員—吳文傑老師及楊子霆老師，非常謝謝老師們能於百忙之中撥冗審閱論文及參加我的學位考試，在口試時提供寶貴的意見以及給予論文修改的建議，使我的論文更臻完美，在此致以最真摯的謝意。

此外，我還要特別感謝我的家人們，謝謝父母全力支持我的碩班生涯，使我無後顧之憂的情況下完成學業，也謝謝您們總是給我永無止盡的鼓勵與關心，讓我在撰寫論文遇到低潮的時候，又有動力繼續努力下去，您們在背後默默的支持是我堅持下去最大的原動力。最後，我要謝謝在忙於論文這段期間曾經幫助過我的所有老師、家人及朋友們，謝謝你們的陪伴，有你們真好！

黃新亞 謹致

摘要

本研究主要探討婚姻狀態改變對臺灣男性與女性勞動市場表現的影響，本文採用 2005 年至 2016 年間的「華人家庭動態資料庫」的樣本資料，運用固定效果模型，藉此控制住男性與女性個體無法觀察到且不隨時間改變的特性，並考量相關影響的變數後，重新檢驗婚姻與勞動表現的關係。實證結果顯示，在固定效果模型下，臺灣的男性與女性兩者皆不存在顯著的婚姻溢酬。然而，結婚的確會對女性平均週工時與工作機率造成負面的影響，其效果是立即且持續的，但對男性則無影響。此外，婚姻對女性勞動參與的負面衝擊很大一部分是因為婚姻伴隨了小孩的出現—是否有小孩解釋了約 80% 的此負面影響。

關鍵詞：婚姻溢酬、未觀察到個人異質性、固定效果模型

Abstract

This thesis estimates the impact of changes in marital status on Taiwanese male and female labor market outcomes. To control unobserved heterogeneity and do not change over time and analyze the relationship between marriage and labor market outcomes, data from the 2005-2016 Panel Study of Family Dynamics (PSFD) are investigated using fixed effect model. The empirical results show that there is no significant marriage premium between married men and married women in Taiwan under fixed effect model. Getting married has a negative impact on the average weekly working hours and working probability for female in the year of being married and the effect is immediate and persistent, while male are not affected. Further, I find that the negative impacts on female working probability and hours are largely (but not fully) driven by the presence of children—having children or not explains about 80% of this negative impact.

Keywords : marriage premium 、 unobserved heterogeneity 、 fixed effect model

目次

謝辭.....	I
摘要.....	II
Abstract.....	III
圖次.....	VI
表次.....	VII
第一章 緒論.....	1
第二章 文獻回顧.....	4
第一節 生產力假說.....	4
第二節 選擇性假說.....	5
第三節 雇主歧視假說.....	7
第四節 小結.....	8
第三章 資料來源與樣本.....	9
第一節 資料來源.....	9
第二節 資料處理.....	10
第三節 變數選擇與敘述統計.....	11
第四章 實證模型.....	14
第五章 估計結果.....	18
第一節 OLS 與固定效果模型之分析.....	18
第二節 小孩與婚姻效果.....	22
第三節 婚姻對家務時間之效果分析.....	24
第四節 婚姻的動態效果.....	25
第五節 穩健性檢測分析.....	27
第六章 結論.....	31
第一節 研究結果.....	31

第二節 研究限制.....	32
參考文獻.....	34
主要圖表.....	37
附錄圖表.....	48



圖次

圖 1 性別的勞動參與率差異—1978 年至 2020 年	47
圖 2 男性平均時薪之結婚年數動態效果分析	56
圖 3 女性平均時薪之結婚年數動態效果分析	56
圖 4 男性平均週工時之結婚年數動態效果分析	57
圖 5 女性平均週工時之結婚年數動態效果分析	57
圖 6 男性工作機率之結婚年數動態效果分析	58
圖 7 女性工作機率之結婚年數動態效果分析	58



表次

表 1 變數的定義	37
表 2 全體樣本之基本統計量—依婚姻類型分類	39
表 3 工作樣本之基本統計量—依婚姻類型分類	40
表 4 男性全體樣本婚姻效果之估計結果	41
表 5 女性全體樣本婚姻效果之估計結果	42
表 6 全體樣本有無小孩之效果分析	43
表 7 平均週工時與平均每週家務時間對男性全體樣本之估計結果	44
表 8 平均週工時與平均每週家務時間對女性全體樣本之估計結果	45
表 9 結婚年數之效果分析	46
表 10 男性工作樣本婚姻效果之估計結果	48
表 11 女性工作樣本婚姻效果之估計結果	49
表 12 工作樣本有無小孩之效果分析	50
表 13 工作樣本結婚年數之效果分析	51
表 14 不含離婚、喪偶男性樣本婚姻效果之估計結果	52
表 15 不含離婚、喪偶女性樣本婚姻效果之估計結果	53
表 16 不含離婚、喪偶樣本有無小孩之效果分析	54
表 17 不含離婚、喪偶樣本結婚年數之效果分析	55

第一章 緒論

差異性薪資報酬一直都是勞動經濟學家與社會學家所關注的議題，而影響薪資報酬差異的因素非常的多，包括了性別差異、種族歧視、婚姻關係及教育水準等不同面向，導致男女性在職場上的薪資報酬有所不同，其中婚姻關係為大多數人們在人生中都可能會面臨到的一個重要階段。一般在文獻上將薪資報酬因婚姻狀態改變而增加的部分稱為「婚姻溢酬」(Marriage Premium)，反之若減少的部分則稱為「婚姻懲罰」(Marriage Penalty)。

根據過去的實證研究顯示，已婚男性的薪資報酬普遍高於未婚男性，認為已婚男性會擁有婚姻溢酬，而大部份的人可能會認為是因為已婚男性擁有較長的工作經驗或較高的教育水準等因素，使得已婚與未婚男性薪資報酬產生差異，但事實上諸多實證研究顯示，在控制了上述相關的人力資本變數後，發現已婚男性婚姻溢酬仍然存在，且大概介於10~30個百分點之間(Korenman and Neumark,1991; Hill,1979; 謝慧美, 2006; 陳建良、陳昱彰, 2010)，故早期大部分的文獻皆支持已婚男性存在婚姻溢酬的結論。

反觀探討女性婚姻溢酬的文獻不僅較少，且對於其存在與否，發現在不同的國家或地區之研究結果也不盡相同。有些實證研究如 Greenhalgh(1980)不支持女性存在婚姻溢酬，結婚反而存在婚姻懲罰，但也有些研究如 Korenman and Neumark(1992)認為女性會因為婚姻產生婚姻溢酬，但效果並不大，因此女性是否會因為婚姻狀態的改變而使得薪資報酬有所影響，值得我們更進一步去深究。

傳統文獻上大部分皆是討論婚姻如何影響婚姻溢酬，但本研究認為婚姻並非單獨影響婚姻溢酬，婚姻是否會影響其他勞動市場的表現，值得我們去探討。換言之，本研究除了探討傳統理論的婚姻溢酬外，也著重探討其他的勞動參與的表現，如勞動時數、工作機率等，是否會因為婚姻的改變而產生不一樣的影響，皆是本文欲深究的部分。因此，本研究藉整理行政院主計處的統計資料，將近四十三年(1978年至2020年)臺灣兩性的勞動參與率趨勢繪製於圖1。由圖中可看出

臺灣男性勞動參與率整體呈現逐年下降的趨勢；而臺灣女性勞動參與率則有逐年上升的趨勢。由於臺灣早期極重視「男主外，女主內」的觀念，故早期時男性的勞動參與率是相當的高，隨著近年經濟蓬勃發展、產業轉型，更重要的是教育程度普及化。女性教育水準開始被廣為重視後，進而投入勞動市場，降低非勞動力人口，導致女性勞動參與率增加。隨著女性投入勞動市場比例越高，會使得在有些工作項目上雇主對兩性的工作需求是相同的，而具有可替代性，使男性的非勞動力人口不斷增加，勞動參與率因此逐年下降。整體來看，近四十年來的臺灣兩性勞動參與率的差距有逐漸縮小的趨勢。

除了上述可能影響勞動參與的原因外，本文主要欲探討婚姻對於兩性在勞動參與表現上，究竟扮演何種角色且有何影響。故本研究採用 2005 年到 2016 年共 10 次華人家庭動態資料庫男性與女性的樣本資料，試圖針對同一個體進行長期追蹤調查，並利用固定效果模型(Fixed effect model)分析婚姻狀態的改變是否會對臺灣男性與女性在勞動市場表現造成影響。而在主模型後也針對小孩、家務時間及結婚年數等相關變數更進一步的探討，最後使用相關的穩健性分析驗證估計結果的穩定度。

本文實證結果顯示，在固定效果模型下臺灣男性與女性皆不存在顯著的婚姻溢酬，但結婚的確會對女性的勞動參與造成負面的衝擊，對男性則無影響。平均而言女性平均週工時會減少 4.291 小時，而工作機率會減少 7 個百分點。若以有無小孩去解釋一部份的婚姻效果，已婚男性會因為擁有小孩對於其薪資報酬有正向的效果，而女性則有負向的效果。另外結婚年數對於男性與女性也是對於勞動參與有負向效果，其中對於女性的衝擊是比較強烈的且立即性的，平均而言女性在結婚當下平均週工時會減少 4.39 小時，而工作機率會減少 7 個百分點；男性則是會隨著結婚年數越長而逐漸調整其勞動參與，平均而言男性在結婚當下平均週工時會減少 0.295 小時，而工作機率會減少 0.7 個百分點，效果都不如女性大。

過去的實證研究大多都在探討有關婚姻如何影響薪資，無論是國外或者國內的文獻中，大多也都只單獨討論一種性別而已，而其中又以男性的研究較多。但

事實上我們知道不論是男性或女性，經過婚姻狀態改變後對於個人的勞動決策一定多少都會受到影響。故本研究除了使用兩性的資料同時分析外，也使用另外兩個勞動表現的指標一起納入探討，並非單純只討論婚姻溢酬。臺灣相關的實證研究較少有文獻提及到純粹婚姻效果對於女性的影響，本文的實證結果也顯示了結婚對於女性在勞動參與上的確產生較大的負面影響。另外，有別於過去文獻的發現，本研究對於婚姻溢酬的結果也有所不同，現有文獻普遍皆認為臺灣已婚男性具有顯著的婚姻溢酬，而本研究在控制年齡固定效果後，發現臺灣已婚男性並不存在顯著的婚姻溢酬。因此本研究發現婚姻狀態的改變並非直接對於平均時薪造成顯著的影響，但對於已婚女性的勞動參與程度卻會受到很大的衝擊。

下一章彙整了國內外與男性、女性婚姻溢酬相關的文獻；第三章為資料來源與樣本，包括說明資料庫的特性、資料處理過程、研究變數定義與基本統計量之分析；第四章為實證模型，詳列了估計模型並以普通最小平方法(ordinary least squares；簡稱 OLS)與固定效果模型進行分析；第五章為估計結果，先對主要實證模型的估計結果做詳述與比較，接著再解釋其他相關模型的結果；第六章則為結論，對本文的研究發現作一總結，並說明本文研究之不足與限制，以及未來可延伸的研究方向。

第二章 文獻回顧

勞動的表現與薪資之間的關係一直都是經濟學家與社會學家很關注的議題，而在勞動市場的投入上，婚姻扮演了人生中一個非常重要的歷程。而婚姻溢酬即為已婚者比未婚者薪資報酬增加的部分，在文獻上主要有三大假說去闡述婚姻溢酬的發生：(1)生產力假說(Productivity Hypothesis)；(2)選擇性假說(Selection Hypothesis)；(3)雇主歧視假說(Employer Discrimination Hypothesis)，故本章將分成三小節，依序回顧婚姻溢酬三大假說的論點及國內外相關實證研究的發現。

第一節 生產力假說

生產力假說最早是由 Becker(1973)的「家庭分工理論」中所提出。他認為夫妻間彼此會根據比較利益原則，來進行家庭專業分工活動，只要婚姻之下雙方所得到的總利得大於雙方單身個別的利得總和，即應採家庭專業分工，而已婚男性通常持續待在勞動市場進行勞務生產，妻子則為從事家務生產。因此大部分的理論模型都主張，婚姻有助於男性生產力提升的說法，使得已婚男性生產力比未婚男性還高的現象產生，也造就已婚男性薪資較未婚男性來的高。

Hill(1979)使用美國所得動態追蹤調查(Panel Study of Income Dynamics；簡稱PSID)資料，探討婚姻狀態改變對於男性的勞動市場表現(含在職訓練、勞動參與率等)的影響。研究結果發現，平均而言，已婚男性比未婚男性更願意投入時間進行在職訓練，故已婚男性可以透過在職訓練累積相關人力資本，而進一步提高生產力。Daniel(1995)和 Gray(1997)發現妻子的勞動時數與丈夫的薪資呈現負相關，意即當妻子的工作時數增加，使丈夫人力資本累積的機會成本相對上升，導致家庭專業分工程度下降，進一步導致丈夫的薪資逐漸減少。

大部分的實證研究都支持男性婚後生產力提升的說法，但仍有少部分的學者提出不一樣的看法，認為家庭專業化分工並不能用來解釋婚姻可以帶來更高的婚姻溢酬，Hersch and Stratton(2000)使用美國家戶調查(National Survey of Families

and Households；簡稱 NSFH)，發現婚姻的確可以使男性更具生產力，但是已婚與未婚男性所花費在家務上的時間並不會因為婚姻而有所改變，故家庭分工論也傾向受到質疑。Korenman and Neumark(1991)則利用美國追蹤調查(National Longitudinal Survey；簡稱 NLS)，研究顯示已婚男性的工資率高於未婚男性，且隨著結婚年數增加而增加，但增加的速度趨於遞減，此結論也與生產力假說的論點一致。陳昱彰(2002)使用華人家庭動態資料庫(PSFD)試著解釋男性婚姻溢酬，結果發現女性的勞動投入和丈夫的薪資報酬呈現負向顯著關係，與家庭分工的結論相同，強調男性婚姻溢酬的存在。

根據家庭分工理論，一般而言已婚男性通常會持續待在勞動市場進行勞務生產，妻子則在家庭從事家務生產，所以當妻子經濟能力上升，其退出勞動市場的成本亦會增加，除了工作之外還必須兼顧家務勞動，無法全心投入勞動市場，降低其生產力，出現了婚姻懲罰之現象。

Greenhalgh(1980)使用英國住戶綜合統計調查(General Household Survey)資料，研究 1971 年到 1975 年間男女婚姻與薪資之關係，結果發現未婚女性比已婚女性薪資多 12%，並將此婚姻懲罰以生產力假說來解釋之。Hersch and Stratton(1997)研究顯示女性薪資與家務時間之間存在負向關係，且受家務時間之影響。後來更進一步發現，Hersch and Stratton(2002)使用美國全國家庭住戶調查(NSFH)，同時研究男女性差異、薪資及勞務時間之關係，也加入了未婚樣本進行探討。研究結果發現上述負向關係不僅存在已婚女性中，對於未婚男女影響的負面程度相當，但已婚女性的負向影響程度大於已婚男性，也表示已婚女性比男性花較多的時間在家庭事務上，此一論點也與生產力假說吻合。

第二節 選擇性假說

選擇性假說認為擁有一些較佳個人潛在特質(如：上進心、勤奮、責任感等)的男性，而此種特質是無法被觀察衡量的，這類的男性相對於其他男性更具競爭

力，在婚姻市場也比較容易受到女性青睞，使其結婚機率提高，進而影響其薪資水準。選擇性假說與生產力假說最大的差異在於，生產力假說強調家庭分工導致婚姻溢酬的產生；而選擇性假說會投入婚姻市場的男性生產力本身就較高，也有較高的機率結婚，進一步造成婚姻溢酬。

探討選擇性假說大多的實證研究都會採用跨時性追蹤型資料(panel data)，因為上述所談的個人潛在特質在一般的橫斷面資料是無法被檢測的，故一般我們都會使用固定效果模型去排除這些不隨著時間變動的個人潛在特質效果，才可以修正薪資估計偏誤的問題。

Nakosteen and Zimmer(1997)利用美國所得動態追蹤調查資料(Panel Study of Income Dynamics；簡稱 PSID)，研究顯示，具有較高生產力的未婚男性更容易選擇結婚，故結果支持選擇性假說的婚姻溢酬觀點。後續也有相關學者進行選擇性假說論點的研究，Breusch and Gray(2004)以澳洲的資料，而 Barg and Beblo(2007)以德國的資料，結果都發現已婚男性本身就具有較高生產報酬力與個人無法被觀察的特質而獲得較高的薪資，因此他們也比起單身男性更容易選擇結婚。

前述我們提到若未婚男性本身具有某種較佳的個人潛在特質，在婚姻市場容易受到女性青睞，而結婚機率也相較其他人高，此一論點也可以適用於女性身上。若未婚女性在婚姻市場本身具有某些較佳的個人潛在特質(如：賢慧等)，選擇結婚的機率也會提高，但在勞動參與上不願意投入過多的心力，導致無意於工作，進而影響薪資水平，其薪資報酬也會相對較低(Grossbard-Shechtman and Neuman 1988)。Killewald and Gough(2010)使用美國 1979 年青少年追蹤資料調查(National Longitudinal Survey of Youth，簡稱 NLSY79)，試著了解已婚女性對於其配偶之社會資本在勞動市場參與的狀況，會因為丈夫人脈廣，提高自身工作動機以增加薪資又或者花更多時間於家務事項上而減少薪資，經固定效果模型分析後，研究發現婚姻對於女性存在薪資懲罰(Wage Penalty)效果，且會隨著時間而有不同¹。

¹ National Longitudinal Survey of Youth，簡稱 NLSY79。調查始於 1979 年，分別針對男性與女性由 14-22 歲起開始追蹤調查。

第三節 雇主歧視假說

雇主歧視假說又稱為雇主偏好假說，其主要論點為已婚男性的婚姻溢酬會受到雇主個人主觀偏好之影響。一般文獻上大多認為雇主較偏好雇用已婚男性，原因可能來自於雇主可能會對於已婚男性會比未婚男性更成熟穩健、更有責任感，而偏好雇用這類的男性，並給予較高的薪酬或者職位等；相對地，雇主也會因為個人的主觀偏好或者價值觀而雇用不同婚姻狀態的女性員工。男性與女性最大的差異在於，女性在生命歷程中，可能會因為婚育的生產行為而導致時常請假等，因此已婚女性是否擁有小孩變成一個非常重要的議題。

許多雇主對於母職者可能存在歧視差異，也認為母職者得平均生產力也較非母職者來的低，故較喜好雇用非母職者，而給予母職者較低的薪資報酬或較低的職位，所形成社會學上常提到的「母職懲罰」議題。在臺灣研究已婚女性婚姻與生育狀態的文獻並不多，莊慧玲與林世昌(2006)以「人力資源運用調查」與「婦女婚育與就業調查」來檢驗婦女勞動參與的關係，研究顯示幼年子女的存在顯著地影響婦女的勞動參與行為，且婦女的工資的勞動供給彈性趨近於缺乏彈性。

Korenman and Neumark(1991)利用美國 1976 年某製造商的員工資料，控制了相似職業與工作環境等其他因素後，發現已婚男性比未婚男性更受管理者重用，有更多的機會可以升遷，進而影響兩者的薪資差距，而產生婚姻溢酬，此研究結果也與雇主歧視假說的論點相互吻合。Buding and England(2001)採用 1982-1993 年間美國青年縱向調查數據(NLSY79)，共 12 波資料。同樣使用固定效果模型，控制了生產力因素(如勞動經驗)及個人潛在特質後，發現每名子女仍帶給母親約 5-7%的薪資懲罰，且已婚女性的母親懲罰有高於未婚生子的傾向。

雇主歧視假說強調雇主主觀偏好導致婚姻溢酬的產生，此種主觀偏好也可能會隨著社會觀念的開放、時間的演進而逐漸地削弱。另外，若要進行雇主歧視假說的檢定，首先必須先取得個別廠商的人事資料，但在資料蒐集上不易取得，本

身具有研究上的限制，因此在文獻上的數量也相對於前兩者少了很多。

第四節 小結

綜觀國外婚姻影響薪資的相關研究，以探討男性的婚姻溢酬居多，普遍皆認為男性婚姻溢酬是存在的，但對於女性的婚姻溢酬是否顯著存在則無一明確的定論。文獻且多數皆認為男性的婚姻關係對於工資的影響程度大，而婚姻對於女性工資的影響程度極小或者幾乎沒有(Korenman and Neumark,1992)，因此若婚姻狀態的改變對於女性薪資報酬沒有顯著的影響，那對於其他勞動市場表現的影響為何，此一問題正是本研究有興趣去探討的內容。

目前國內探討婚姻對於薪資報酬影響的文獻並沒有很多，探討婚姻對於女性薪資報酬的研究更少。蔡雅琪(2011)分使用 1980 至 2010 年間的「人力資源運用調查」與 1999 至 2007 年的華人家庭動態調查資料庫(PSFD)探討女性薪資報酬是否會受到婚姻狀態不同而有所影響，結果顯示在固定效果模型下並不顯著，於後加入幼年子女數的變數，發現幼年子女數的多寡並影響女性薪資水準。而本研究即是採用國內的資料進行實證研究，我們可以根據婚姻溢酬的假說，來預期是否會對於女性造成薪資懲罰，又或者存在女性的婚姻溢酬，都是值得我們去深究的。故本研究旨在針對婚姻狀態的改變，探討婚姻對於臺灣男性與女性勞動市場的表現之影響，期許本研究能夠釐清之間的關係，進一步對於婚育之間的關係更加明白。

第三章 資料來源與樣本

本研究所採用的資料為中央研究院所建立的「華人家庭動態資料庫」(Panel Study of Family Dynamics；簡稱 PSFD)，本章先介紹華人家庭動態資料庫的一些特色，接著針對資料處理的篩選過程進行詳述，最後再對於本研究中的相關變數予以定義及說明。

第一節 資料來源

華人家庭動態資料庫的資料型態是以華人家庭成年樣本為固定的調查追蹤對象，即對於每一個個體於某一時點上進行多樣特性的調查，且對於受訪個體有興趣的這些的特性進行每年持續的追蹤調查。此一類型針對某類個體長時間進行追蹤訪問的資料型態，我們一般稱為縱橫資料(longitudinal data)或追蹤資料(panel data)。調查所涵蓋的年齡層自青年至老年皆有，此資料庫調查於 1999 年開始訪問。除此之外，該資料庫也根據主要樣本所延伸出來的子女等親屬，再進行追蹤訪問。

相較於追蹤資料，橫斷面資料(cross-sectional data)是於某個時點下針對研究個體進行多項特性調查的資料型態，通常是採用問卷實際收集到的資訊，例如：年齡、所得、教育程度、婚姻狀態等個體特性。但一般而言進行個體長期追蹤之效果分析，一般會使用追蹤資料，因為追蹤資料除了可以估計個體(包括個人、企業、地區或國家等)之間的差異，還可以控制個體未觀察到的差異，像是我們於前一章所述選擇性假說中個人的潛在特質，即屬於個體未觀察到的差異。以本研究為例，未婚與已婚兩種類型的人本身就有不同的個體行為，而這些個體行為有一些是屬於可觀察到的，有一些個體無法觀察的行為更是具有差異，若僅使用橫斷面資料進行估計，則不能有效地估計出單獨為個體未觀察到的差異所影響的效果大小為何。因此通常在估計個體未觀察到的差異時，都會採用追蹤資料進行估計，除了可以提供較精準且有效率的估計值外，也可藉此觀察個體在長期下的行為變

化。

綜合前述所談，為了控制個體無法觀察的特質差異進行估計，我們選擇使用追蹤型態的資料，而 PSFD 即是屬於此一類型的標準資料庫。國內 PSFD 至今追蹤長達二十年左右的調查時間，再加上該資料庫擁有婚姻相關的資訊，因此對於本研究而言，使用 PSFD 進行實證研究是相當合適且容易取得的資料庫。

第二節 資料處理

華人家庭動態資料庫於 1999 年開始進行調查，最早是使用三個於不同時間調查的主樣本組成，第一組於 1999 年建立，為 1953-1964 年出生主樣本群(35-46 歲)；第二組於 2000 年建立，為 1935-1954 年出生主樣本群(46-65 歲)；第三組則是 2003 年加入，為 1964-1976 年出生的主樣本群(27-39 歲)。PSFD 資料庫隨後幾年考量到主樣本群內的年紀會逐漸偏高、因病故傷亡或拒絕訪談等因素，導致樣本流失性增加，後續也新增了一些樣本，將主樣本群家中年滿 25 歲以上的成年子女樣本也納入追蹤調查中，使調查的樣本數不至於過少。

國內文獻探討婚姻與薪資的相關研究皆採用較早期的資料，且多側重於男性，因此本研究欲使用近年的資料庫進行實證研究，探討是否會隨著時間的改變，而有不一樣的結果。鑒於 PSFD 資料庫於 1999 年至 2012 年都是每年進行訪查，但 2012 年後因成本等因素考量，將訪查的時間改為兩年一次。因此本研究運用華人家庭動態資料庫自 2005 年至 2016 年長達 12 年共 10 波的追蹤調查資料，經實際資料整合後，成功受訪的樣本數共有 40,497 筆人年資料，考慮到為保留有效的研究樣本，在刪除 65 歲以上的樣本及各重要變數缺失值後，最終本研究所使用的樣本數為 28,225 筆資料²。

由於 PSFD 問卷所設計詢問的變數種類非常多，因此依照本研究所需採用的變數進行整理，主要可以將變數區分為三大類：第一種類型的變數為個人資訊，

² 此處重要變數缺失值包括無法辨識性別之樣本、無婚姻狀態者、無所得者等。

如性別、年齡、教育程度及婚姻狀態；第二種類型的變數為個人勞動資訊，如就業狀態、每月平均工資、每週總工時、工作年資及工作地點；最後一類的變數為家庭資訊，則包含自身每週平均家務時間、是否擁有小孩。

PSFD 每年的問卷題目都會與前一年相似，差別可能在於問法的不同，或者選項進行些微的調整，導致受訪者在進行回答時產生不一致的現象。為使資料具有一致性，除非受訪者的所受訪的年度皆沒有填答過此問題，否則本研究皆以回顧式的方法進行資料填補，將缺漏及回答不一致的資料進行修正，以增加資料的一致性與可信度。

第三節 變數選擇與敘述統計

透過於前章所述之相關實證文獻顯示，無論是討論男性或女性的婚姻溢酬，可能影響的共同因素不外乎有年齡、婚姻狀態、教育程度、小孩數、工作經驗、工作年資等重要變數。而本文將主軸聚焦於探討男性與女性因為婚姻狀態改變而對於勞動市場表現有何差異，並另外分析其他變數如何影響婚姻溢酬或勞動表現。我們於表 1 根據本研究中所使用的變數進行詳細的定義。

表 1 為本研究中所使用的變數的定義，被解釋變數主要為衡量經濟個體在勞動市場表現的結果，除了平均薪資(工資率)外，亦包括了平均週工時及有無工作，雖然說平均薪資在實證研究中為經常被做為重要的被解釋變數，但我們欲試著以不同勞動表現的面向去闡述婚姻狀態的改變對於個體勞動市場的行為表現影響為何。

在影響薪資報酬的相關因素中，許多實證研究中都會提及一些基本變數的影響，像是年齡、教育年數、工作年資等變數，且這些變數的影響關係都相對較固定且可信。舉例而言，正常情況下我們通常會預期工作年資越高，代表個人投入於工作已經一段時間，在職場上的表現會比其他人來得熟練及更有經驗，因此獲得的報酬也應該相對較高。隨著年齡越高，工作者在工作崗位上的資歷通常也會

越資深，獲得的報酬通常也會越高。另外，教育年數越高，理應在勞動市場越受歡迎，其獲得的報酬也會越高。

不過本研究主要為衡量勞動市場表現的結果，除了欲觀察薪資報酬外，亦包括了平均每週勞動時數及工作機率。雖然薪資報酬於實證研究中是經常會被做為探討的重要被解釋變數，但本文試著以不同的面向去觀察影響為何，接下來說明婚姻狀態的解釋變數預期對於這些勞動表現的影響。

在婚姻狀態方面，我們將其區分為未婚、已婚及離婚與喪偶三種類型的婚姻狀態。其中已婚包含同居者；離婚與喪偶則包含分居者，並以未婚做為對照組。隨著婚姻關係的成立後，通常就伴隨著照顧一個家庭的責任產生，不過至今現代社會家庭的經濟支柱仍許多以男性為主。因此對於女性而言，應該有更高的機率容易面臨到不利的勞動條件，可能導致女性的勞動時數減少，或退出勞動市場而專職於家庭，使得家庭專業化分工得以更有效率，卻不利於女性從事生產力的提升，故我們婚姻狀態的改變應會對女性勞動市場的表現產生不利的條件。

表 2 呈現全體男性與女性樣本分別在三種婚姻狀態下各類變數的敘述統計值，由表中可以看出一些有趣的比較，像是未婚男性的平均時薪為 208.45 元，而已婚男性的平均時薪為 295.62 元，可以明顯地發現已婚男性在職場上能夠獲得較高的報酬；反觀未婚女性的平均時薪 209.71 元，而已婚女性的平均時薪為 193.59 元。結婚這一行為似乎對於女性在工作上會產生不利的影響，且以數字而言，我們可以發現在未婚之前男性與女性的平均時薪兩者其實是差不多的。

在平均週工時的部分，未婚男性為 49.33 小時，已婚男性為 49.71 小時，未婚女性為 45.74 小時，已婚女性則為 44.21 小時，數字顯示無論男性或女性，婚姻狀態似乎不影響工作時數的長短。而在工作年資的部分，結婚可以使兩性在工作上更穩定，傾向不隨意更動現有工作，因此已婚男性與已婚女性的平均工作年資分別為 11.50 年與 9.21 年，皆比未婚的平均值來得高。在工作比例方面，未婚男性擁有工作者占 86 個百分點，已婚男性擁有工作者占 88 個百分點，顯示男性的工作比例不受婚姻而影響；未婚女性擁有工作者占 87 個百分點，而已婚女性

擁有工作者占 64 個百分點，卻顯示女性的工作比例在已婚後大幅降低，原因可能是來自於婚後有家庭照顧、打理等需求，進而影響勞動參與的意願。

我們進一步檢視其他變數的差異，在教育年數的部分，未婚男性為 14.47 年，已婚男婚為 12.72 年，未婚女性為 15.22 年，已婚女性為 11.58 年，顯然未婚的教育年數皆高於已婚的教育年數。可能是因為現代的年輕人大多都傾向晚婚，再加上大部分的年輕人相較於本身父母的年代，現今也追求更高的學歷，導致很多踏入職場的年輕人都具備高中職以上的文憑，因此非常符合直覺。也可以與前述的工作年資結合，未婚者的教育年數較高，也會反應在其工作年資較少，因為教育水準越高，即是相對較晚踏入勞動市場。另外，在自身家務時間的部分，未婚女性平均每週為 4.89 小時，已婚女性則為 19.13 小時，明顯地比未婚女性高出許多。可能是因為結婚導致女性擁有自己的家庭需要付出更多時間，而無法像未婚時家務事可能還有父母親可幫忙進行分擔，我們可以推測結婚的確對於女性在資源配置(如時間、勞動意願等)上有較大的改變，一個理性的經濟個體應會做出最有效率地分配及運用。

不過上述分析僅是由表 2 敘述統計量的數值進行初步推論，而這些勞動市場表現反映了個人特性上的差異，其中個人特性的差異包含了可觀察及不可觀察個人特性，因此我們於下一章透過實證模型來檢驗婚姻狀態的改變是否對個人勞動市場的表現產生影響。

第四章 實證模型

本章將說明實證模型的設定，由於本文欲探討之被解釋變數共分成三種，因此根據所使用的相關解釋變數將本研究之實證模型設定如下：

$$Y_{it} = x_{it}\beta + \delta_M MARRIED_{it} + \delta_D DIVORCED_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \\ t = 1, 2, \dots, T \quad (4-1)$$

其中(4-1)式中*i*表示第*i*位之調查個體， Y_{it} 為欲探討的被解釋變數，一共分成三類，皆為勞動市場表現的指標，包括了平均時薪($WAGE_{it}$)、平均週工時($WORKHOUR_{it}$)及是否有工作(JOB_{it})三項， x_{it} 為可觀察到的相關人力資本變數，此變數為某一期間內所觀察到的個體特性，如上述提及的年齡、教育程度、工作年資等。另外我們於前章變數定義時，有提及本文將婚姻狀態此變數設為虛擬變數，並以未婚(單身)者作為控制組，故虛擬變數 $MARRIED_{it}$ 之值為 1 表示受訪者為已婚，虛擬變數 $DIVORCED_{it}$ 之值為 1 表示為離婚、分居或喪偶，當 $MARRIED_{it}$ 和 $DIVORCED_{it}$ 兩者皆為 0 時，則代表此位受訪者之婚姻狀態為未婚。而 α_i 代表第*i*位受訪者無法被觀察到之潛在特質，如個人的能力、態度等無法觀察的個人特質，且此一特質因個體不同而有所差異，但不隨著時間改變。最後 ε_{it} 則表示迴歸模型中解釋變數所無法解釋的部分，此部分為模型中的隨機誤差項(error term)。

若針對(4-1)式使用普通最小平方法(OLS)進行估計，我們能夠取得可觀察到的解釋變數資訊，像是年齡、教育程度、所得等變數，但是對於 α_i 這類無法觀察到的個人潛在特質變數，我們不能觀察也無法取得資訊。因此在進行迴歸分析時，會使得這些個人異質性被歸於隨機誤差項 ε_{it} 裡面，故模型中實際的誤差項除了原先的 ε_{it} 外，還包含了 α_i 。再加上當無法觀察到的個人潛在特質 α_i 與可觀察到的解釋變數 x_i 、婚姻狀態變數及被解釋變數有關時，進行迴歸分析時即會產生所謂的「遺漏變數偏誤」(Omitted variable bias)的問題，此時可觀察到的解釋變數 x_i

與誤差項 ε_{it} 即存在相關性，若遺漏了無法觀察到的個人潛在特質 α_i ，模型中所得到的估計值將會產生偏誤。例如無論男性或女性，當這一類的人擁有某些無法被觀察到的特質，而這些特質可以使他們提高結婚的可能性，亦即 α_i 與 x_{it} 及婚姻狀態變數存在著相關性，進而影響被解釋變數 Y_{it} ，若設定模型時未將其考慮進來，會使得估計進而造成偏誤。

因此，本研究的解釋變數與個人異質性存在著相關性，若使用 OLS 方法進行估計，由於個人潛在特質 α_i 無法被觀察到，係數因而產生偏誤的現象。為改善此一缺點與問題，一般而言，都會採用追蹤資料進行分析，藉由追蹤個體資料的特性，使用固定效果模型控制個人無法被觀察到的潛在特質，藉此獲得更準確且一致的估計值，以改善存在內生性偏誤(Endogenous bias)估計的狀況³。

一般而言，在估計固定效果模型時，常使用的方法有以下兩種：第一種為虛擬變數模型(least squares dummy variable model；簡稱 LSDV)，在 N 筆樣本觀察值個數中分別對應個體設定 N-1 個虛擬變數，再以 OLS 方法加以估計，即可控制未觀察到的個人特質，但此一方法會隨著樣本觀察數增加，所需設置的虛擬變數也越多，造成估計無效率的現象產生。因此通常都會使用第二種方法進行估計，利用單位個體在某期的觀察特性或觀察值，與調查時間內整體平均值的差異(demeaning approach)進行迴歸分析，故可將本文的實證模型設定修改如下(4-2)式：

$$\bar{Y}_i = \bar{x}_i \beta + \delta_M \overline{MARRIED}_i + \delta_D \overline{DIVORCED}_i + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (4-2)$$

由於個人潛在特質 α_i 不隨著時間而改變，故使用此種方法時便可以將 α_i 消去，利用每個調查個體在當期所觀察到的特性，與全體平均值相減，因此我們將(4-1)式與(4-2)式兩式相減，再進行迴歸估計，即可得到下面的(4-3)式。其中，各

³ 華人家庭動態資料庫除了長時間的追蹤個體單位，亦提供了回顧式問卷的資料，使資料因調查的缺漏或錯誤可以被修正與回溯，藉此獲得更完整的資料，此部分可參閱第三章第三節。

個估計係數上標的 FE 代表於固定效果模型下所估計出的結果，(4-2)式中

$$\bar{Y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it} \quad , \quad \bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad , \quad \overline{MARRIED}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T MARRIED_{it} \quad ,$$

$$\overline{DIVORCED}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T DIVORCED_{it} \quad , \quad \bar{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \quad .$$

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i) \beta^{FE} + \delta_M^{FE} (MARRIED_{it} - \overline{MARRIED}_i) + \delta_D^{FE} (DIVORCED_{it} - \overline{DIVORCED}_i) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (4-3)$$

$$\ddot{Y}_i = \ddot{x}_i \beta^{FE} + \delta_M^{FE} \ddot{MARRIED}_i + \delta_D^{FE} \ddot{DIVORCED}_i + \ddot{\varepsilon}_i \quad (4-4)$$

其中 $\ddot{Y}_i = Y_{it} - \bar{Y}_i$, $\ddot{x}_i = x_{it} - \bar{x}_i$, $\ddot{MARRIED}_i = MARRIED_{it} - \overline{MARRIED}_i$,

$$\ddot{DIVORCED}_i = DIVORCED_{it} - \overline{DIVORCED}_i \quad , \quad \ddot{\varepsilon}_i = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad .$$

故我們可以將(4-3)式改寫成(4-4)式，並針對(4-4)式中進行估計係數，說明於固定效果模型下，其估計係數背後所代表的經濟意義。當被解釋變數為是否有工作時， δ_M^{FE} 表示已婚相對於未婚對於投入工作機率之差異，若估計係數 $\delta_M^{FE} > 0$ ，則表示結婚會使投入工作的機率提升；反之，若估計係數 $\delta_M^{FE} < 0$ ，則表示結婚會使投入工作的機率降低，而 δ_D^{FE} 則表示離婚、喪偶者與未婚者工作機率之差異。而當被解釋變數為平均週工時， δ_M^{FE} 為未婚與已婚平均週工時之差異，若估計係數 $\delta_M^{FE} > 0$ ，則表示結婚可使平均週工時增加；反之，若估計係數 $\delta_M^{FE} < 0$ ，則表示結婚可使平均週工時減少， δ_D^{FE} 則為離婚、喪偶者與未婚平均週工時之差異。同理，當被解釋變數為平均薪資時， δ_M^{FE} 為未婚與已婚平均薪資之差異，若估計係數 $\delta_M^{FE} > 0$ ，則表示存在婚姻溢酬之現象，若估計係數 $\delta_M^{FE} < 0$ ，則表示存在婚姻懲罰之現象，而 δ_D^{FE} 則代表離婚、喪偶者與未婚平均薪資之差異。

過去的學者針對婚姻狀態是否可能對於個體勞動行為造成影響，大多以薪資當作感興趣的被解釋變數，且多數著墨在從未婚到已婚狀態，因此相較之下， δ_M^{FE} 為更重視的估計係數。但除了時薪外，本研究也使用其他勞動市場表現進行結果的衡量。由於模型中已經控制了無法觀察到的個人潛在特質，因此透過這些估計係數的衡量，我們可以發現個人因婚姻狀態的改變會如何影響勞動報酬和勞動參與等相關變數。



第五章 估計結果

本章呈現第四章實證模型的估計結果，共分成五小節。第一節說明 OLS 模型與固定效果模型下的估計結果，比較在控制個人無法觀察之差異後，是否具有顯著的差異；第二節觀察結婚的族群是否會因為擁有小孩後，進而對於本身的勞動參與有一定影響；第三節額外探討婚姻狀態對家務時間的影響為何；第四節探討個體的勞動表現是否會隨著結婚年數增加而改變；第五節則進行一些相關的穩健性檢測，試圖檢查這些結果是否在其他條件下也能夠成立，並取得相似的結論。

第一節 OLS 與固定效果模型之分析

本文採用「華人家庭動態資料庫」從 2005 至 2016 年間 25 歲至 65 歲的受訪者資料，觀察樣本勞動與婚姻狀態之間共十次調查的變化過程，所選取的男性樣本有 15,003 筆，而女性樣本有 13,222 筆，總樣本數為 28,225 筆。表 4 與表 5 分別為全體男性與全體女性樣本的實證估計結果，探討婚姻狀態的改變對個人勞動市場表現的影響，將於下文進行解釋與分析。表格內的模型(1)我們使用最基本的 OLS 模型進行估計，屬於尚未控制住個體固定效果的模型；而模型(2)控制個體無法被觀察到的特質，為一般的固定效果模型；模型(3)除了控制個體固定效果外，也將訪問年份所產生的固定效果進行控制；模型(4)再更進一步將年齡固定效果也控制住，表格中最後一欄的模型(5)則是將樣本觀察值的平均年資及擁有之小孩個數兩者設定為控制變數，故最完整的模型為模型(5)。除了觀察未控制與控制個體固定效果下的差異外，於下文也會進行五個模型估計結果之間相關的比較⁴。

根據前述變數的定義，本研究將個體的婚姻狀態分為未婚、已婚及離婚、喪偶者三類，並以未婚者做為參考組估計。於表 4 中，其結果顯示在模型(1)下已婚男性在平均時薪上具有顯著的影響，平均而言比未婚男性高出 79.85 元，平均週

⁴ 表中的模型(2)至模型(5)皆是採用(5-2)式的固定效果模型進行估計。

工時僅在 10% 的顯著水準下才具顯著性，並非特別顯著，而工作機率則無顯著的差異。考量到前一章所提及遺漏變數偏誤的問題，我們無法在 OLS 模型中控制個人未觀察到的差異，因此模型(2)之後開始使用固定效果模型進行估計，控制了個體的固定效果後，平均時薪仍具顯著之差異，相較於未婚男性平均而言多了 72.254 元，具有小幅度的下修，此一部分的差距即為無法被觀察到的個人特質所造成的部分，亦包含在婚姻狀態以外的因素所造成之影響。因為在正常情況下，擁有一些較佳的個人特質，其在勞動市場的表現通常也會較有優勢，獲得的報酬也相對較高，不全然皆是因為婚姻所致，因此我們將無法被觀察到的個人特質考量進來後，可以使婚姻效果的估計更為準確。以平均時薪為例，薪資較高的人除了本身特質的優勢外，相較於低薪者也比較具有結婚的條件，因此在未控制個體效果的模型(1)平均薪資容易產生高估的現象。而考量了個體固定效果後，平均週工時與工作機率皆具顯著性，只不過此處須注意，平均週工時仍在顯著水準為 10% 下才具有顯著性，並不是特別的顯著。另外，表中顯示已婚男性的工作機率比未婚男性高出 4.6 個百分點，我們另外於表 2 之基本敘述統計量可以發現，無論是男性或女性，未婚者的平均教育水準(年數)皆比已婚者高，因此在控制個體固定效果後，已婚者本身就會花較多的時間投入於勞動市場，故已婚者之工作機率也會顯著地提升。

模型(2)已將個體無法被觀察到的特質納入考量，但本研究所使用的資料型態屬於追蹤資料，除了個體無法被觀察到的特質外，仍有其他因素會影響到勞動市場的表現。舉例來說，受訪者隨著訪問年數的增加，其年紀也會隨之增加，一般而言在工作崗位上資歷越資深者，其所獲得的職位與薪資報酬通常也會越高，相較之下也越容易傾向結婚，因此這些效果仍不全然為婚姻狀態所導致。故我們亦考量了受訪年份及受訪者年齡兩者的影響，這兩個變數會隨時間改變而改變，依序將其納入控制效果，分別對應表中模型(3)之受訪年固定效果及模型(4)之年齡固定效果，則比較容易看出個別的影響效果。由表 4 中顯示，考量訪問年固定效果下，已婚與未婚男性的平均時薪、平均週工時與工作機率皆有顯著的差異，

已婚男性平均時薪相較於未婚男性高出 37.961 元，已婚男性的平均週工時相較於未婚男性高出 2.626 小時，而已婚男性的工作機率則相較於未婚男性高出 5.8 個百分點。與模型(2)相比可以發現控制了訪問年固定效果後，平均薪資差距大幅度地減少，此一結果顯示受訪年份是一個影響平均時薪的重要因素，因為年紀越大的受訪者，若本身為在職者，其薪資本身也相對越高。但透過模型(4)再進一步控制年齡固定效果後，探討的三個被解釋變數皆變得不顯著，也表示受訪者年齡確實佔了一個很大影響勞動市場表現的因素。最後，我們使用最完整的模型(5)，將一些可觀察到的解釋變數設為控制變數，像是受訪者的平均年資、小孩個數等，結果也發現三者皆不顯著，與模型(4)所呈現的顯著性大致相同。

綜合以上所分析，對於已婚男性而言，模型(5)顯示結婚仍是有正的報酬，已婚男性比未婚男性平均而言時薪高了 9.56 元，平均週工時已婚男性也會比未婚男性低了 0.872 小時，而已婚男性工作機率也低了 0.8 個百分點。但三者皆在統計上不具顯著性，也可以解釋為男性的婚姻狀態改變對三者的勞動表現影響皆有限。另外，就平均時薪而言，並沒有顯著的差異可以證明男性的婚姻溢酬是顯著存在的。

接著，表 5 為女性全體樣本在上述五個模型下的估計結果，其結果顯示，在模型(1)下，亦即未考慮個體固定效果，平均時薪、平均週工時及工作機率與未婚相比皆有顯著的差異，已婚女性的平均時薪比未婚女性平均低了 58.323 元，平均週工時較未婚女性少了 11.443 小時，而工作機率也比未婚女性低了 22.9 個百分點。可以發現已婚女性在未考量個體差異下，由各項數據顯示女性會因為結婚而不利於自己在勞動市場的條件，但是 OLS 模型影響的效果卻包括了個體與非個體兩種效果。接著使用模型(2)的固定效果進行分析，因此我們才可以透過固定效果模型控制未觀察到的個人特質差異，於模型中所得到的婚姻狀態的估計係數即為扣除個體固定效果後婚姻狀態改變所導致勞動表現的差異。表中仍可以發現於模型(2)中，三項指標仍具顯著差異，但差距的幅度也都有縮小的趨勢，表示在控制個體未觀察的差異後，婚姻狀態的改變對於已婚女性來說，仍具一定正向程度

的影響能力。

換言之，以模型(1)與模型(2)比較為例，在未考慮個體差異時，我們單純使用 OLS 進行估計時，通常都會傾向認為婚姻狀態的改變對於女性會產生不利於勞動市場的條件。因此於模型(1)的三項指標皆呈現負數，表示已婚女性之平均時薪、平均週工時及工作機率平均而言皆比未婚女性的狀況來得較低，此一結論與傳統理論相比，是非常吻合的。但模型(2)中的結果顯示，已婚女性的平均時薪比未婚女性平均高了 25.519 元，經過控制了個體固定效果後，女性在婚後的平均時薪狀況是顯著地增加，而平均時薪平均週工時與工作機率仍是顯著地減少，但是減少幅度不如未控制時的大，但這些數字都僅剷除個體未觀察到的差異，仍有訪問年與年齡固定效果需要進行修正。

由表 5 中可以發現控制受訪年固定效果的模型(3)，平均薪資只在 10% 的顯著水準下才具顯著性，很明顯地，婚姻狀態對於已婚女性的平均時薪並不是最主要的決定因素，但在平均週工時與工作機率仍具顯著性，代表已婚女性相較未婚女性的確在勞動參與上有顯著的減少。在模型(4)，依序將年齡固定效果納入考量，平均時薪變得不再顯著，平均週工時與工作機率仍具顯著性。最後將平均年資與小孩個數兩個控制變數都納入模型中，模型(5)的估計結果顯示，已婚女性在平均週工時比未婚女性少了 4.291 小時，而工作機率部分，已婚女性也比未婚女性低了七個百分點。此一結果表示，女性因為婚姻狀態所造成的勞動表現影響，可能是來自於投入勞動市場的意願降低，或者仍保有工作，但是工作時數降低，進而影響其勞動表現。

在以上的五個模型中，本研究認為模型(5)之模型設定較為合理，原因在於除了個體固定效果會影響到勞動市場的表現外，訪問年、年齡、工作年資與小孩個數等控制變數也都會影響到勞動市場的表現，我們將其皆考慮並納入實證模型中，則可以看出實際於婚姻狀態改變時對於勞動市場表現的影響。經由表 4 與表 5 兩個表比較，使用模型(4)估計後，顯示整體顯著性是明顯大幅下降的，顯示除了受訪年外，年齡影響到結果的程度是很大的。而兩個表格中完整的模型(5)相比下，

可以發現婚姻狀態的改變，無論是平均時薪、平均週工時或工作機率，三者對於男性的勞動市場表現影響並不顯著，即使存在差異，但都不足以說明有統計上的顯著差異。此一結論與大部分的文獻結果不太相同，一般的傳統理論認為已婚男性會擁有正的婚姻溢酬，而本研究並沒有發現有顯著的婚姻溢酬，由表 4 可以發現，在控制年齡固定效果後的模型(4)，婚姻溢酬變得不再顯著，代表年齡占了一個很重要的解釋能力，並非純婚姻所導致的報酬。另一個可能的原因為本研究所使用的樣本為較為年輕世代的樣本，隨著經濟發展、社會觀念的改變，「男主外、女主內」的觀念不一定能適用，舉例而言，現代社會存在許多雙薪家庭，其實都早已跳脫傳統的家庭分工思維，因此婚後對於男性的生產力提升或者婚姻溢酬的情況不容易明顯發現。另外，對於已婚女性則是在平均週工時與工作機率兩者皆有顯著的負向影響，以現今社會來看，也許婚後對於平均時薪的影響較小，但婚姻對於女性在勞動市場上參與程度的確會有比較大的影響，有很多的女性不一定會直接退出勞動市場，也可能會減少平均週工時或工作機率等方法來平衡家庭之間分工照顧的責任。

第二節 小孩與婚姻效果

根據前一小節固定效果模型的估計，結果顯示無論男性或女性婚姻狀態的改變對於婚姻溢酬皆是不顯著的，但對於已婚女性的平均週工時與工作機率皆顯著地大幅下降，表示女性確實會因為結婚而導致投入勞動市場的意願顯著降低，可能的原因是一方面需要打理家務。在傳統文獻上也是支持此一論點，即使沒有辭去工作，也有可能是因為工時減少，若家務需求較為龐大，則可能會退出勞動市場，亦即工作的機率降低。一般而言，婚姻與生育之間大多數皆是呈現密不可分的關係，通常在婚姻成立後伴隨而來的即是小孩的出現，若生活重心擁有小孩時，照料小孩所需花費的時間等成本會占一部分，家庭生活經濟的負擔也可能更加沉重，使女性在勞動市場產生不利的因素，像是就業間斷等，造成人力資本的折損。

因此本小節試著探討已婚個體是否會因為擁有小孩，進而對於投入勞動市場的表現造成一定程度的影響。

本模型中，是否有小孩($CHILD_{it}$)為一虛擬變數，與變數介紹時的定義相同，擁有小孩者設定為 1，無小孩者設定為 0，與我們前一節實證模型中的控制變數使用的小孩變數為小孩個數不同。經由設定是否有無小孩此一變數，再與婚姻狀態變數相乘，即可衡量出已婚且擁有小孩者與已婚且無小孩者兩類型受訪者之間的差距。因此，表 6 為全體樣本有無小孩之效果分析，結婚此欄為已婚沒有小孩下的狀況，亦即純粹為婚姻所造成的效果，有無小孩此欄為未婚但擁有小孩的效果，而交乘項代表有小孩與沒有小孩之個體的婚姻效果差距。

表 6 左側的結果顯示，有小孩的已婚男性平均時薪比無小孩的已婚男性高了 68.452 元，但此結果僅在 5% 的顯著水準下才具顯著性。可以解釋的原因為已婚男性會因為有了小孩扶養的責任，在工作表現上必須更積極地展現上進心，以爭取機會換取更高報酬的工作，亦即擁有小孩對於男性的婚姻溢酬是具有正向的效果。另外，有小孩比無小孩的未婚男性平均時薪顯著地低了 86.742 元，但對於男性的工作時數與工作機率，則不因是否擁有小孩而有所顯著的影響⁵。

表 6 右側的結果顯示，已婚女性在擁有小孩後，比未擁有小孩的已婚女性低了 61.166 元，表示小孩對於已婚女性的婚姻溢酬是具有顯著負向的影響，顯示出在控制女性的個人無法未觀察到的特質後，存在小孩的薪資懲罰效果。而對於平均週工時與工作機率而言，無小孩的已婚女性比未婚女性顯著地低了 2.746 小時，此一結論與我們前述模型所得到的結論一致，但對於有小孩的已婚女性影響並不顯著。此一結果與我們直覺亦符合，已婚女性的確有很大的機率會在結婚後將自身的工作時數盡可能的縮短以照料家庭事務，由表中數字可以看出，有小孩比沒有小孩的已婚女性其平均週工時來得低，表示即使小孩也會導致本身工時減少，但效果不具顯著性，主要的原因還是在於婚姻狀態改變，造成本身勞動投入

⁵ 本研究亦有將僅限工作樣本與移除離婚、喪偶樣本兩種樣本下，進行有無小孩之效果分析，請參閱附錄表 12 與表 16。

受到影響。

另外，婚姻對女性的工作機率也具有負面的影響，結果顯示無小孩已婚女性工作機率會比未婚女性低了 3.8 個百分點，而有小孩已婚女性會使工作機率相較未婚女性低了 17.7 個百分點，兩者的差距 13.9 個百分點即為純粹小孩所造成的影響，但兩者分別在顯著水準 10% 與 5% 下才具顯著性。因此純粹的婚姻效果所占比重約百分之二十，而小孩所造成的影響約占百分之八十。由本節估計出來的女性婚姻效果可以發現，婚姻效果不全然為小孩所造成的，即便為沒有小孩者，婚姻狀態的改變對於已婚女性而言，依然存在負面的衝擊。

第三節 婚姻對家務時間之效果分析

在第三章中的表 2 與表 3 的基本統計量表格中，本文有額外將受訪者平均每週自身家務時間也呈現出來。以表 2 全體樣本之數值為例，未婚男性平均每週自身家務時間為 3.64 小時，而已婚男性為 6.51 小時；未婚女性平均每週自身家務時間為 4.89 小時，而已婚女性為 19.13 小時。由敘述統計量很明顯可以發現兩點特性，第一點為無論是男性或者女性，已婚者的平均每週自身家務時間皆比未婚者來得高，又以女性高出特別多；第二點為無論已婚或未婚，女性的家務時間都比男性來的高。根據這兩點特性，本文欲使用前述的實證模型來說明婚姻狀態改變如何影響平均每週自身家務時間，藉此估計結果和我們前述平均週工時所得到的結論進行相互對照。

表 7 為男性全體樣本的平均每週自身家務時間估計結果，表中顯示五個迴歸模型中的平均每週自身家務時間皆完全顯著，且已婚男性高於未婚男性，又本研究認為模型(5)之模型設定較為合理，我們僅說明模型(5)的效果分析。表中可以得知，已婚男性比未婚男性每週家務時間顯著地高出 1.59 小時，說明了已婚男性的確會因為結婚而造成家務時間的提升，但增加的效果並不大，此一結果與本文預期相同。另外，表 8 為女性全體樣本的平均每週自身家務時間估計結果，表

中平均每週家務時間的顯著性與男性相同，皆屬於完全顯著，也是呈現已婚女性高於未婚女性的結果，模型(5)顯示已婚女性的平均每週家務時間顯著地高出 4.762 小時，很顯然兩者在婚後都會提高平均每週的家務時間，平均而言女性又會比男性付出更多心力在家務上。比較表 7 與表 8 兩者最大的差異在於已婚女性的平均週工時也是顯著地低於未婚女性 4.291 小時，女性在婚後的確會對於其勞動參與(包括平均週工時與工作機率)都會產生負向的影響，在減少其勞動參與的同時，會有更多的時間可將心力花在家庭的勞務上。

第四節 婚姻的動態效果

經過 OLS 模型與固定效果模型的估計後，我們試著找出影響有關於婚姻溢酬和勞動表現的直接或者間接因素，與本章第二節小孩效果模型相同，此處本模型以結婚年數作為一個重要的觀測變數，透過將婚姻狀態變數與結婚年數相乘，即可衡量出已婚者每多結婚一年，對於婚姻溢酬或勞動參與有何影響。

表 9 為全體男性與女性樣本結婚年數效果之實證結果，由表格的左側可以看到已婚男性在平均週工時與工作機率兩者在交乘項皆有顯著的差異，只不過平均週工時僅在 5% 的顯著水準下才具顯著性。對於已婚男性而言，每當結婚年數多一年，平均週工時平均會減少 0.295 小時，工作機率下降 0.7 個百分點，表示已婚男性會隨著結婚年數越長，對於平均週工時與工作機率會產生負向的影響。另外，表格的右側顯示已婚女性平均週工時與工作機率在結婚當年的影響效果是比較顯著的，平均而言已婚女性的平均週工時會減少 4.39 小時，而工作機率則會下降 7 個百分點，但這種負向效果會隨著結婚年數越長，效果逐漸不明顯⁶。

根據已婚男性與已婚女性兩者結婚年數效果影響的比較，很明顯地可以發現婚姻效果對於兩者的影響是不盡相同的，與傳統理論相符，即便為雙薪家庭，但

⁶ 本研究亦有將僅限工作樣本與移除離婚、喪偶樣本兩種樣本下，進行結婚年數之效果分析，請參閱附錄表 13 與表 17。

由於男性在多數家庭中目前大多仍為主要的經濟支柱，男性對於婚姻狀態的改變，並不會當下立即做出調整或是改變。相較之下，與前兩節的小孩效果進行結合，女性在婚姻狀態的改變當下，經常受到婚育之間的關係而對本身的勞動參與造成影響，在當下所受的影響也會比較明顯，由數字大小也可以看出女性受到的影響效果較大，因此也較具顯著的差異性。

另外，本文除了使用固定效果模型分析已婚者結婚年數每增加一年的效果外，也以虛擬變數的方式使用動態估計將結婚年數的影響呈現於圖形上，如圖 2 至圖 7，我們一樣使用未婚的樣本當作參考組，利用本文實證模型(4-1)式將結婚年數效果的模型設定為(5-1)式進行估計。

$$Y_{it} = x_{it}\beta + \sum_{k=-3}^3 \delta_k \cdot MARRIED_{i,t-k} + \delta_D DIVORCED_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (5-1)$$

式中 t 表示該個體於第 t 年結婚， k 則表示結婚前後第 k 年，舉例來說，若 $k = -3$ ，代表此個體目前處於結婚前三年以上，且 δ_{-3} 即為估計係數；以此類推， $k = 0$ 與 $k = 3$ 分別代表目前處於結婚當年與結婚後三年以上的個體。圖 2 與圖 3 分別表示男性與女性平均時薪之結婚年數動態估計效果，圖 4 與圖 5 分別表示男性與女性平均週工時之結婚年數動態估計效果，而圖 6 與圖 7 分別表示男性與女性工作機率之結婚年數動態估計效果。圖形中的橫軸為結婚年數的類型，分為結婚前三年以上、前兩年、前一年、結婚當年、後一年、後兩年及結婚後三年以上等七種，而圖形中縱軸代表相對的數值大小。

由圖 2 中可以發現，已婚男性的平均時薪在結婚前整體是呈現一個上升幅度的趨勢，代表在婚前的平均時薪大致上會隨著結婚年數增加而增加，說明了已婚男性可能會因為婚前等準備，進而更認真努力工作藉以提高自己在勞動市場的評價。而在結婚之後，已婚男性整體的平均時薪會比未婚來的高，整體的薪資是雖然在統計上並不顯著，但這與前述表 4 的模型(5)和表 9 的結論是相同的。而圖 3

女生的平均時薪隨著結婚年數則大致呈現微幅下降走勢，但差異並不大，不過無論是婚前或者婚後，已婚女性整體的平均時薪會比未婚來的高，但在統計上仍不具有顯著的差異性，但這與前述表 5 的模型(5)和表 9 的結論是相同的。因此無論從男性或者女性，隨著結婚年數不斷增加後，可以發現兩者的婚姻溢酬皆不具有顯著的差異，此一結論與我們前述的實證結果也互相呼應。

接著我們觀察勞動參與表現的動態效果，圖 4 與圖 5 可以看出男性與女性的平均週工時整體的趨勢在結婚前皆有一個幅度的上升，而在婚後會隨著結婚年數的增加而不斷地減少平均週工時，其中又以女性更為顯著地減少。但女生在結婚的當下幾年，效果都會比男性來的大，且已婚女性是顯著地減少平均週工時，而已婚男性在長期下也會傾向減少平均週工時。最後，圖 6 與圖 7 為男性與女性工作機率之結婚年數動態效果，從圖中可以看出無論男性或女性在結婚前的工作機率都有提升的趨勢，但仍然比未婚者來的少，似乎可以發現與前述有相同的結論；而隨著結婚之後，兩性的工作機率會微幅的降低，也以女性減少地較為顯著。整體來說，兩種勞動參與的動態結果也和我們前述表 9 的結論可以相互對照。

本節結婚年數的效果我們亦使用完整的模型(5)控制住許多的固定效果，將可能導致偏誤的相關因素納入考量，盡可能地將婚姻效果最真實地展現出來。本節先後使用固定效果模型針對結婚年數進行估計，再以動態估計的方式去呈現結婚年數對婚姻溢酬及勞動參與的影響，而在動態估計上，我們著重在對於整體趨勢有何影響。

第五節 穩健性檢測分析

本小節將進行相關的穩健性檢驗(robustness check)，試圖比較若採用不同樣本下的婚姻效果，是否在其他條件下也能夠成立，並取得相似的結論。故本節將進行兩種穩健性檢測分析，第一種為將樣本限定於工作樣本進行估計，第二種則

是將離婚、喪偶受訪者移除，僅使用結婚與未婚兩類組的樣本進行估計⁷。

一、僅限工作樣本之效果分析

本節所進行的兩種穩健性檢驗分析，皆屬於研究樣本的設定，且都使用第四章實證模型(1)至模型(5)的方法進行估計，兩者的差別在於第一種我們將研究樣本縮小限制為有工作的受訪者樣本，而第二種我們將婚姻狀態為離婚、喪偶此類者從樣本中移出，僅比較未婚與結婚者兩組婚姻狀態的受訪者。表 3 為僅限於工作樣本的基本統計量，其中男性工作樣本有 12,951 筆，而女性工作樣本有 9,325 筆，整體工作樣本共有 22,276 筆資料。

表 2 與表 3 分別為全體樣本與工作樣本的基本統計量，將兩個表相互比較，可以發現無論是男性或女性，其工作樣本的教育年數、平均每週自身家務時間都比全體樣本的平均值高，而工作樣本的平均年齡則比全體樣本年輕。這也和我們一般的直覺相符，因為全體樣本中除了工作樣本外，還包括了無工作樣本，且這些無工作樣本有一部分為年長者的樣本，可能就沒有從事工作了，因此全體樣本的平均年齡也應該較高；反之，工作樣本的平均年齡通常較為年輕，而現代人的平均教育水準較高，對應的教育年數也會越高。另外，由於工作樣本每天都需要花費時間在工作職務上，必須犧牲其自身家務時間，因此工作樣本的平均每週自身家務時間也相較全體樣本來的低。

因此，本文試著以工作樣本依序使用第四章的模型(1)至模型(5)進行分析，表 10 為婚姻效果對男性工作樣本的實證估計結果，結果顯示在完整模型(5)下，三者指標都不具顯著性，這與表 4 全體樣本分析的結論是一致的。以數值而言雖然不具統計上的顯著性，但在全體樣本下，已婚男性的平均時薪比未婚男性高出 9.56 元，已婚男性的平均週工時比未婚男性少了 0.872 小時；而在工作樣本下，

⁷ 在社會科學領域的實證研究中，通常作為研究資料分析的一種方法，檢測研究資料在其他條件或者其他假設之下依舊能夠成立。

已婚男性的平均時薪比未婚男性高出 12.472 元，已婚男性的平均週工時比未婚男性少了 0.43 小時，在數值上並沒有差距太大，表示整體而言，估計結果是具有穩健性的；最後經由兩表的比較可以發現，使用工作樣本的結果會產生高估的現象，原因在於我們僅使用工作樣本，對於無工作樣本並無考量進來，因此在衡量勞動表現時，與實際數值相比即會產生高估的現象⁸。

接著表 11 為婚姻效果對女性工作樣本的實證估計結果，本文仍然以模型(5)作為主要分析的重點，與表 5 不同之處在於使用工作樣本時，女性的平均時薪具顯著性，但僅在 5% 的顯著水準下才具差異性，並不是特別地顯著。我們前述有提到女性會因為婚姻狀態改變，而導致勞動參與產生負向的影響，在全體樣本下，已婚女性的平均週工時比未婚女性少了 4.291 小時，而在工作樣本下，已婚女性的平均週工時比未婚女性少了 1.347 小時，且兩者皆具顯著的差異下，可以發現確實對女性會造成不利的影響。而表 11 平均時薪與平均週工時兩者指標，皆比表 5 女性全體樣本之估計結果數值來的大，與男性工作樣本的估計情況相同，僅使用工作樣本皆會產生高估的現象，就整體而言，使用工作樣本得到的結論也是具一致性，故估計結果也具有穩健性。

二、移除離婚、喪偶者之效果分析

本文於第三章的表 1 變數定義時將婚姻狀態的變數分成三大類：未婚、已婚及離婚與喪偶三種類型的婚姻狀態。本研究主要的重心也聚焦在單身與已婚兩組類別的受訪者進行比較，由表 2 基本統計量中可以發現，離婚與喪偶者的年紀皆偏高，表示大多屬於年長的受訪者，且其工作比例無論在男性或女性中，皆屬於最低者。再加上以子女數而言，可以發現離婚、喪偶者的平均子女數也與已婚者的數值相似，反映了現代生活家庭結構的現況。即使這一類的樣本數並不多，離

⁸ 表 5-7 所使用的樣本限制為工作的樣本，因此本研究所探討的第三個勞動市場表現的指標—工作機率，即不需要額外列出討論，此處我們僅針對平均時薪與平均週工時的影響進行分析。

婚、喪偶者的男性樣本僅有 449 筆，而離婚、喪偶者的女性樣本僅有 1,016 筆，我們將離婚、喪偶者這一類的群體從研究樣本中移除，試著和全體樣本下的估計結果進行比較，觀察是否會有不一樣的結果。

表 14 和表 15 分別為不含離婚、喪偶者的男性樣本婚姻效果的估計結果，與表 4 和表 5 全體男性與女性樣本之估計結果直接相比，由於表格中的係數是呈現已婚與未婚兩者之間的差距，故在未控制個體固定效果的 OLS 模型(1)下，其估計係數會是完全相同的。因此只有在固定效果模型下的估計係數才會有所改變，但很明顯地，兩個表的估計係數，在全體樣本或不含離婚、喪偶者的樣本中，無論為男性或女性，固定效果模型(2)到模型(5)的數值皆是差不多的，而顯著性也是完全相同。表示整體資料來說，並不會因為將離婚、喪偶者這類婚姻族群移除，而使得我們先前的結論有所變動，由此可知，估計結果亦具有穩健性。



第六章 結論

第一節 研究結果

隨著經濟蓬勃發展、現代社會觀念也逐漸開放，婚姻是人生中一個很重要的轉捩點，其影響的範圍除了生活方式的改變外，而也必須將家庭的觀念考量進來。鑒於國外探討婚姻與男女性薪資關係的文獻已廣泛探討，反觀國內在此一部分研究的文獻卻是較為稀少，且以女性的研究更是有限。因此本研究試著利用中央研究院所建立的華人家庭動態資料庫，自 2005 年至 2016 年長達 12 年共 10 次的追蹤調查資料，本文旨在探討婚姻狀態的改變是否會對臺灣男性或女性在各種勞動表現上的結果產生影響，並使用不同的勞動表現條件去觀察之間的關係。

本文與過去實證文獻不同之處在於，一般大多數文獻皆僅探討單一性別對於薪資報酬的影響，但本研究同時使用男性樣本與女性樣本進行估計，藉以觀察男性與女性之間因婚姻的改變而產生何種不同的影響。而本研究在選擇勞動表現的衡量指標時，除了考慮薪資報酬外，本文亦使用週工時與工作機率當作另外兩個指標進行相關的解釋，相較之下會更顯完整。

本文的研究方法採用固定效果模型進行估計與比較，實證結果顯示，在固定效果模型下，男性和女性都不具有顯著的婚姻溢。但在勞動時數及勞動參與對於女性皆產生顯著的負向影響，已婚女性的平均週工時比未婚女性平均會減少 4.291 小時，工作機率平均會減少 7 個百分點，但兩者對男性依然不具顯著的影響，可以發現婚姻狀態的改變，主要影響的是女性勞動的參與程度。

另外，我們也發現在實證模型中加入有無小孩探討小孩效果，小孩效果對於已婚男性的薪資報酬具有正向顯著影響，會因此多出 51.489 元的薪資報酬；而對於已婚女性的薪資報酬具有負向顯著影響，會因為擁有小孩而造成薪資報酬減少 61.166 元，而有無小孩並不會造成平均週工時與工作機率有太大的變化。

若探討結婚年數對於婚姻溢酬與勞動參與的影響，則男性與女性的薪資報酬不受結婚年數的影響，亦即沒有存在明顯的婚姻溢酬。但對於男性與女性的勞動

參與有顯著的影響，女性相較於男性會比較立即性的影響，平均週工時會減少 4.39 小時，且工作機率下降 7 個百分點；而男性在長期下會逐漸地緩慢調整其勞動參與，平均週工時會減少 0.295 小時，且工作機率下降 0.7 個百分點，下降幅度都不如女性大。

在平均每週家務時間方面，男性與女性在婚後皆會提高自己的家務時間，男性平均會提高 1.59 小時，而女性平均會提高 4.762 小時，女性相較男生大幅提高自己的家務時間，一部分原因來自於降低工作時數或退出勞動市場，另一部分則是因為婚姻都會導致男女性增加家務時間的部分。最後，本文亦使用工作樣本和移除離婚、喪偶者的兩組樣本各自重新進行模型估計，實證結果發現，工作樣本在薪資報酬與勞動時數上皆會呈現高估的現象，而移除離婚、喪偶者並不會使婚姻效果改變的顯著性受到影響，實證的估計結果具有一致性。

第二節 研究限制

由於目前華人家庭動態資料庫至今 22 年共 18 波的追蹤資料調查，但與國外的資料庫相比，追蹤調查的時間都不算太長。而本研究選擇使用中後半段 12 年共 10 波較新的資料，試圖採用較新的樣本，與早期相關的研究比較，而使追蹤資料的年份不夠長，使得在估計結婚年數動態效果時，也受限於資料長短與樣本數的限制，導致在估計已婚與未婚兩種婚姻類型結婚前幾年的估計趨勢較為不準確。前述本文有提到年齡的影響程度的確占了很重要的因素，若在估計結婚年數動態效果時，可將研究樣本使用年輕群的樣本或將樣本限定在已婚者，或許估計值可望更為精準。另外，本文也因資料庫子女訪問數的限制，所使用的小孩變數並未完全使用幼年子女進行估計，也使得有些估計較為不精準⁹。

另外，本文實證模型的設計僅能解釋傳統婚姻溢酬的前兩大理論—「生產力假說」及「選擇性假說」，兩者分別透過橫斷面與固定效果分析去解釋，至於第

⁹ 本文所指幼年子女為六歲以下(含)的孩童。

三個「雇主歧視假說」，本研究則因為資料取得的問題，並無法探討之。但本文已盡可能地將影響婚姻的重要解釋變數皆納入模型中，仍然會存在一些重要的解釋變數並未考量到或無法從資料庫中取得資料，無法進行全面性的探討，以上皆是本研究所面臨到的研究限制，期盼未來相關的研究可以更進一步朝往這一方面去著手改善，相信可以得到更完整及明確的研究結果是非常值得期待的。



參考文獻

一、中文文獻

1. 李郁英(2014),《婚育與女性薪資研究》,國立臺北大學社會學系碩士論文。
2. 周育蓁(2013),《婚育對女性薪資的影響—以台灣勞動婦女為例》,國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。
3. 莊慧琳與林世昌(2006),「台灣婦女勞動供給實證研究之發展」,《經濟論文叢刊》,第34卷第2期,頁119-172。
4. 許碧純與邱皓政(2015),「照顧子女的代價：母職對臺灣女性薪資影響的貫時性分析」,《臺灣社會學刊》,第56期,頁53-113。
5. 陳建良與陳昱彰(2010),「台灣男性的婚姻溢酬：以內生性選擇模型探討」,《經濟研究》,第46卷第2期,頁171-216。
6. 楊乙茹(2014),「結婚,好嗎?—婚姻狀態對男女收入的影響」,國立暨南國際大學經濟學系研究所碩士論文。
7. 蔡雅琪(2011),《台灣地區婚姻對女性薪資的影響》,逢甲大學經濟學系碩士論文。
8. 謝慧美(2006),《成功男性背後的推手—再談男性婚姻溢酬》,國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。

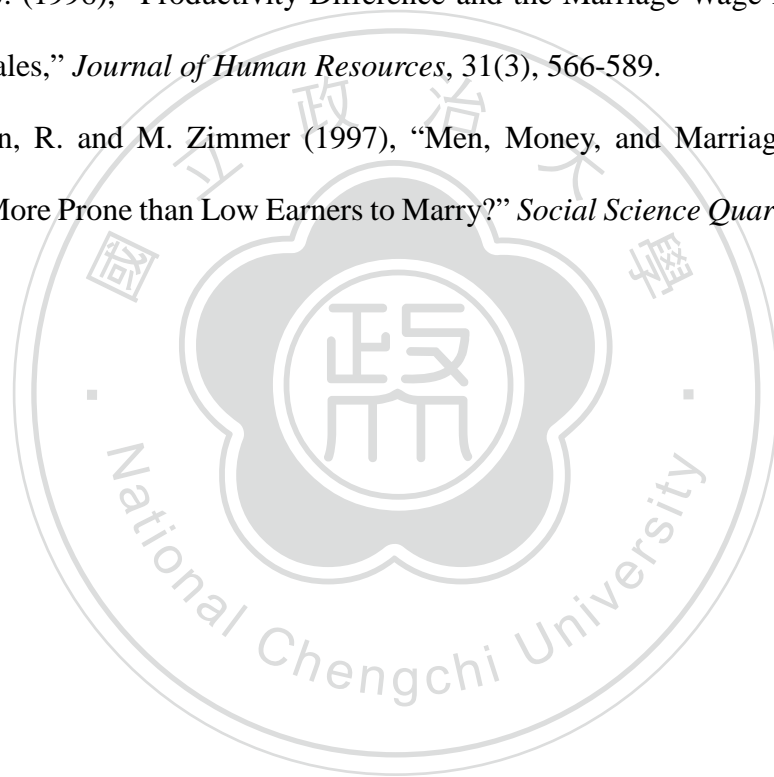
二、英文文獻

1. Barg, K., & Beblo, M. (2007), "The Male Marital Wage Premium in Germany: Selection versus Specialization," *Schmollers Jahrbuch*, 127, 59–73.
2. Becker, Gary S. (1973), "The Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, 81(4), 813-846.
3. Buding, M. J. & England, P. (2001), "The Wage Penalty for Motherhood," *American Sociological Review*, 66(2), 204-225.

4. Breusch, T.E.G. (2004), "Does Marriage Improve the Wages of Men and Women in Australia?" *12th Biennial Conference*. Australian Population Association.
5. Cornwell, C. & Rupert P. (1997), "Unobservable Individual Effects, Marriage and the Earnings of Young Men," *Economic Inquiry*, 35(2), 285-294.
6. Daniel, Kermit (1995), "The Marriage Premium," In: Tommasi M, Ierulli K (eds) *The New Economics of Human Behavior*, Cambridge: Cambridge University Press, 113-125.
7. Dougherty, Christopher (2006), "The Marriage Earnings Premium as a Distributed Fixed Effect," *Journal of Human Resources*, 41(2), 433-443.
8. Ginther, Donna and Madeline Zavodny (2001), "Is the Male Marriage Premium Due to Selection? The Effects of Shotgun Weddings on the Return to Marriage," *Journal of Population Economics*, 14, 313-328.
9. Gray, J. S. (1997), "The Fall in Men's Return to Marriage," *The Journal of Human Resources*, 32(3), 481-504.
10. Greenhalgh, C. A. (1980), "Male-Female Wage Differentials in Great Britain: Is Marriage an Equal Opportunity?" *The Economic Journal*, 90, 751-755.
11. Grossbard-Shechtman, Shoshana (1986), "Marriage and Productivity: An Interdisciplinary Analysis," in B. Gilad and S. Kaish, (ed.), *Handbook of Behavioral Economics*, Greenwich, Conn. and London: JAI Press, 289-302.
12. Hersch, J. & Stratton, L. S. (1997), "Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers," *The Journal of Human Resources*, 32(2), 285-307.
13. Hersch, J. & Stratton, L. S. (2000), "Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium," *Industrial & Labor Relations Review*, 54(1), 78-94.
14. Hersch, J. & Stratton, L. S. (2002), "Housework and Wages," *The Journal of Human Resources*, 37(1), 217-229.
15. Hill, M. S. (1979), "The Wage Effects of Marital Status and Children," *Journal of*

Human Resources, 14(4), 579-594.

16. Killewald, A. & Gough, M. (2010), "Money Isn't Everything: Wives' Earnings and Housework Time," *Social Science Research*, 39, 987-1003.
17. Korenman, Sanders and David Neumark (1991), "Does Marriage Really Make Men More Productive?" *Journal of Human Resources*, 26(2), 282-307.
18. Korenman, S. & Neumark, D. (1992), "Marriage, Motherhood, and Wages." *Journal of Human Resources*, 27(2), 233-255.
19. Loh, E. S. (1996), "Productivity Difference and the Marriage Wage Premium for White Males," *Journal of Human Resources*, 31(3), 566-589.
20. Nakosteen, R. and M. Zimmer (1997), "Men, Money, and Marriage: Are High Earners More Prone than Low Earners to Marry?" *Social Science Quarterly*, 78, 66-82.



主要圖表

表 1 變數的定義

變數名稱	變數定義
被解釋變數	
平均時薪(工資率) <i>WAGE</i>	以現職工作之月薪資除以月工時，其中月工時以 4.33 週工時計算 ¹⁰ 。
平均週工時 <i>WORKHOUR</i>	一週花費在工作之總時數，此變數可由受訪得知 ¹¹ 。
有無工作 <i>JOB</i>	該受訪年度中，將樣本工作分成兩類，並設定兩個虛擬變數，若有工作者為 1；無工作者為 0。
解釋變數	
年齡 <i>AGE</i>	由受訪年份減去出生年可得受訪者之年齡。
教育年數 <i>EDU</i>	以受訪者所回答之教育程度推算其正規教育年數，教育程度分為無或自修者、國小、國中、高中職、二專和五專、大學、碩士及博士者，對應之教育年數分別為 0 年、6 年、9 年、12 年、14 年、15 年、16 年、18 年、22 年。
婚姻狀態 <i>MARSTATE</i>	區分為未婚(<i>SINGLE</i>)、已婚(<i>MARRIED</i>)及離婚與喪偶(<i>DIVORCED</i>)三種類型的婚姻狀態。其中已婚包含同居者；離婚與喪偶則包含分居者，並以未婚為對照組設定 2 個虛擬變數。

續接下頁

¹⁰ 本研究定義的月薪包括受訪者全職與兼職工作的薪水加總。

¹¹ 本研究定義工作之總時數為全職與兼職工作時數的加總。

工作年資	以目前現職之工作總年數 ¹² 。
<i>TENURE</i>	
結婚年數	已婚者至今的婚姻結婚年數。
<i>MARYEAR</i>	
有無子女	該受訪年度中，根據樣本是否有小孩分成兩類，並設定兩個虛擬變數，若有子女者為 1；無子女者為 0。
<i>CHILD</i>	



¹² 本研究定義的工作年資為目前現職工作之累積年數，與一般定義的工作經驗不同，此變數可以作為測量工作連續狀態的變數。

表 2 全體樣本之基本統計量—依婚姻類型分類

婚姻 類型	男性			女性		
	未婚	已婚 (含同居)	分居、 離婚 及喪偶	未婚	已婚 (含同居)	分居、 離婚 及喪偶
時薪 (元)	178.82 (183.69)	258.67 (554.38)	137.24 (130.72)	182.73 (226.59)	124.41 (182.64)	127.63 (370.27)
工時 (小時/週)	42.32 (21.79)	43.50 (22.23)	36.84 (27.63)	39.85 (18.79)	28.41 (24.42)	25.91 (27.76)
工作 年資(年)	3.50 (4.64)	10.09 (10.43)	7.39 (10.24)	3.77 (5.23)	5.96 (8.60)	6.13 (9.77)
工作 比例	0.86 (0.35)	0.88 (0.33)	0.72 (0.45)	0.87 (0.33)	0.64 (0.48)	0.57 (0.50)
年紀	32.08 (5.68)	44.27 (10.81)	46.55 (11.11)	32.14 (6.52)	44.39 (11.52)	53.67 (9.35)
教育 年數(年)	14.47 (2.80)	12.72 (3.67)	10.04 (2.95)	15.22 (2.29)	11.58 (4.34)	8.48 (4.90)
自身家 務時間 (小時/週)	3.64 (5.35)	6.51 (8.84)	6.69 (8.41)	4.89 (6.18)	19.13 (18.87)	15.41 (14.43)
子女數	0.008 (0.11)	1.923 (1.13)	1.929 (0.96)	0.015 (0.15)	2.131 (1.20)	2.517 (1.23)
樣本數	6,361	8,193	449	3,957	8,249	1,016

註 1：括弧內的數字為標準差

表 3 工作樣本之基本統計量—依婚姻類型分類

婚姻 類型	男性			女性		
	未婚	已婚 (合同居)	分居、 離婚 及喪偶	未婚	已婚 (合同居)	分居、 離婚 及喪偶
時薪 (元)	208.45 (182.09)	295.62 (583.37)	189.60 (116.91)	209.71 (230.80)	193.59 (196.25)	225.12 (469.07)
工時 (小時/週)	49.33 (14.40)	49.71 (16.01)	50.90 (18.38)	45.74 (11.66)	44.21 (15.14)	45.69 (21.33)
工作 年資(年)	4.08 (4.77)	11.50 (10.36)	10.05 (10.58)	4.33 (5.38)	9.21 (9.13)	10.77 (10.85)
年紀	31.90 (4.98)	42.73 (10.07)	43.87 (10.32)	31.87 (5.90)	41.80 (10.27)	50.06 (9.67)
教育 年數(年)	14.52 (2.67)	13.05 (3.47)	10.58 (2.65)	15.33 (2.10)	12.55 (3.88)	10.18 (4.47)
自身家 務時間 (小時/週)	3.41 (4.82)	5.97 (8.01)	6.31 (8.87)	4.45 (5.55)	13.94 (13.63)	11.49 (10.58)
子女數	0.008 (0.11)	1.814 (1.08)	1.800 (0.88)	0.008 (0.10)	1.922 (1.16)	2.141 (1.15)
樣本數	5,457	7,169	325	3,448	5,301	576

註 1：括弧內的數字為標準差。

表 4 男性全體樣本婚姻效果之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均時薪	79.850*** (14.172)	72.254*** (9.059)	37.961*** (10.522)	14.336 (8.854)	9.560 (8.520)
平均週工時	1.175* (0.700)	1.327* (0.752)	2.626*** (0.792)	-0.808 (0.827)	-0.872 (0.828)
工作機率	0.017 (0.011)	0.046*** (0.010)	0.058*** (0.011)	-0.007 (0.011)	-0.008 (0.011)
個體 固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年 固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡 固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	15,003	15,003	15,003	15,003	15,003

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

表 5 女性全體樣本婚姻效果之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均時薪	-58.323*** (6.478)	25.519*** (8.065)	14.772* (8.069)	-0.600 (7.866)	8.888 (7.898)
平均週工時	-11.443*** (0.754)	-5.653*** (0.978)	-3.919*** (1.023)	-6.017*** (1.049)	-4.291*** (0.982)
工作機率	-0.229*** (0.014)	-0.088*** (0.020)	-0.059*** (0.020)	-0.109*** (0.021)	-0.070*** (0.018)
個體 固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年 固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡 固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	13,222	13,222	13,222	13,222	13,222

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

表 6 全體樣本有無小孩之效果分析

應變數 自變數	男性			女性		
	時薪	工時	工作機率	時薪	工時	工作機率
結婚 (M)	16.963 (10.937)	-1.356* (0.863)	-0.012 (0.012)	15.087* (8.914)	-2.746*** (1.040)	-0.038* (0.019)
有無小 孩(C)	-86.742*** (26.232)	0.520 (4.760)	-0.063 (0.061)	42.462** (21.603)	-0.883 (3.836)	0.027 (0.067)
交乘項 (M*C)	51.489** (24.249)	1.456 (4.746)	0.077 (0.060)	-61.166*** (21.375)	-4.713 (3.753)	-0.139** (0.065)
樣本數	15,003			13,222		

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：表中 M 代表已婚變數 MARRIED，而 C 代表有無小孩變數 CHILD

註 4：本表的估計結果係利用模型(5)所估計而得到



表 7 平均週工時與平均每週家務時間對男性全體樣本之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均週工時	1.175* (0.700)	1.327* (0.752)	2.626*** (0.792)	-0.808 (0.827)	-0.872 (0.828)
平均每週家務時間	2.867*** (0.181)	2.772*** (0.247)	2.422*** (0.266)	2.421*** (0.267)	1.590*** (0.295)
個體固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	15,003	15,003	15,003	15,003	15,003

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10% 顯著水準，**代表 5% 顯著水準，***代表 1% 顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

表 8 平均週工時與平均每週家務時間對女性全體樣本之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均週工時	-11.443*** (0.754)	-5.653*** (0.978)	-3.919*** (1.023)	-6.017*** (1.049)	-4.291*** (0.982)
平均每週家務時間	14.240*** (0.399)	7.693*** (0.797)	7.915*** (0.810)	7.295*** (0.824)	4.762*** (0.758)
個體固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	13,222	13,222	13,222	13,222	13,222

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10% 顯著水準，**代表 5% 顯著水準，***代表 1% 顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

表 9 結婚年數之效果分析

應變數 自變數	男性			女性		
	時薪	工時	工作機率	時薪	工時	工作機率
結婚(M)	9.871 (8.713)	-0.718 (0.834)	-0.004 (0.011)	9.659 (7.867)	-4.390*** (0.987)	-0.070*** (0.019)
交乘項 (M*Y)	-0.596 (1.646)	-0.295** (0.139)	-0.007*** (0.002)	-1.294 (0.915)	0.166 (0.117)	0.001 (0.002)
樣本數	15,003			13,222		

註 1：括弧內的數字為標準誤

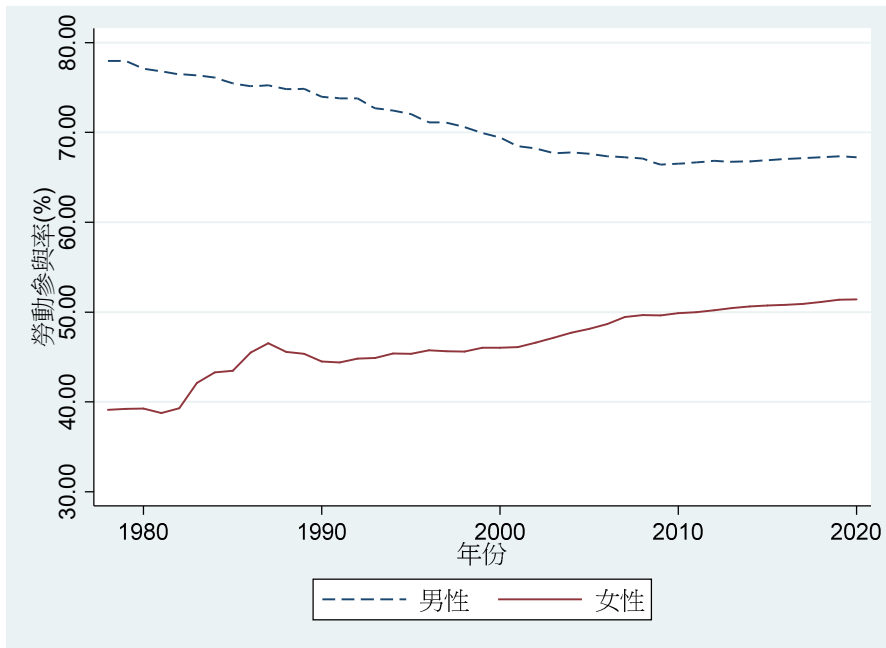
註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：表中 M 代表已婚變數 MARRIED，而 Y 代表結婚年數 MARYEAR

註 4：本表的估計結果係利用模型(5)所估計而得到



圖 1 性別的勞動參與率差異—1978 年至 2020 年



資料來源：行政院主計處



附錄圖表

表 10 男性工作樣本婚姻效果之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均時薪	87.174*** (15.826)	66.868*** (9.347)	20.728* (11.106)	15.726* (9.056)	12.472 (8.639)
平均週工時	0.374 (0.489)	-0.917* (0.537)	-0.010 (0.571)	-0.361 (0.593)	-0.430 (0.587)
個體 固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年 固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡 固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	12,951	12,951	12,951	12,951	12,951

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

註 4：此處因採用工作樣本故工作機率不予探討

表 11 女性工作樣本婚姻效果之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均時薪	-16.113** (7.272)	45.298*** (8.054)	20.654** (8.114)	16.659** (7.793)	20.163** (8.360)
平均週工時	-1.527*** (0.502)	-1.963*** (0.580)	-1.299** (0.630)	-1.374** (0.651)	-1.347** (0.656)
個體 固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年 固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡 固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	9,325	9,325	9,325	9,325	9,325

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10% 顯著水準，**代表 5% 顯著水準，***代表 1% 顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

註 4：此處因採用工作樣本故工作機率不予探討

表 12 工作樣本有無小孩之效果分析

應變數 自變數	男性			女性		
	時薪	工時	工作機率	時薪	工時	工作機率
結婚 (M)	20.567* (11.222)	-0.747 (0.587)	—	21.801** (9.554)	-1.156* (0.656)	—
有無小 孩(C)	-84.193*** (27.120)	4.388 (4.239)	—	40.560* (23.821)	-3.168 (3.432)	—
交乘項 (M*C)	46.910* (24.870)	-2.870 (4.225)	—	-43.991* (23.269)	2.098 (3.296)	—
樣本數	12,951			9,325		

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：表中 M 代表已婚變數 MARRIED，而 C 代表有無小孩變數 CHILD

註 4：本表的估計結果係利用模型(5)所估計而得到，此處因採用工作樣本故工作機率不予探討



表 13 工作樣本結婚年數之效果分析

應變數 自變數	男性			女性		
	時薪	工時	工作機率	時薪	工時	工作機率
結婚 (M)	11.990 (8.812)	-0.442 (0.591)	—	21.064** (8.294)	-1.415** (0.658)	—
交乘項 (M*Y)	1.125 (1.911)	0.027 (0.132)	—	-1.274 (1.192)	0.096 (0.102)	—
樣本數	12,951			9,325		

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：表中 M 代表已婚變數 MARRIED，而 Y 代表結婚年數 MARYEAR

註 4：本表的估計結果係利用模型(5)所估計而得到，此處因採用工作樣本故工作機率不予探討



表 14 不含離婚、喪偶男性樣本婚姻效果之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均時薪	79.850*** (14.172)	71.602*** (9.176)	35.709*** (10.833)	12.919 (8.986)	8.332 (8.638)
平均週工時	1.175 (0.700)	1.183 (0.752)	2.401*** (0.793)	-0.965 (0.831)	-0.998 (0.832)
工作機率	0.017 (0.011)	0.043*** (0.010)	0.053*** (0.011)	-0.012 (0.011)	-0.011 (0.011)
個體固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	14,554	14,554	14,554	14,554	14,554

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

表 15 不含離婚、喪偶女性樣本婚姻效果之估計結果

迴歸模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均時薪	-58.323*** (6.478)	26.782*** (8.177)	15.109* (8.181)	0.354 (7.958)	10.447 (8.003)
平均週工時	-11.443*** (0.754)	-5.708*** (0.983)	-4.145*** (1.029)	-5.971*** (1.052)	-4.159*** (0.987)
工作機率	-0.229*** (0.014)	-0.090*** (0.020)	-0.063*** (0.021)	-0.109*** (0.021)	-0.068*** (0.019)
個體固定效果	—	✓	✓	✓	✓
訪問年固定效果	—	—	✓	✓	✓
年齡固定效果	—	—	—	✓	✓
控制變數	—	—	—	—	✓
樣本數	12,206	12,206	12,206	12,206	12,206

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：模型中採用的控制變數為平均年資與小孩個數

表 16 不含離婚、喪偶樣本有無小孩之效果分析

應變數 自變數	男性			女性		
	時薪	工時	工作機率	時薪	工時	工作機率
結婚 (M)	16.674 (11.032)	-1.475* (0.866)	-0.014 (0.012)	15.191* (8.976)	-2.740*** (1.046)	-0.039** (0.020)
有無小 孩(C)	-46.848 (34.470)	5.001 (7.599)	-0.003 (0.080)	-9.418 (17.252)	-7.876* (4.606)	-0.050 (0.039)
交乘項 (M*C)	10.834 (35.297)	-2.887 (7.595)	0.018 (0.080)	-8.657 (18.277)	2.383 (4.627)	-0.060 (0.040)
樣本數	14,554			12,206		

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：表中 M 代表已婚變數 MARRIED，而 C 代表有無小孩變數 CHILD

註 4：本表的估計結果係利用模型(5)所估計而得到



表 17 不含離婚、喪偶樣本結婚年數之效果分析

應變數 自變數	男性			女性		
	時薪	工時	工作機率	時薪	工時	工作機率
結婚 (M)	8.982 (8.790)	-0.850 (0.836)	-0.008 (0.011)	10.472 (7.970)	-4.200*** (0.988)	-0.068*** (0.019)
交乘項 (M*Y)	-1.994 (1.951)	-0.452*** (0.172)	-0.008*** (0.002)	-0.193 (1.661)	0.312* (0.184)	0.005 (0.003)
樣本數	14,554			12,206		

註 1：括弧內的數字為標準誤

註 2：*代表 10%顯著水準，**代表 5%顯著水準，***代表 1%顯著水準

註 3：表中 M 代表已婚變數 MARRIED，而 Y 代表結婚年數 MARYEAR

註 4：本表的估計結果係利用模型(5)所估計而得到



圖 2 男性平均時薪之結婚年數動態效果分析

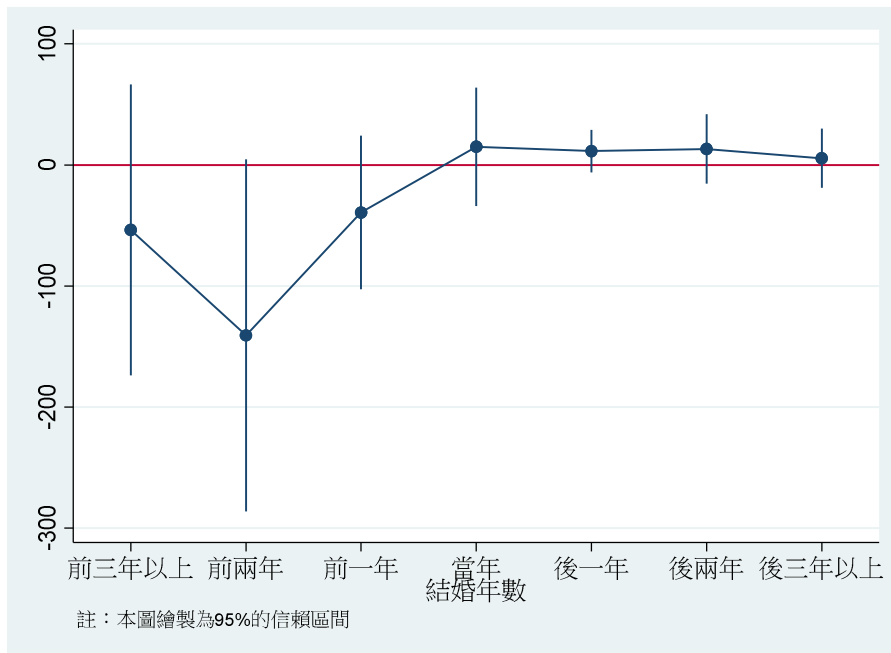


圖 3 女性平均時薪之結婚年數動態效果分析

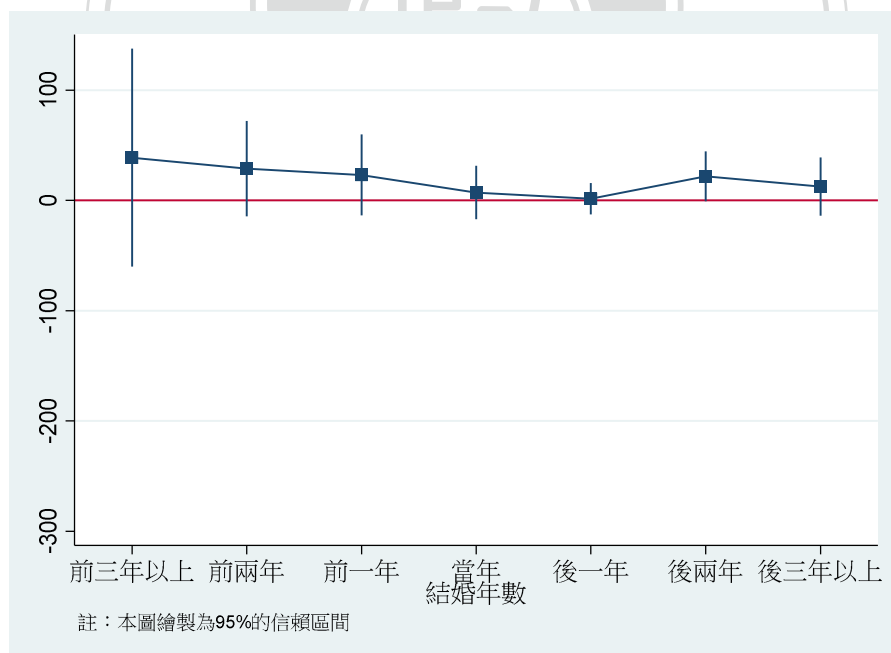


圖 4 男性平均週工時之結婚年數動態效果分析

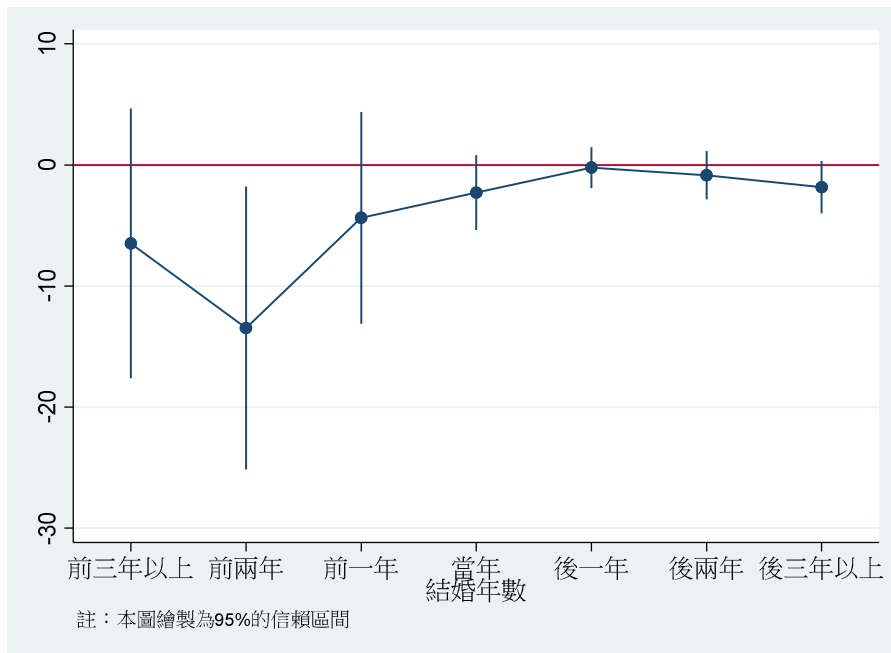


圖 5 女性平均週工時之結婚年數動態效果分析

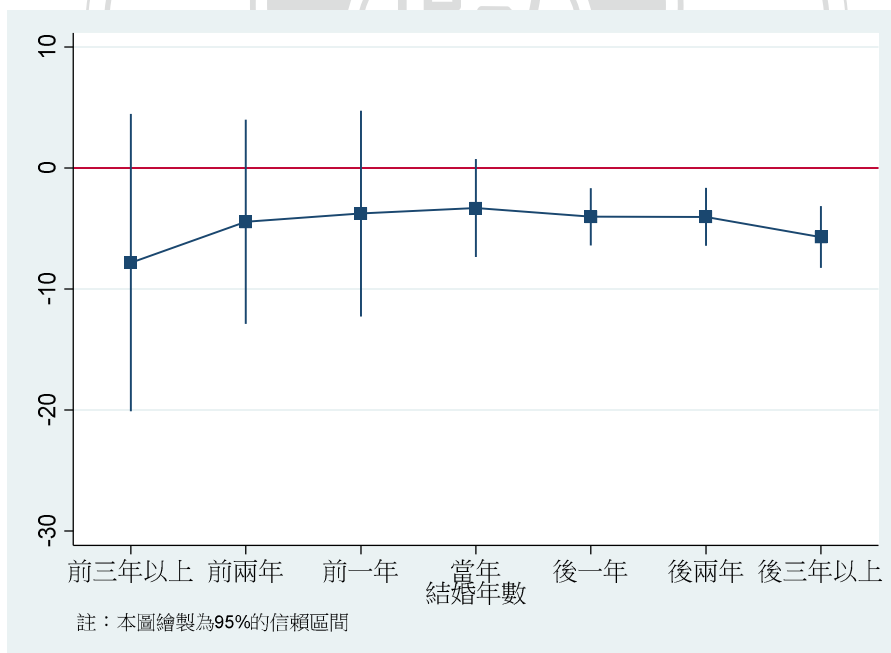


圖 6 男性工作機率之結婚年數動態效果分析

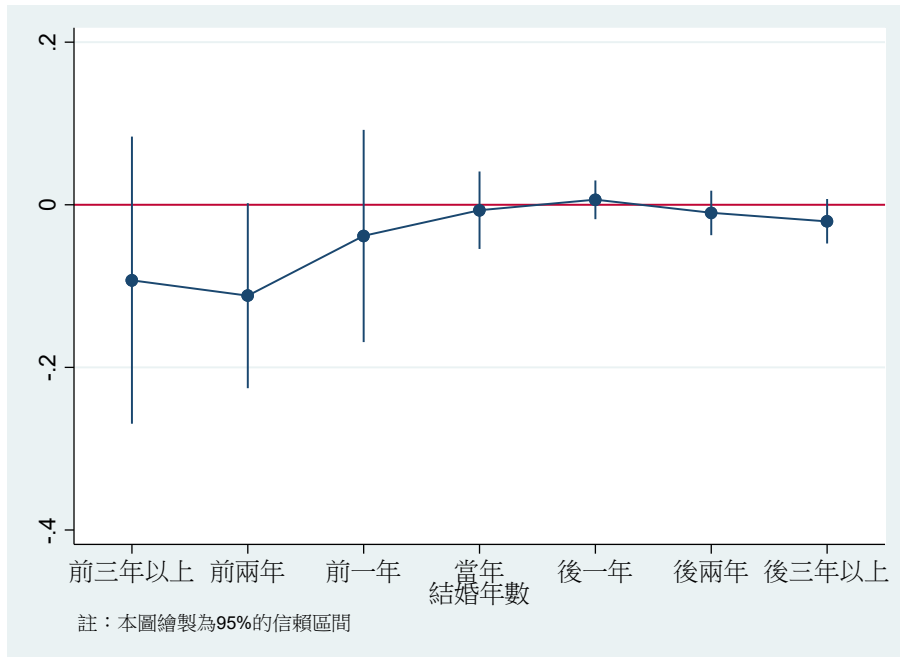


圖 7 女性工作機率之結婚年數動態效果分析

