

衛生福利巨量資料勞動力加值 研究—特定勞動族群之健康福 祉與重返職場就業促進為例

**Health and Labor Insurance Big Data Value Added
Application: Health Welfare, Return to Work, and
Employment Promotion of Specific Labor Groups**



衛生福利巨量資料勞動力加值研究—特定
勞動族群之健康福祉與重返職場就業促進
為例

**Health and Labor Insurance Big Data
Value Added Application: Health Welfare,
Return to Work, and Employment
Promotion of Specific Labor Groups**

衛生福利巨量資料勞動力加值研究—特定
勞動族群之健康福祉與重返職場就業促進
為例

**Health and Labor Insurance Big Data
Value Added Application: Health Welfare,
Return to Work, and Employment
Promotion of Specific Labor Groups**

研究主持人：黃春長、江淳芳

計畫主辦單位：勞動部勞動及職業安全衛生研究所

研究期間：中華民國 106 年 05 月 01 日至 107 年 12 月 31 日

本研究報告公開予各單位參考
惟不代表勞動部政策立場

勞動部勞動及職業安全衛生研究所
中華民國 108 年 6 月

摘要

本研究運用勞動與衛福跨部會巨量資料，進行國內特定勞動族群之健康福祉與重返職場就業促進勞動力發展，探討勞工健康、勞動經濟對特定族群積極性勞動力開發的影響。

研究方法以跨部會行政次級資料，進行巨量資料統計分析。主題包含(一)申請育嬰留職停薪婦女之就業與子女健康影響效果分析：以申請育嬰留職停薪者為研究對象，分析育嬰留職停薪政策對母親就業狀況的影響，以及比較申請育嬰留職停薪與否對新生兒住院狀況的影響。發現申請育嬰留職停薪對婦女生產 4 年後的就業狀況有負面影響，而母親是否在新生兒 1 歲前申請育嬰留職停薪，對小孩的住院狀況沒有正面影響。(二)失業對就業、薪資及健康影響分析：運用請領失業給付資料串連勞保與健保就醫資料，分析失業者隨後就業與健康影響。發現個人經歷失業除了對其未來在薪資表現上造成明顯負向影響之外，亦可能增加個人至精神科門診就診的機率與就診次數。(三)基本薪資調整對就業市場的影響：運用勞就保被保險人檔及事業單位檔分析 2007 年基本薪資調整對勞動市場的影響。發現兼全職「低薪者」(低於調漲後基本工資)之實質薪資所得提高，就業率微幅增加，且新聘率增加、離職率降低。(四)新住民就業狀況：運用新住民被保險人檔，串連健保就醫檔，分析新住民的就業狀況。發現最近來臺的大陸配偶其第一份工作的投保薪資水準有愈來愈趨近本籍女性勞工的現象。(五)薪資補貼調整對就業的影響分析：運用勞保被保險人檔及事業單位檔，分析 22K 政策，對青年就業影響。(六)景氣循環對大學畢業生就業市場的衝擊：運用勞保被保險人檔及事業單位檔，估計景氣循環對大學生畢業生就業的影響。

關鍵字：衛生福利、巨量資料、勞動力、特定勞動族群、就業促進

Abstract

Based on administration data of labor insurance records and National Health Insurance records, we analyze the effects of policy reforms or economic shocks on specific labor groups, and factors contributing to increasing labor force.

We conduct statistical analyses based on administrative data from various sources. Our main topics are as follows: (i) The effects of parental leave policy reform on the female labor market outcomes and children's health: We find that taking parental leave significantly reduces female workers' employment 4 years after giving a birth. We also find that taking parental leave before the newborns' first birthday has no significant effect on the probability of newborns' hospitalization. (ii) The effects of unemployment on the subsequent work status, wage, and health conditions: Based on unemployment compensation records, labor insurance records, and National Health Insurance data, we analyze the subsequent job and health conditions of the unemployed people. We find significant negative effects of unemployment on subsequent wages, and the probability and frequency to consult a psychiatrist also increase. (iii) The effect of minimum wage adjustment on employment: Based on administration data of labor insurance records, we analyze how minimum wage adjustment in 2007 affects the labor market. We find low wage workers' (wages lower than the new minimum wage) real income rises, employment rate slightly increases and the rate of resignation decreases. (iv) Immigrants' employment: We use foreign spouses' insurance records and National Health Insurance data to analyze foreign spouses' work status. We find that the wage level of Chinese spouses' first job to be closer to native female workers' wage level. (v) How wage subsidy policy affects employment: We use administrative data on labor insurance records to investigate the effects of 22K policy on youth employment. (vi) Business cycle and new graduates' employment: We use administration data of labor insurance records to estimate the effects of the business cycle on new graduates' employment.

Keyword: Health and welfare, Big data, Labor force, Employment promotion

目次

摘要.....	i
Abstract.....	ii
目次.....	iii
圖目次.....	iv
表目次.....	vii
第一章 研究介紹.....	1
第二章 政策研究中行政資料與歐美國家的經驗.....	6
第一節 政策研究中行政資料的重要性.....	6
第二節 歐美國家行政資料的概況.....	10
第三節 本研究使用之勞保行政資料.....	21
第三章 研究背景與文獻探討.....	23
第一節 育嬰留職停薪背景與相關文獻.....	23
第二節 22K 政策背景及相關文獻.....	27
第三節 景氣循環相關文獻.....	30
第四節 新住民相關文獻.....	32
第四章 分析方法及分析結果.....	35
第一節 我國育嬰留職停薪政策分析.....	35
第二節 失業對勞動市場與個人健康之影響.....	70
第三節 基本工資的政策效果.....	85
第四節 新住民的就業與健康.....	143
第五節 22K 政策對就業市場的影響.....	194
第六節 景氣循環對大學畢業生就業市場的衝擊.....	207
第五章 結論與政策建議.....	211
第一節 臺灣育嬰留職停薪分析.....	211
第二節 失業對勞動市場與個人健康之影響.....	212
第三節 基本工資的政策效果.....	212
第四節 新住民的就業與健康.....	213
第五節 22K 政策與景氣循環對就業市場的影響.....	215
誌謝.....	217
參考文獻.....	218

圖目次

圖 1	FDZ 提供之資料類型及其資料來源	1
圖 2	本研究研究概念	5
圖 3	社會科學資料來源的特性(Connelly et al., 2016)	6
圖 4	運用行政資料在經濟領域四大期刊於不同年代所發表之比例	10
圖 5	運用調查資料在經濟領域四大期刊於不同年代所發表之比例	11
圖 6	德國 Research Data Centre 的組織架構	12
圖 7	FDZ 研究中心的資料來源	13
圖 8	德國資料研究中心計畫(參考：Bender, Burghardt, and Schiller (2014))	14
圖 9	英國行政資料架構	16
圖 10	芬蘭人口與住宅普查系統	18
圖 11	每月初次申請育嬰留職停薪津貼人數	38
圖 12	請假天數分布	38
圖 13	小孩生月與育嬰留職停薪津貼可得性	39
圖 14	小孩生月與育嬰留職停薪津貼申請機率	40
圖 15	生育女性與未生育女性 4 年後的工作狀況(隨機抽樣)	42
圖 16	生育女性與未生育女性 4 年後的工作狀況(粗化精確配對)	43
圖 17	小孩出生月與母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的比例	62
圖 18	失業人次—以性別區分	71
圖 19	各投保薪資級距之失業次數占總失業人次之比例	72
圖 20	各年齡層之之失業次數占總失業人次之比例	73
圖 21	失業人次—以廠商規模區分	74
圖 22	精神疾病門診就診之勞工總人數趨勢圖	75
圖 23	歷年失業者與未失業者在精神疾病門診就診比例之差異	77
圖 24	歷年失業者與未失業者在精神疾病門診平均就診次數之差異	78
圖 25	歷年基本工資變動	90
圖 26	基本月薪調整覆蓋率	94

圖 27	全職投保薪資 $\leq 17,400$ 人數.....	95
圖 28	兼職人數.....	96
圖 29	女性就業率與薪資(不同樣本選擇方式).....	99
圖 30	基本工資調漲前的薪資分布(原低薪/次低薪樣本).....	100
圖 31	廠商數量.....	106
圖 32	廠商性質.....	107
圖 33	廠商僱用人數.....	108
圖 34	員工平均薪資.....	112
圖 35	消費者物價指數.....	113
圖 36	廠商總給薪(勞動成本).....	116
圖 37	離職與新聘率.....	118
圖 38	原低薪者就業與薪資.....	123
圖 39	原次低薪者就業與薪資.....	124
圖 40	「原次低薪者」與「原低薪者」差異.....	135
圖 41	本籍與外籍勞工人數.....	151
圖 42	本籍與外籍勞工職災死亡人數.....	152
圖 43	本籍與外籍勞工職災傷病人數.....	153
圖 44	歷年本籍勞工勞動市場結果之趨勢.....	155
圖 45	歷年本籍勞工職災死亡、傷病結果之趨勢.....	156
圖 46	歷年外籍、大陸配偶就業人數占比.....	164
圖 47	歷年外籍、大陸配偶從事全職與兼職工作之就業人數占比.....	165
圖 48	外籍、大陸配偶就業人數排名前十大縣市.....	166
圖 49	外籍配偶就業人數排名前二十大產業.....	167
圖 50	大陸配偶就業人數排名前二十大產業.....	168
圖 51	歷年外籍、大陸配偶勞保平均的投保薪資水準.....	170
圖 52	歷年外籍、大陸配偶適用基本工資的就業人數占比.....	171
圖 53	歷年受僱於各種工廠規模的外籍與大陸配偶之人數占比.....	171

圖 54	歷年從事危險工作的外籍與大陸配偶之人數占比	172
圖 55	大陸配偶團聚至初設戶籍登記流程圖	174
圖 56	不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶首次進入勞動市場的年齡	185
圖 57	不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶第一份工作即從事全職工作的比例	186
圖 58	不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶第一份工作的投保薪資水準	187
圖 59	不同工作經驗長度的本籍女性勞工、大陸配偶第一份工作的投保薪資水準與我國政府輔助新住民的就業措施	192
圖 60	22-25 歲男性勞工薪資組成時間趨勢	197
圖 61	22-25 歲女性勞工薪資組成時間趨勢	198
圖 62	男性青年的就業比率時間趨勢圖	199
圖 63	女性青年的就業比率時間趨勢圖	200
圖 64	男性青年平均薪資時間趨勢圖	201
圖 65	女性青年平均薪資時間趨勢圖	202

表目次

表 1	104 年特定族群人口統計現況.....	2
表 2	1990 年以來全球利用行政資料研究教育議題的論文統計.....	9
表 3	北歐四國建立行政資料的時程.....	17
表 4	勞保相關資料使用說明.....	21
表 5	育嬰假相關文獻整理.....	26
表 6	敘述統計.....	42
表 7	生產 4 年後的工作狀況(簡單線性迴歸).....	46
表 8	育嬰留職停薪改革對育嬰留職停薪申請機率的影響.....	48
表 9	生產 2 年後的工作狀況.....	48
表 10	生產 4 年後的工作狀況.....	49
表 11	育嬰留職停薪改革對不同所得母親育嬰留職停薪申請機率的影響.....	51
表 12	生產 2 年後的工作狀況(低所得).....	52
表 13	生產 2 年後的工作狀況(高所得).....	53
表 14	生產 4 年後的工作狀況(低所得).....	54
表 15	生產 4 年後的工作狀況(高所得).....	55
表 16	育嬰留職停薪改革對育嬰留職停薪申請機率的影響.....	56
表 17	生產 2 年後的工作狀況.....	57
表 18	生產 4 年後的工作狀況.....	58
表 19	敘述統計.....	63
表 20	2009 年政策改革對母親是否在小孩一歲前申請育嬰留職停薪的影響.....	65
表 21	2009 年政策改革對母親申請育嬰留職停薪的影響.....	66
表 22	2009 年政策改革對不同所得的母親是否在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的影響.....	67
表 23	育嬰留職停薪對小孩住院狀況的影響(簡單線性迴歸).....	68
表 24	育嬰留職停薪對小孩住院狀況的影響(工具變數法).....	69
表 25	精神疾病門診就診之勞工總數與比例-按就業狀況區分.....	76
表 26	精神疾病門診就診之勞工比例-按就業狀況與薪資級距區分.....	77

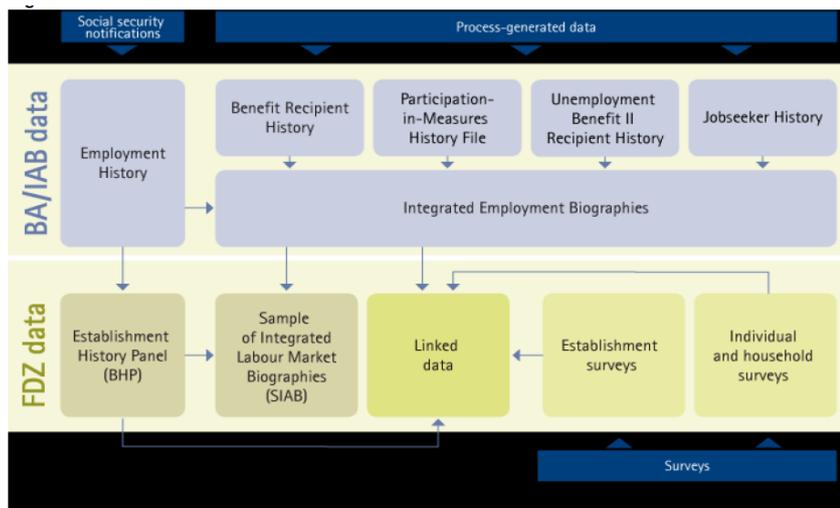
表 27	個人失業對其 1 年後薪資的影響.....	81
表 28	個人失業對其 2 年後薪資的影響.....	82
表 29	個人失業對其 3 年後薪資的影響.....	83
表 30	個人經歷失業對因精神疾病而就診機率之影響.....	84
表 31	個人經歷失業對因精神疾病而就診的次數之影響.....	85
表 32	廠商敘述統計.....	105
表 33	廠商僱用效果估計.....	111
表 34	薪資效果估計.....	114
表 35	總薪資效果估計.....	117
表 36	員工周轉率效果估計.....	119
表 37	個人樣本敘述統計.....	121
表 38	個人樣本估計.....	127
表 39	估算直接與外溢效果.....	130
表 40	個人就業與薪資效果估計(調整樣本).....	132
表 41	估算直接與外溢效果(調整樣本).....	133
表 42	就業與薪資差距估計.....	136
表 43	名目薪資差距估計.....	138
表 44	勞保單位被保險人檔之資料一覽表.....	144
表 45	敘述統計量.....	146
表 46	本國勞動力運用之情形與勞動安全狀況.....	149
表 47	本籍勞工之勞動市場結果.....	154
表 48	外籍勞工占比對本籍勞工勞動市場結果的影響.....	158
表 49	外籍勞工占比對本籍勞工職災死亡、傷病結果的影響.....	159
表 50	勞保季資料及月資料比較表.....	161
表 51	新住民的勞動市場結果.....	163
表 52	我國國民身分證編碼方式.....	175
表 53	大陸配偶的樣本數.....	178

表 54	不同工作經驗長度的本籍勞工與大陸配偶之樣本數	179
表 55	分析主體的敘述統計量	182
表 56	不同工作經驗長度之分析主體的敘述統計量	183
表 57	我國政府輔助新住民的就業措施	190
表 58	差異中之差異估計法 (Difference-in-difference) 分析結果	204
表 59	中斷點迴歸設計 (Regression Discontinuity Design) 分析結果	206
表 60	迴歸分析結果	209

第一章 研究介紹

勞動力是國家經濟發展重要因素，面對經濟全球化及國內外社會經濟環境快速轉變的挑戰，本研究旨在營造更公平合理的勞動環境，並推動利於國家整體社會經濟永續發展的勞動政策與勞動生活福祉。根據內政部統計 15 歲至 64 歲工作年齡的人口占總人口比率，已於 101 年達最高峰(74.2%)後開始下降。人數亦將於 105 年達 1,730 萬人後開始遞減。國家勞動人力缺口在勞動市場受到青年族群晚進與中高齡族群早退的影響，現面臨勞動市場的結構轉型及人力運用需求變化的調整，故需建構合宜勞動環境，開發潛在勞動人力，增進勞動參與率。

面對全球化與資料經濟發展，運用巨量資料優化政府施政、厚植資料分析能量與促進政策推動，為現今國際趨勢，如北歐的丹麥、挪威、瑞典、芬蘭等國家將國家各項行政資料整合並開放。德國自 1998 年開始建構巨量資料的基礎建設，於 2004 年成立 The Research Data Centre(FDZ)，成為德國勞動市場政策的主管機關-勞動及社會部的勞動市場資料中心。資料類型特色，包含(1)雇主提供員工聘僱歷史紀錄；(2)福利給付、失業給付、勞動市場參與狀況、登記求職者等行政資料；(3)家戶調查資料等(如圖 1)。



Source: IAB Data Research Centre

圖 1 FDZ 提供之資料類型及其資料來源

丹麥行政資料由丹麥統計局 (Statistics Denmark, SDK) 管理，將出生、家庭、教育、就業、所得、消費、財富、居住、遷徙、醫療、福利、死亡等主題資料串聯。此資料串聯有利於該國 1960 年代建立的退休金制度，追蹤每個國民在工作期間所累積的退休金。

臺灣行政資料運用的部分，行政院因應人口結構改變的健康福祉需求，積極以資料之實證基礎論證，鼓勵各部會在巨量資料的各種結構化、非結構化的異質資料智慧加值應用。本研究首次結合跨部會領域巨量資料資源，進行 106 年度政府科技發展綱要計畫「建構智慧健康生活圈：應用巨量資料及整合醫療與產業研發能量(1/4)」之子計畫推行。

根據國內勞動就業統計概況所示：104 年就業人數平均為 1,119 萬 8 千人，較 103 年增加 11 萬 9 千人或 1.08%。失業人數平均為 44 萬人，較 103 年減少 1 萬 7 千人或 3.64%；失業率平均為 3.78%，較 103 年下降 0.18 個百分點。勞動力參與率平均為 58.65%。世界主要國家(地區)最新失業率如次：法國 10.1%，加拿大 7.1%，英國 5.2%，美國 5.0%，德國 4.5%，南韓 3.4%，日本 3.3%，香港 3.3%，新加坡 2.0%(居民失業率 3.0%)。我國現因高齡少子化使人口結構產生改變，產業將面臨嚴重缺工，2020 年預估就業人力缺口高達 186 萬人，且有高齡化現象。如何增進人力資本及促進相關特定族群就業為重要議題，根據國內 104 年各部會相關人口統計現況(如表 1)，估計 1,355,779 人。

表 1 104 年特定族群人口統計現況

類型	人數	資料來源
長期失業者	440,000	主計處
育嬰留職停薪者	49,344	勞動部
新住民(外籍及大陸配偶)	510,250	內政部
中低收入戶	356,185	衛福部
共 計	1,355,779	

特定族群大多為社會基層弱勢，在就業、經濟困境與健康層面上存在諸多問題。根據勞動部本部 105 年「領取失業給付勞工之就業關懷調查」結果，領取失業給付勞工，沒有再就業占 24.9%。曾再就業者返回職場期間平均為 21.5 週。目前未找工作原因「料理家務(含照顧家人)」占 7.4%最高，其次「想工作而未找工作且隨時可以開始工作」占 2.3%，「年紀較大(含退休)」占 1.8%；失業者面臨「雇主拒絕」、「社會關係疏離」、「家庭支持降低」等社會排除威脅。並引發後續其他社會問題，例如自殺、犯罪、家庭、或貧窮問題等。心理學視失業為壓力事件或來源，對個體身心健康有相當程度影響。包括憂鬱、物質濫用(菸酒等)、身心症狀(頭痛、失眠等)等問題。在快速的經濟環境變動下，弱勢族群更容易受到衝擊，因此在此計畫中將一一分析失業者與新住民等弱勢族群的就業狀況及健康情形並分析生育婦女的就業狀況。也將研究過去的各项勞工政策與經濟環境變動對這些弱勢族群的影響，以作為政府施政的參考。

育嬰留職停薪實施，自 2002 年「兩性工作平等法」立法，同年公布「兩性工作平等法施行細則」。經過多次修正後，於 97 年更名為「性別工作平等法」，受惠範圍由 30 人以上企業擴大至全國所有公私單位。並且不限於女性申請，讓更多父母能夠暫時離開職場，回歸家庭照顧小孩。由勞動部本部 105 年之「育嬰留職停薪期滿復職關懷調查」報告顯示，返回原事業單位任職占 81%，沒有計畫返回占 19.0%(12.8%計畫轉換工作，6.2%計畫離開職場)。申請者中，男性有計畫返回原事業單位任職占 82.3%高於女性之 80.8%，而計畫轉換工作以男性較多(男性 16.1%、女性 12.1%)，計畫離開職場以女性居多(男性 1.6%、女性 7.1%)。勞工未返回原事業單位的主要原因以「家庭因素自願離開職場(如照顧小孩)」占 44.1%最高，其次為「想從事工時較短或較彈性的工作」占 9.4%，「轉換離家近的工作」占 8.6%居第三，「雇主無法提供恢復原職，無法接受職務調整而轉職」占 8.3%，「想轉換不同的工作內容、環境」占 7.9%，「找到薪資較高或有升遷機會的工作」占 7.6%，其他原因均為 5%以下。因申請育嬰留職停薪

者以女性較多¹，所以研究育嬰留職停薪津貼與工作保障對於生育婦女的產後就業影響，並研究育嬰留職停薪是如何影響新生兒的健康狀況，探討是否能透過育嬰留職停薪的實施改善中低收入者家庭中新生兒的健康。

我國新住民人數與比例部分，民國 104 年外裔、外籍、大陸及港澳配偶在臺人數共 51 萬 250 人，其中以大陸籍配偶的人數最多，約占總外配人數的 64.47%，其次為越南籍配偶人數為多，約占總外配人數的 18.77%。在臺灣的東南亞及大陸外配之本國配偶，以在臺灣婚姻市場中居於相對弱勢的男子為主(如社經地位較差、年紀偏高或身心障礙者)，並在仲介業者穿針引線下完成嫁娶。移入臺灣家庭後，面對著需克服語言問題及文化與生活上的適應落差。新住民因為社會關係網、適應問題及居留問題可能導致其就業的弱勢。此外，根據 Haas(2006)的研究，父母的社經地位又可能藉由小孩的健康狀況傳遞給小孩。因此在計畫中，首先透過勞保資料研究第一代新住民的就業及收入，試圖勾勒出新住民與本籍勞工就業樣貌差異。

為解決 2008 年國際金融海嘯帶來的高青年失業率，教育部於 2009 年 4 月提出「大專畢業生至企業職場實習方案」，俗稱 22K 方案或 22K 政策，其原意雖為增加青年就業，但其帶來的定錨或替代效果亦可能對就業市場帶來負面的衝擊。先進國家有關最低工資經濟效果之評估的研究相當多，包含美國以時間序列進行相關分析，以線性機率模型估計出最低工資對低薪者的就業彈性。我國在這方面的研究則相對較為缺乏，而為了全面分析政策的效果，也將勞工經歷失業對健康的影響納入本研究中。本研究利用勞動部與各部會的行政資料，探討總體經濟環境變動的對臺灣勞動力結構與弱勢勞工的影響。

除了勞工政策引起的波動，本研究也關心景氣循環帶來的衝擊，在景氣衰退時，在給定性別及教育程度的基礎上對於是否為首度就業者在「薪資」與「就業情況」的變

¹ 申請育嬰留職停薪 女性高達 88%仍佔大宗。聯合新聞網。2017 年 5 月 10 日。取自 <https://udn.com/news/index>。

化進行探討。同時，Oreopoulos, Wachter, and Heisz(2012)指出，在經濟蕭條時期進入職場者的薪資不僅較低，且還會延續一段時間。因臺灣至今尚無類似研究，故研究團隊擬透過所有 1978-1990 出生者，繼續觀察 2008 年金融海嘯前後進入職場者的「薪資」與「就業情況」趨勢。

本研究冀以針對確保勞動福祉，打造更好的勞動環境，促進勞動力永續發展，提升國家競爭力立意，進行建立勞政與社政合作的弱勢族群重返職場支持性就業服務研究初探，預期達成健康、社會福利及促進就業的勞政與衛政決策研議。研究概念如圖 2：

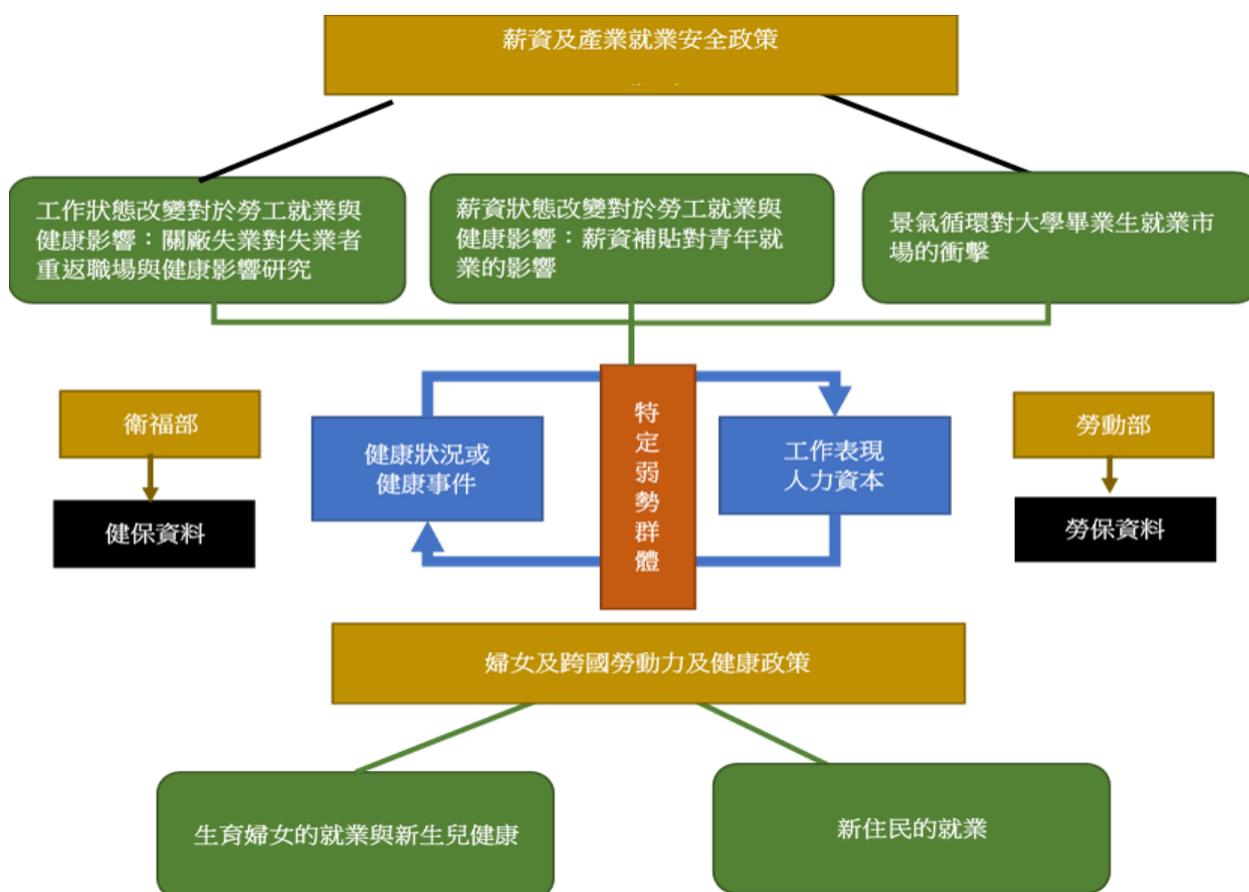


圖 2 本研究研究概念

第二章 政策研究中行政資料與歐美國家的經驗

近年來，世界各國愈來愈重視使用政府的行政資料，隨著電腦運算能力的進步，政府機關與民間機構愈來愈能夠蒐集大量數據，而研究者愈來愈能夠在短時間之內運用大量資料進行分析，使得大數據的價值逐步提高。本文將說明行政資料的使用價值，歐美國家使用行政資料的概況，與本研究計畫使用勞保行政資料的狀況。

第一節 政策研究中行政資料的重要性

在社會科學的研究中，資料來源的性質可區分成「Made Data」與「Found Data」兩大類，其中「Made Data」包含實驗性(Experimental)與社會調查的觀察(Observational)，而「Found Data」則包括行政資料與其他形式的大數據。(Connelly et al., 2016) 行政資料與調查資料最大的差異是行政資料不是為研究目的而進行蒐集，它原先大多是為行政部門施政目的而非統計目的所蒐集的登記資料，例如：結婚登記、出生登記或戶籍登記。社會科學研究資料的性質，請參考圖 3 Connelly et al. (2016)文章的討論。

Made Data Experimental	Made Data Observational (e.g. Social Surveys)	Found Data Administrative Data	Found Data Other Types of Big Data
<ul style="list-style-type: none"> • Data are collected to investigate a fixed hypothesis. • Usually relatively small in size. • Usually relatively uncomplex. • Highly systematic. • Known sample / population. 	<ul style="list-style-type: none"> • Data may be used to address multiple research questions. • Data may be very large and complex (but usually smaller than big data). • Highly systematic. • Known sample / population. 	<ul style="list-style-type: none"> • Data are not collected for research purposes. • May be large and complex. • Semi-systematic. • May be messy (i.e. may involve extensive data management to clean and organise the data). • Multidimensional (i.e. may involve multiple fragments of data which have to be brought together through data linkage). • Usually a known sample / population. 	<ul style="list-style-type: none"> • Data are not collected for research purposes. • May be very large and very complex. • Some sources will be very unsystematic (e.g. data from social media posts). • Very messy / chaotic. • Multidimensional (i.e. may involve multiple fragments of data which have to be brought together through data linkage). • Sample / population usually unknown.

圖 3 社會科學資料來源的特性(Connelly et al., 2016)

根據聯合國在 2013 年為亞太國家舉辦的訓練課程(United Nations, 2013)，整理歸類行政資料的型式與關係包括下列各大項：

- Tax data
 - Personal income tax
 - Value Added Tax (VAT)
 - Business/profits tax
 - Property taxes
 - Import/export duties
- Social security data
 - Contributions
 - Benefits
 - Pensions
- Health/education records
- Registration systems for persons/ businesses/ property/ vehicles
- Identity cards/ passports/ driving licenses
- Electoral registers
- Register of farms
- Local council registers
- Building permits
- Licensing systems e.g. television, sale of restricted goods
- Published business accounts
- Internal accounting data held by businesses
- Private businesses with data holdings:
 - Credit agencies
 - Business analysts
 - Utility companies
 - Telephone directories
 - Retailers with store cards etc.

在進行政策分析中，行政資料具備以下幾項優點：第一，行政資料較少有資料遺漏或者受訪者因故不能逐年連續受訪，而導致樣本流失(sample attrition) 的問題。這使得行政資料的分析結果有全國的代表性，減少選擇性偏誤的疑慮。以研究成果的應用而言，行政資料往往能涵蓋一個國家內很高比例的人口，因此透過行政資料所進行的

研究成果通常具備普遍性與外部效度(external validity)，也就是說這些研究成果不會只可適用在少數人，而可以適用在一個國家大多數個人、家庭、廠商的身上，甚至可跨過國界，適用在其他人群身上。第二，行政資料的樣本數龐大，在進行少數族群(例如原住民、弱勢族群、小區域居民、或者罕見案例)相關研究時得以取得足夠樣本使得分析較有效。一般社會調查的資料通常只有數千或者數萬人樣本，少數族群在其中的數量只剩數百甚至只有數十，存在沒有足夠樣本支持而無法得出有效估計結果的問題。行政資料的樣本數目足夠可以支持需要大樣本的統計分析方法，例如無母數分析或者準實驗分析(Quasi-experimental analysis)。這使得統計分析可以提供更豐富的證據。第三，行政資料往往有多年連續性，而且針對同一個族群進行追蹤。一般社會調查的資料很難持續多年，即使持續多年，例如臺灣主計處的家庭收支調查、人力運用調查等資料，都沒有對同一個人或家庭進行追蹤。行政資料使得需要長期追蹤的研究可以進行。例如估算出不同世代間的所得移轉，或者幼兒時期的健康衝擊對於成人時代的教育、健康、就業的影響。以勞動相關的議題而言，如果想要研究外部的經濟環境變遷對於個人就業與工作轉換的相關議題，只有利用長期追蹤的行政資料才能知道勞工面對衝擊時的工作轉換狀況。

除此之外，行政資料亦具備公共利益的理論基礎。從經濟學的角度分析，個體資料能夠產生公共利益主要是因為個體資料具備外部性(externality)以及非敵對性(non-rivalrous)兩個特性。行政資料的紀錄除了可達成原本的行政目的之外，也可以對政策評估與相關研究發展產生價值。例如醫院的就醫紀錄以及病人對藥物治療的反應，除了作為個人病歷的追蹤外，也可以作為醫學研究的資料。另外，個體資料的非敵對性則是指資料可以被不同的研究者重複使用，而且一個研究者的使用並不會排除他人繼續使用。以上的兩種特性使的個體行政資料的使用與開發如同政府的公共財，能對社會整體產生龐大的效益。

以教育方面的研究做全球性比較：教育應與醫療並列為政府施政的重點，但是目

前利用我國資料來進行教育相關議題的研究遠遠不及醫療相關研究。Figlio, Karbownik, and Salvanes (2016)整理了近幾十年來發表在各類學術期刊中利用行政資料來研究教育議題的論文。在數百篇論文當中，如表 2 所示，92%以上都是使用北歐國家或者美國的行政資料，其中利用行政資料研究教育議題的論文約 23%來自北歐國家，顯然與北歐開放行政資料使用及鼓勵研究有關。另外，少數的論文來自於南美洲國家，而運用亞洲資料的只有四篇，其中臺灣只有 1 篇，很明顯地，亞洲國家在行政資料的開放仍然非常落後。

表 2 1990 年以來全球利用行政資料研究教育議題的論文統計

地區	論文篇數	比例(%)
北美洲(North America)	253 (美國：240)	68.9%
北歐五國(Nordic countries)	85	23.2%
南美洲(South America)	18	4.9%
亞洲(Asia)	4 (臺灣：1)	1.1%
大洋洲(Oceania)	1	0.3%

資料來源：Figlio, Karbownik, and Salvanes (2016)

臺灣在教育議題上研究的匱乏，主要的原因在於資料的限制。學界如想對於教育議題有深入的研究，除了需要有教育部的各項學生行政資料之外，還需要合併戶籍資料以便了解學生的家庭背景，以及合併勞動市場的資料(例如勞保與公保資料)才能了解學生畢業後在勞動就業市場的表現。然而，跟健保資料大相逕庭的是，這些關於教育、家庭、勞動的行政資料通通不在目前政府資料開放之列，更遑論不同資料間的相互串聯。

第二節 歐美國家行政資料的概況

因行政資料具備的種種優點，近年來，行政資料對研究發展的重要性日增。以經濟學領域為例，史丹佛大學的經濟學教授 Raj Chetty (2012) 統計了最近 30 多年來發表在經濟學四個頂尖期刊的論文中使用行政資料的比例。²結果如圖 4 所示，四個所列的頂尖期刊行政資料的比例都呈現了上升的趨勢。相對地，利用社會調查資料而能夠刊登在頂尖期刊的論文數量則逐年降低，如圖 5 所示。以下介紹歐美各國行政資料研究中心的發展。

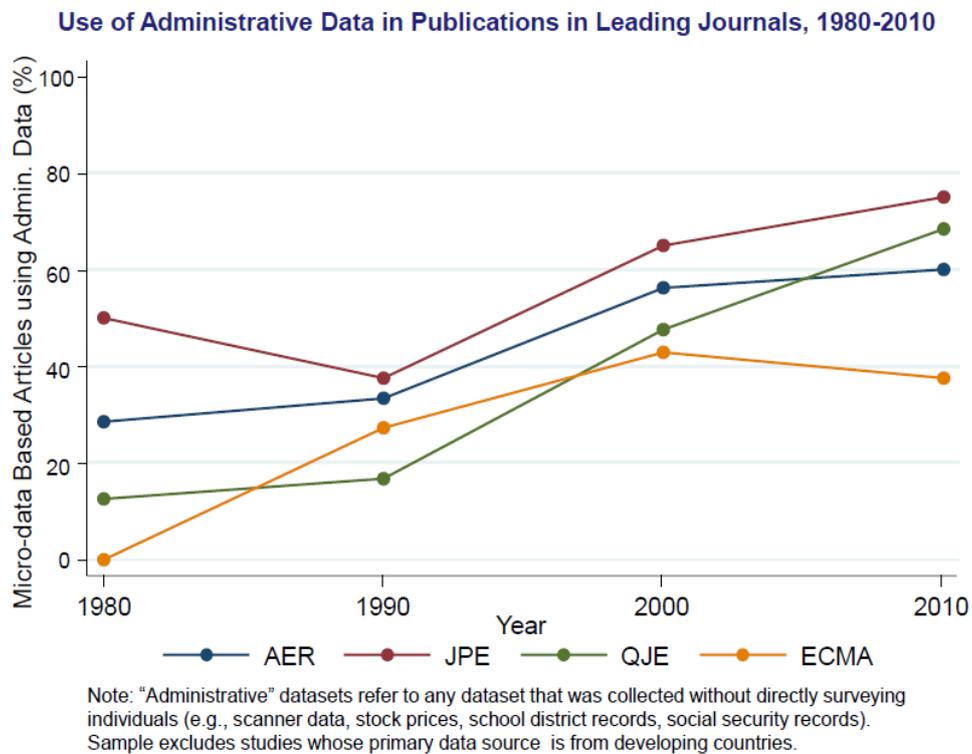


圖 4 運用行政資料在經濟領域四大期刊於不同年代所發表之比例

²期刊分別為 American Economic Review, Journal of Political Economy, Quarterly Journal of Economics, 以及 Econometrica.

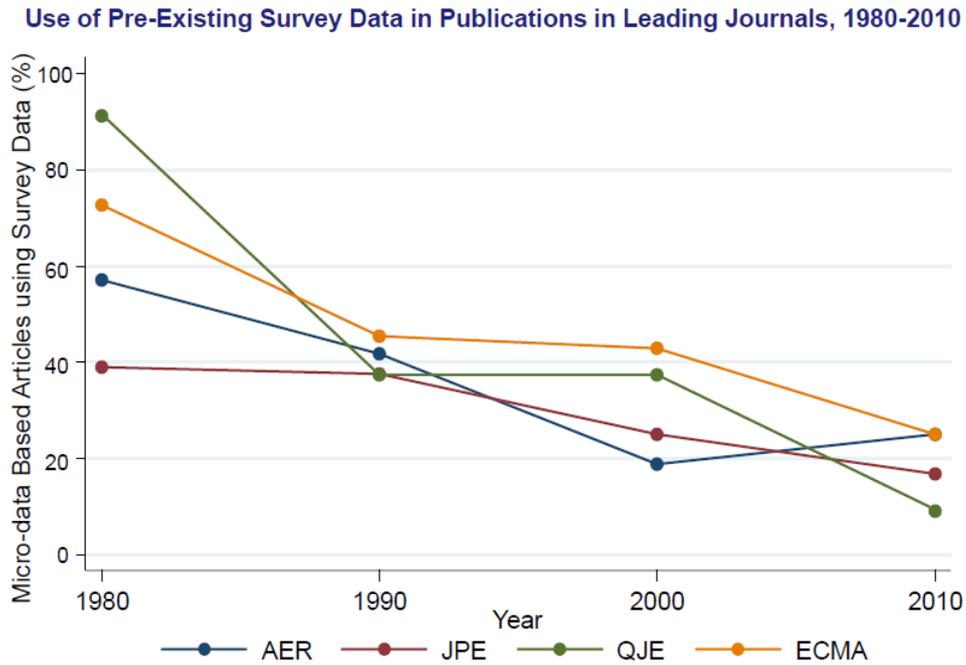


圖 5 運用調查資料在經濟領域四大期刊於不同年代所發表之比例

一、德國

首先介紹德國的行政資料，為提升資料取得的便利性，德國的制度在設計上有兩項特點。第一，政府不但在德國各地建設符合資安標準的資料中心，並與在美國的大學設立資料中心，讓使用者不需到德國總部，即可透過鄰近資料中心進行遠端連線取得高機密度的資料。第二，資料申請容易，而且免費提供。

為因應實證研究所需，德國自 1998 年開始著重於資料相關的基礎建設，於 2004 年成立的 The Research Data Centre (FDZ) 即為該波政策下的一項重要計畫。該中心所蒐集的資料以勞動行政資料為主。根據統計，自 2006 年至 2010 年間，大約有 500 項研究案是使用 FDZ 的資料進行，這顯示 FDZ 的成立對德國相關研究的執行有相當助益。以下將對 FDZ 的組織結構、資料來源、主要服務及產品及資料使用權限進行介紹，FDZ 的組織結構如圖 6 所示：

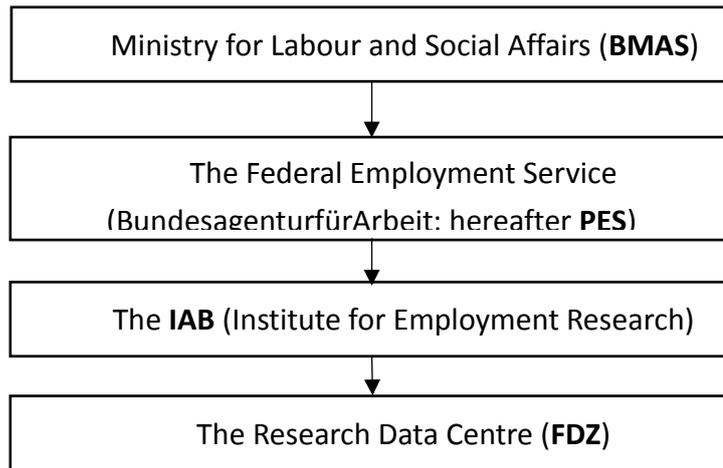


圖 6 德國 Research Data Centre 的組織架構

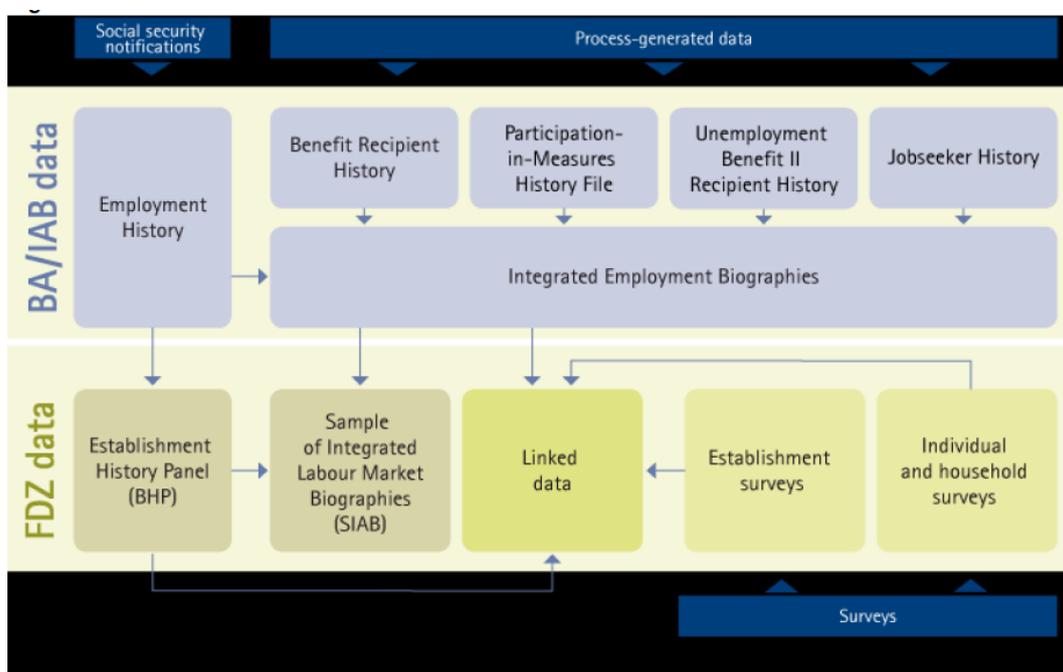
- (一) 勞動與社會事務部(Ministry for Labour and Social Affairs, BMAS)為德國勞動市場政策的主管機關，其研究及政策評估主要由 PES 底下的就業研究院(Institute for Employment Research, IAB)執行，少數則由外部公立或私立研究機構執行。
- (二) The Federal Employment Service (Bundesarbeitsagentur für Arbeit; hereafter PES)主管勞動市場政策的施行，本身擁有相當多內部技術人才可以執行監控及評價自身的營運表現，但其研究需求主要依靠 IAB。
- (三) The IAB (Institute for Employment Research, 就業研究院)為 PES 內部的特殊機構，主要負責勞動市場評估研究，擁有相當的自主性，可以制定自己的研究排程。以員工人數及預算論，IAB 為德國最重要的勞動市場研究機構(2010 年全職員工數 292 人，預算 3,600 萬歐元)。
- (四) The Research Data Centre (FDZ)為 IAB 內部的勞動市場資料中心，其成立目的係因 IAB 的核心任務除進行研究外，也包括讓外部研究者也能獲得勞動市場的個體資料。FDZ 總員工數約 30 人。

FDZ 蒐集的主要資料來源有三大類：

- (一) 由雇主提供的 social security notifications (聘僱歷史紀錄)。
- (二) 由 public employment service 過程中產生的行政資料 (包括 benefit recipients, participation in labour market measures 及 registered jobseekers 等)。
- (三) 其他調查資料，如 IAB 收集的家戶資料調查等。

FDZ 致力於提升資料取得的便利性、編制相關文件及發展創新的資料產品。FDZ 自身亦使用自身提供的資料進行研究，使他們更能了解資料的潛力及限制。其主要提供的資料類型包括(圖 7)：

- (一) Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB)-SIAB 是由 IAB 的 Integrated Employment Biographies(IES)隨機抽樣出 2%而得的資料庫，自 1975 年開始逐日記載了受僱者的各項資料 (如 receipt of benefits, program participation, employment histories, and biographical information 等)，為 FDZ 提供予勞動市場研究的最重要資料之一。
- (二) Panel ‘Labour Market and Social Security’ (PASS)-自 2006/2007 年開始的年度家戶調查，紀錄德國的勞動市場與貧窮狀況。受調者由有接受失業補助的個人及家戶或所有有登記為居民的個人及家戶分別隨機抽出。
- (三) Working and Learning in a Changing World (ALWA)-針對約 10,400 名個人進行 longitudinallife histories 紀錄，包括教育、勞動市場行為、家庭組成、宗教等資料。近期 FDZ 也逐步將其他資料庫如地理區位(工作地或居住地)及專利與商標資料(包括投資者的姓名跟地址)整合進既有的資料庫中。



Source: IAB Data Research Centre

圖 7 FDZ 研究中心的資料來源

FDZ 的資料使用權限依資料的機密程度而有所不同，最低等級的 Campus/Public Use Files 使用者能上網直接下載，Scientific Use Files 則需在特定限制下才能取得，最高機密等級的資料則使用者必須前往位於 Nurnberg 的資料中心現場使用。為提升資料取得的便利性，德國施行 Research Data Centre in Research Data Centre (RDC in RDC) 規劃。於全德各地建設使用共同資安標準的資料中心，並與美國的大學合作，讓使用者不需到保存資料的資料中心即可透過鄰近資料中心的遠端連線取得高機密度的資料(圖 8)。使用者在鄰近的資料中心送出需求，FDZ 的員工審查過後將計算後的結果寄回給研究者並提供相關研究資源。目前能夠執行遠端連線的地點包括德國的 Berlin、Bremen、Dresden、Düsseldorf 跟 Mannheim，美國的 Ann Arbor、Berkeley 及 Ithaca。

整體而言，德國在提升勞動市場研究取得行政資料的使用上呈現三項特點：(一) 成立一個永久性的組織使對資料庫的知識可以累積，且資料的品質能夠不斷提升。(二) 直接參與研究活動，提升與資料使用者的互動。(三) 專注於勞動市場政策的評估。

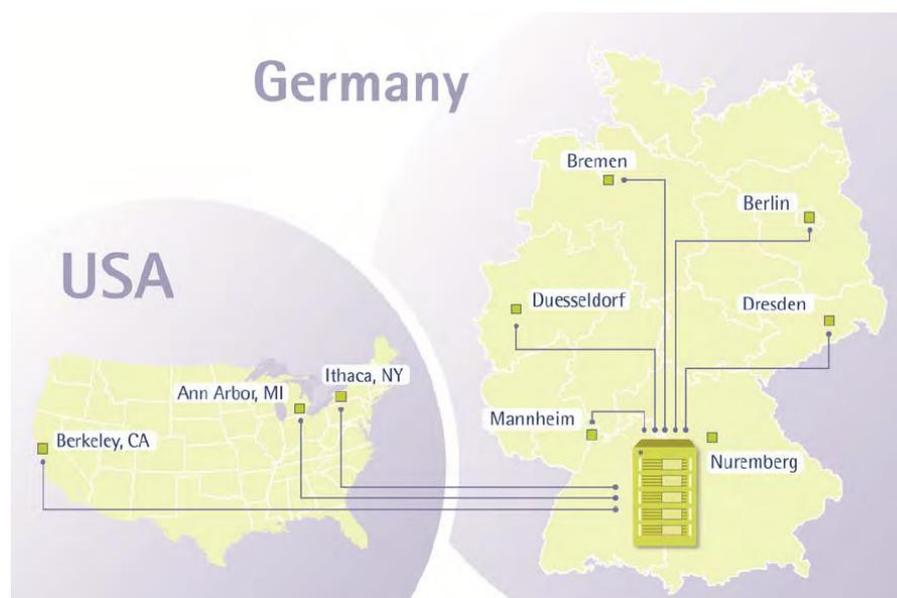


Figure 1: The RDC-in-RDC network of the FDZ (end of 2013)

圖 8 德國資料研究中心計畫(參考：Bender, Burghardt, and Schiller (2014))

二、英國

英國自 2013 年 10 月至 2018 年 7 月開始進行第一期行政資料研究中心的建構(The Administration Data Research Network, ADRN)，總部設在 University of Southampton, 並和 University College London, the London School of Hygiene and Tropical Medicine, the Institute for Fiscal Studies, the Office for National Statistics 幾個研究中心相互合作，負責資料的串聯與整理，研究領域跨及教育、犯罪、環境、經濟與社會福利。(請參考：<https://adrn.ac.uk/centres/england>)

根據 Woollard(2013)的介紹，英國官方行政資料包括：

- Department for Work and Pensions Customer Information Systems
- Her Majesty's Revenue and Custom Customer Information Systems
- Offenders Index/Police National Computer (Ministry of Justice)
- English/Welsh School Census (Department for Education)
- National Pupil Database (NPD)
- Student Record/Destination of Leavers of Higher Education (Higher Education Statistics Authority)
- NHS Patient Record
- Inter-Departmental Business Register (Office for National Statistics)
- Hospital Episode Statistics (Department for Health)
- Individualised Learner Records (Department for Business, Innovation and Skills)
- Electoral Register
- Local Authority records, e.g. of social care services
- Housing provider records (including housing associations), e.g. rent and tenant databases

ADRN 研究中心包括資料科學專家進行各種行政資料的整理、不同議題的研究計畫與開授短期課程，並提供研究成果或宣傳手冊給社會大眾了解溝通。

ADRN 第二期五年計畫係由 2018 年秋季開始。將由 Swansea University 與 Cardiff University 負責資料的聯絡與安全維護。英國行政資料的架構如圖 9。

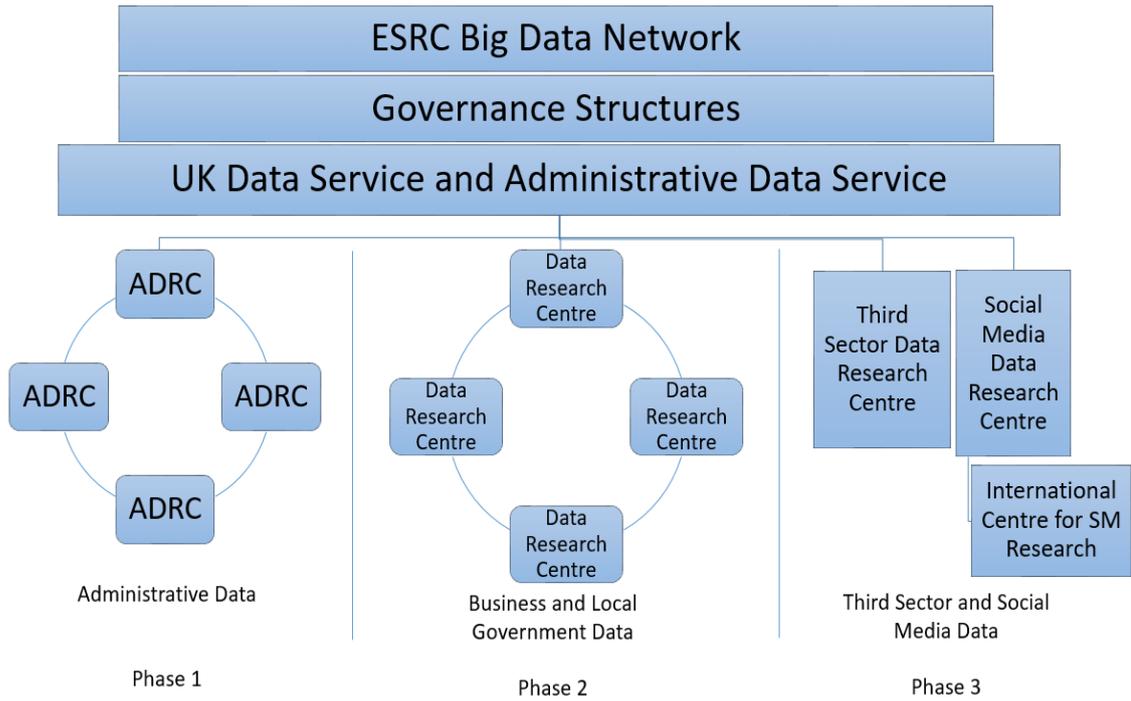


圖 9 英國行政資料架構

三、北歐四國

北歐四國，丹麥、芬蘭，挪威與瑞典，自 1960 年代開始，利用個人身分證字號與公司登記號碼，建立官方行政資料，表 3 為各國不同登記檔案建立時程，以及後來應用至人口戶籍普查檔案的年度。表中最早建立人口登記是 1964 年的挪威。

表 3 北歐四國建立行政資料的時程

Type of register	Denmark		Finland		Norway		Sweden	
	<i>Established</i>	<i>First used in census</i>						
Central Population Register	1968	1981	1969	1970	1964	1970	1967	1975
Business Register	1975	1981	1975	1980	1965	1980	1963	1975
Dwellings	1977	1981	1980	1985	2001	2011	2008?	2011?
Housing conditions	1977	1981	1980	1985	2001	2011	2008?	2011?
Education	1971	1981	1970	1975	1970	1980	1985	1990
Employment	1979	1981	1987	1990	1978	2001	1985	1985
Family	1968	1981	1978	1980	1964	1980	1960	1975
Household ^a	1968	1981	1970	1975	2001	2011	2011?	2011?
Income	1970	1981	1969	1970	1967	1980	1968	1975
Totally register-based census		1981		1990		2011		2011?

^a Household-dwelling unit, i.e. all the persons living in one dwelling

這四個國家都將國家各項行政資料整合並開放給研究者使用，其資料豐富的程度以及對外開放的程度居全球之冠。以丹麥為例，其制度設計有以下幾項特點：第一，政府透過個人 ID、廠商 ID、以及房屋 ID 三個系統將全國的個體資料都串連起來集中在丹麥統計局 (Statistics Denmark, SDK) 進行管理。第二，資料不但開放給本國研究者使用，外國研究者可以透過跟當地學術單位合作取得資料。第三，開放民間企業或組織可以將自己的資料和行政資料合併串聯進行分析。

丹麥統計局資料的涵蓋面向非常廣泛，他們利用個人的身份證字號 (personal identification numbers, CPR)，廠商 ID (companies' identification numbers, CVR)，還有住宅 ID (data about buildings and accommodations, BBR) 將所有關於出生、家庭、教育、就業、所得、消費、財富、居住、遷徙、醫療、福利、死亡等超過 250 的主題的資料進行串連。

丹麥行政資料開放給外國研究者使用，但必須透過跟當地學術單位合作來進行申

請，取得同意後可以用個人電腦遠端連線作業，這大幅增加了使用者的方便程度。為了資料的安全性，申請案件必須進行逐條審查，而且個體的資料不能下載，而只能在資料中心的伺服器上進行分析。當然，個人的資訊都經過去識別化處理，以保護個人隱私。

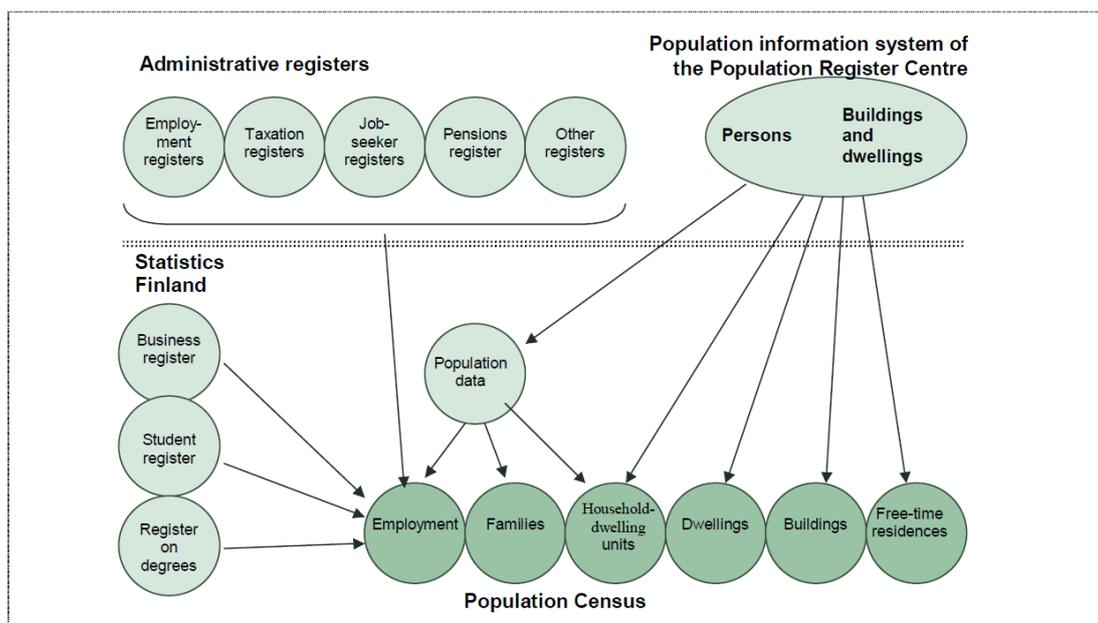


圖 10 芬蘭人口與住宅普查系統

圖 10 為芬蘭政府利用行政登記資料，建立起人口普查與住宅普查的資料連結，這套普查系統共聯結下列 11 套行政登記統計資料：

- (一) Population statistics
- (二) Population structure
- (三) Population changes
- (四) Family and household statistics
- (五) Regional employment statistics
- (六) Income statistics
- (七) Education statistics

(八) Completed education and degrees

(九) Students

(十) Buildings and dwelling statistics

(十一) Housing conditions statistics

這些北歐國家之所以有完整的行政資料，並且可以將行政資料串連起來，是因為他們和我國相同有國民身份證字號。這個系統當初開發出來的時候，是為了配合 1960 年代退休金制度的建立時，需要追蹤每個國民在工作期間所累積的退休金而設計的。北美及西歐國家沒有這樣的全民身份證系統，他們使用的是社會保險號碼、駕照、健保卡等身份證明文件，無法涵蓋整個人口，例如還沒有離家工作的小孩與青少年就沒有社會保險號碼或駕照。臺灣的身份證制度跟北歐的制度近似，各政府單位的行政資料中每個人的紀錄也是以身份證字號來辨識個人。因此，北歐的經驗對臺灣而言特別有參考價值，臺灣有機會建立起和北歐相同的公共資料系統。尤其，北歐國家向來注重人權，在資料開放的前提下如何保護個人的隱私權，他們的經驗對臺灣應該特別有參考價值。

北歐國家行政資料的完備程度與開放程度，使得不但是這些國家的國內學者大量的利用這些資料進行研究。同時也吸引了國際各界的學者的參與，其中包括國際頂尖的研究團隊。這等於是讓國際的研究人才免費替北歐國家效力，因為他們的研究成果都可以工作這些國家的行政參考，使政策規劃更加全面與完善。

四、美國

跟北歐制度不同的是，美國聯邦政府並沒有一個全國性的系統，將各個不同行政單位的資料集中起來管理，而是由各研究機構、各資料中心、各州政府與地方政府適用不同的規定與管理方式。例如，美國的 Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS) 就開放該中心關於 Medicare 跟 Medicaid 的保險人與醫療紀錄等行政資料給研究者使用。又例如，美國從 1964 年以來全美新生兒的出生檔案資料都可以透過申請在網站上

直接下載，申請者只需要透過一個簡易的線上註冊與申請手續，即可取得數千萬筆的新生兒出生資料。不過，上述這些例子都是特例。基本上，跟北歐國家比較，美國無論在資料整合以及開放的程度都較北歐國家落後很多。

這樣的現象讓許多美國的經濟學者相當憂心，他們擔憂美國自從二次大戰以來在研究資料上以及實證研究上的優勢，會隨著行政資料的重要性日增而漸漸喪失。有鑒於此，美國多位重量級的學者近年來開始呼籲提升美國的行政資料的管理系統，並開放給學術研究使用。美國著名的經濟學家 David Grusky, Timothy Smeeding, and Matthew Snipp (2015) 曾撰文陳述美國在實證研究上的困境，認為大多數的研究者都只能使用一些片段的、零碎的行政資料。他們呼籲美國政府成立 American Opportunity Study，一個在功能上類似丹麥的資料中心，可以將政府各項行政資料、調查資料、以及各個研究蒐集到的資料進行全面性的彙整，並開放給學術界研究使用。他們認為這樣的資料中心將有助於各個領域的研究，特別對於長期追蹤的相關議題。

另外四位重量級的美國經濟學家 David Card, Raj Chetty, Martin Feldstein, and Emmanuel Saez (2010) 亦曾經指出美國在行政資料上的貧乏，導致許多美國的研究者轉向使用北歐的行政資料進行研究。另外，由於資料的限制，許多重要的議題不能利用美國的資料進行研究，而國外的研究成果也未必能夠應用至美國本土的問題。他們擔憂，美國在資料上的優勢會慢慢喪失。四位經濟學家向美國政府提出建言，希望能重新建議一個系統。不過，和北歐各國中央整合型系統不同的是，他們提出的構想是由民間部門來經營資料中心。他們希望這些資料中心所蒐集管理的資料不一定相同，但彼此互相競爭，以提高對於研究者提供的服務品質。

五、臺灣的現況

臺灣中央政府各部會所蒐集的行政資料(指個體原始資料)，普遍來說並無管道開放給學界進行研究。少數的例外是衛生福利部的「衛生福利資料科學中心」、財政部「財稅資料中心」、「國家高速網路與計算中心」以及勞動及職業安全衛生研究所的勞

保資料。其中，又以「衛生福利資料科學中心」在資料使用的申請上較為普遍，這主要在於該中心不僅提供了「全民健康保險研究資料庫」，亦有其他相關的加值資料檔。該中心在把蒐集的資料去識別化之後，提供給國內的研究者在資料中心內的電腦進行運算。雖然在使用上有場地、收費、計畫需經過審查等限制，但健保資料仍然是國內學術及醫療機構的研究者最重要的資料來源。根據衛生福利部的網站資料，在 2011 年的統計顯示，國內研究人員已廣泛運用該資料庫所提供之加值資料進行研究，申請數量已經超過 300 件，研究論文在 2008 到 2010 這 3 年間發表於國際期刊的數量就超過 200 篇，其中發表在高影響力 (影響係數大於 3) 期刊就有 78 篇，這顯示了健保資料庫及其加值資料的開放有助於提高國內醫藥及公共衛生的研究成果，而且是臺灣其他研究領域望塵莫及。由衛福部資料中心成功的案例，顯示官方行政資料在科學研究上確實有其優勢，研究成果除了能提升臺灣的研究能量之外，亦可作為政府施政的參考。

第三節 本研究使用之勞保行政資料

本研究案使用的勞保相關行政資料整理如表 4³。

表 4 勞保相關資料使用說明

研究主題	勞保相關行政資料名稱	使用變數	資料期間 (年)
臺灣育嬰 留職停薪 政策分析	生育給付檔	身分證號、生日、生產日期、給付原因、投保薪資	2005-2010
	勞就保單位被保險人檔	保險證號、保費年月、身分證號、投保薪資	2005-2015
	事業單位檔	保險證號、月末保險人數	2005-2010
	就保育嬰留停津貼檔	身分證號、生日、性別、育嬰留職起日、育嬰留職迄日、子女身分證號、子女出生日期、子女性別、保險證號、平均薪資、初核狀況	2009-2010

³ 使用之勞保相關行政資料已經過加密處理。

研究主題	勞保相關行政資料名稱	使用變數	資料期間 (年)
失業者重返勞動市場分析	勞就保單位被保險人檔	身分證號、投保薪資、性別、出生日期與投保單位之保險證號等資訊	2000、 2009-2013
	就保失業給付檔	申請失業給付者之身分證號、申請日期、離職時投保單位之保險證號、平均月薪資與核定給付金額等資訊	2001-2015
	事業單位檔	各投保單位之保險證號、產業類別、投保人數與單位平均薪資等資訊	2000-2016
基本薪資調整對就業市場的影響	勞就保單位被保險人檔	投保註記(投保原因、身分)、投保薪資、就業註記(兼職與否)、個人背景變數(性別、出生年月)、廠商 ID(用於串聯事業單位檔)	2004-2010
	事業單位檔	產業、地區	2004-2010
新住民的就業與健康	事業單位檔	單位統一編號、保險證號、大業別、業別代號、通訊地址地區別	2004-2015
	勞就保單位被保險人檔	身分證號、保費年月、外籍註記、出生日期、保險證號、投保薪資、工作部門	2004-2015
22K 政策對就業市場的影響	勞就保單位被保險人檔	雇主保險證號、保費年月、身分證號、出生日期、投保薪資、工作部門、外籍註記	2004-2017
	事業單位檔	投保單位的通訊地址(控制工作區域)	2004-2017
景氣循環	勞就保單位被保險人檔	雇主保險證號、保費年月、身分證號、出生日期、投保薪資、工作部門、外籍註記	2004-2017
	事業單位檔	投保單位的通訊地址(控制工作區域)	2004-2017

第三章 研究背景與文獻探討

第一節 育嬰留職停薪背景與相關文獻

我國於 2002 年 3 月 8 號開始實施育嬰留職停薪制度，自一開始，我國的育嬰留職停薪系統便與產假脫鉤，是故不分性別皆可申請育嬰留職停薪。凡是 30 人以上的公司都要提供受僱者育嬰留職停薪，只要受僱者任職滿 1 年，而且有 3 歲以下的子女，及配偶就業中，便可以向雇主申請最多 2 年的育嬰留職停薪。若是同時有 2 名以上子女的狀況，育嬰留職停薪最長便以最小的孩子被育嬰留職停薪涵蓋到 2 年為限，中間不須復職。而只有特定條件下，雇主才能拒絕受僱者的復職。當受僱者申請育嬰留職停薪時，仍可繼續參加社會保險(如:全民健康保險、勞工保險和就業保險)原本雇主因為受僱者而需負擔的保險費便不用繳納，受僱者本身負擔的保險費也可以延遲 3 年繳納，而若為公家單位，則仍由各機關與學校年度預算人事費用下支付。此時，雖然法律明載雇主不能拒絕受僱者申請育嬰留職停薪，但若雇主不願意提供育嬰留職停薪也並不會有任何罰則。這樣的育嬰留職停薪規則在我國運作了 6 年，30 人以上的公司需要提供育嬰留職停薪制度，而在 30 人以下的公司只能向雇主請求減少或調整工作時間。並且不論公司規模大小，此時申請育嬰留職停薪都得不到額外的補助或津貼。

至 2008 年，有關當局開始了一連串對育嬰留職停薪制度的修正。當年 1 月 16 日，政府公布了對育嬰留職停薪系統規定修正的內容，但為了配合育嬰留職停薪津貼的規定，遲至 2009 年 5 月 1 日，育嬰留職停薪的修正規定才開始實施。首先，政策的改革取消了對公司人數的限制，不再限於 30 人以上的公司才適用育嬰留職停薪的相關規定；其次，也制定了對不提供育嬰留職停薪的公司的罰則；最重要的是，這次改革新增了最長 6 個月的育嬰留職停薪津貼。

自 2009 年 5 月 1 日始，若是在私人企業工作，並且有 1 年以上的就業保險，便可以申請最長 6 個月的育嬰留職停薪津貼。育嬰留職停薪津貼的額度是請假前 6 個月

平均投保薪資的 60%，育嬰留職停薪期間可以按月拿到津貼。對於並非適用就業保險而是公教人員保險的在職父母，育嬰留職停薪津貼制度則比在私人公司工作的人晚開始了 3 個月。2009 年 8 月 1 日開始，在公營企業、公家機關、公立學校及私立學校的員工才開始有育嬰留職停薪津貼。除了實施時間之外，其面對的育嬰留職停薪規定和私人企業的員工相似。有 1 年以上的公教人員保險，在申請育嬰留職停薪並且繼續加保後，即可申請育嬰留職停薪津貼，額度為請假前 6 個月平均保險額的 60%。

育嬰留職停薪津貼的制度改革並不以政策實行日期為分界，而是以實行當時，小孩是否仍未滿三歲為基準。假使在 2009 年 5 月 1 日時，小孩歲數已滿 2 歲 10 個月，則於私人企業工作且符合相關規定的父母便可以申請兩個月的育嬰留職停薪及津貼。

有子女 2 人以上的情況，同一時間只能用 1 名子女的名義申請育嬰留職停薪津貼，但可以先用一名子女的名義申請 6 個月育嬰留職停薪津貼後，再換另一名子女的名義申請。例如：有甲和乙兩名子女的狀況，在申請育嬰留職停薪期間，可以先用甲的名義申請 6 個月育嬰留職停薪津貼，再用乙的名義申請 6 個月的育嬰留職停薪津貼，最長可以得到 1 年育嬰留職停薪津貼。若是父母同時都符合申請育嬰留職停薪津貼的資格，可以分別請領育嬰留職停薪津貼。所以 1 名子女最多可以申請 1 年的育嬰留職停薪津貼，由父母雙方分別申請 6 個月。

根據勞動部本部的資料顯示，在 2009 年育嬰留職停薪改革實施後，請假人數確實有顯著的提升。2009 年的總申請人數約為 2008 年的 3 倍，若以保險類型區分，勞保的申請者變動幅度亦比公保申請者大。

學界對於育嬰假如何影響母親的就業尚缺乏系統性的研究。相較於臺灣，外國的育嬰假制度實施已久。舉例而言，奧地利的育嬰假制度便歷經多次改革，提供了良好的研究環境。Lalive and Zweimüller(2009)使用奧地利社會安全資料庫(Austrian Social Security Database,ASSD)分析了 1990 年改革延長育嬰假及 1996 年改革縮減育嬰假的效果。Lalive and Zweimüller 分別針對於 1985、1987、1990 及 1993 產下第一名孩子的母

親做研究並發現育嬰假會延遲母親回到職場的時間，對母親的收入亦有短期的下降影響，但長期效果並不顯著。Lalive et al.(2013)使用同樣的資料庫及 difference-in-difference regression discontinuity 模型，亦發現相似的結果，即較長的育嬰假會延遲母親們回到職場的時間，但此效果在中期並未對母親的就業及薪資造成顯著負向影響。

在加拿大，2000 年的育嬰假政策改革將給薪的育嬰假由 25 周延長至 50 周。而 Hanratty and Trzcinski(2009)使用了 1998-1999、2000-2001、與 2002-2003 年的全國兒童和青少年縱向調查(National Longitudinal Survey of Children and Youth,NLSCY)資料和差異中之差異法(difference in difference, DID)來估計育嬰假政策改革的效果，發現延長給薪的育嬰假短期內使生產完的母親回到職場的人數下降，但對母親的就業率並沒有顯著地影響。利用 1976 年至 2002 年勞動力調查(Labour Force Survey, LFS)的資料，Baker and Milligan(2008)利用已婚男性與已婚但沒有小孩的女性做為控制組，亦發現較長的育嬰假使母親生產完在家中的時間變長，並發現育嬰假有維持母親在生產後待在職場的效果。

Baum(2003)使用美國 1986 到 1994 年 National Longitudinal Survey of Youth(NLSY)的資料，利用差異中之差異法(DID)模型估計 1993 年開始實施的無給薪育嬰假的政策效果，以男性作為控制組，同時考量到已婚男性因為家庭分工的存在，仍有受到育嬰假政策影響的可能，另外再加上未婚男性作為第 2 組控制組，並發現育嬰假對於母親的就業及薪資並無顯著效果。Klerman (1999)亦使用了 1978 至 1990 年的 NLSY 和人口現況調查(Current Population Survey, CPS)資料來分析前述的無給薪育嬰假的政策效果，發現約 60%的全職職業婦女會回到生產前的公司，但對剩下 40%的全職職業婦女而言，無給薪育嬰假並沒有維持母親生產後留在職場的效果。Rossin-Slater et al.(2013)則是使用了 1999 年至 2010 年的人口現況調查(Current Population Survey, CPS)和差異中之差異法(DID)模型來估計加州(California)施行給薪育嬰假的效果。此篇研究選擇了較早生產而不受政策改革影響的女性、沒有小孩的女性及在其他州生產的女性做為控制組。

發現育嬰假使新生兒的父母請育嬰假的機率增加，且增加產後職業婦女的工作時數及薪資。

而 Joseph et al.(2013)研究 2004 年法國的育嬰假改革，此政策改革給予停止工作或改做兼職工作的父母育嬰假津貼，他們使用傾向評分匹配(propensity score matching, PSM)進行分析，發現給薪的育嬰假能增加就業，但減少了兼職工作者的薪資。Schönberg and Ludsteck(2014)使用 1976 年至 1994 年的社會安全紀錄(Social Security Records)資料和差異中之差異法(DID)分析德國五次育嬰假延長之政策效果，他們發現育嬰假的延長降低母親的短期就業率，但對母親們的長期就業率影響並不大。Albrecht et al. (1999)使用瑞典 1992 至 1993 年的家庭與工作資料庫與固定效果模型，發現當女性投入育嬰假的時間增加 1 個月時，其薪資將下降 0.15%；男性的薪資折損效果則為 0.57%。由於資料限制與各國勞動環境的差異以及育嬰假政策細節的不同，育嬰假對母親工作的長短期影響不盡相同。並整理前述主要提到的國家及其育嬰假政策變化如表 5：

表 5 育嬰假相關文獻整理

國家	相關研究	育嬰假政策變化
奧地利	Lalive and Zweimüller(2009)、 Lalive et al.(2013)	1990 年育嬰假與育嬰假津貼自一年延長至兩年
加拿大	Hanratty and Trzcinski(2009)、 Baker and Milligan(2008)	2000 年育嬰假由 25 周延長至 50 周
法國	Joseph et al.(2013)	2004 年新增育嬰假津貼
美國	Baum(2003)、 Klerman (1999)	1993 年新增無給薪育嬰假

育嬰留職停薪改革不只影響婦女就業與勞動市場，考慮到親職照顧與其他替代方案的不同，育嬰留職停薪政策提升親職照顧的機率，亦可能對小孩有所影響。長期而言，可能影響小孩的學習狀況與行為表現，短期來看，則可能對小孩的健康狀況有所影響。

根據 2010 年行政院主計處的「婦女婚育與就業狀況調查」，子女未滿三歲的主

要照顧者中，有 58.1% 為小孩的父母，31.85% 為小孩的祖父母，非親屬照顧方式中以保母最多，佔 8.05%。顯示在父母親都有工作，無法照顧小孩的情況下，最有可能的照顧者是祖父母，其次為保母。而這些照顧方式和申請育嬰留職停薪由自己(小孩的母親)照顧有相互替代性。祖父母或保母比起小孩的父母親可能更有養育嬰兒的經驗，所以或許能避免一些照顧上衍生的問題(如: 脫水)，但另一方面，不論是祖父母或保母照顧都可能增加嬰兒的移動距離(自父母家到祖父母家或保母所在地) 與外界接觸的機會，導致得到傳染病的機會增加。此外，由於保母通常不會只照顧一個小孩，而是同時照顧多個小孩，這也可能使小孩更容易得到傳染病。(Baker, Gruber and Milligan, 2008)

過去的文獻中，Berger、Hill 和 Waldfoge(2005)指出當母親生產後太快回到職場會減少小孩被母乳餵養和接受疫苗接種的機會。Ruhm(2000)利用 1969 到 1994 的歐洲國家的總體資料研究，發現育嬰假能降低嬰兒死亡率。而 Tanaka(2005)研究發現有工作保護及育嬰假津貼的育嬰假降低嬰兒死亡率的效果最好。

第二節 22K 政策背景及相關文獻

薪資補貼是各國政府常用的一個勞動政策，其目的主要是為了增加就業，尤其是低技術勞工、青年族群、長期失業者、或者中老年勞工的就業機會。薪資補貼的對象可以是個別勞工，也可以是雇用這些勞工的廠商。前者最典型的例子是美國行之有年的低收入家庭福利優惠(Earned Income Tax Credit，簡稱 EITC)以及英國的工作家庭租稅抵減(Working Families Tax Credit，簡稱 WFTC)。後者主要的作法是給廠商減稅，在歐洲許多國家包括法國、英國、奧地利、瑞典、葡萄牙、芬蘭等都有針對雇用長期失業者或者青年勞工的廠商提供一定的減稅額度。

2008 年底爆發全球金融危機，失業率在短期內大幅提高，尤其是青年的失業率。為了緩衝危機的衝擊，臺灣政府推出了一系列短期方案，其中為因應可能大學畢業生的失業潮，教育部於 2009 年 4 月提出「大專畢業生至企業職場實習方案」，俗稱 22K

方案或 22K 政策。第一階段的實施對象為 2006—2008 年大專畢業生，名額共 41470 人，由各大專院校協助畢業生與企業進行媒合，媒合成功後，實習生可至企業實習一年，實習期間薪資(每月 22,000 元)及勞健保費用(每月最高 4,190 元)由教育部特別預算補助。執行期程自 2009 年 4 月 1 日至 2010 年 9 月 30 日止。2010 年 9 月-2011 年 9 月實施第二階段，針對的對象為 2007-2010 年大專畢業生，但補助金額縮減為 1 萬元，補助期間亦降為半年，實際共補助 22414 人。

臺灣實施的 22K 政策屬於補貼廠商的針對性工資補貼 (employer-side targeted hiring subsidy)。針對的對象是大專畢業不超過三年的新進勞工，比較接近其他國家針對青年勞工的設計。另外，補助的對象是廠商，而不是個別勞工，因此跟美國的 EITC 或者英國的 WFTC 不同。

22K 政策為近年來罕見的大規模薪資補助 (wage subsidy) 政策，該政策引起了諸多爭議。主要的負面評價有：(1) 該政策有定錨效果 (anchoring effect)，22K 政策實施後導致企業在聘用大專畢業生時將薪資訂在 22000 元，低於此前大專畢業生的平均薪資，因此政策拉低了年輕人薪資；(2) 該政策有替代效果 (substitution effect)，企業為了得到 22K 補助，可能將原本聘任者解聘，改聘有資格的實習生，因此，該政策雖然嘉惠了有資格領補助的人，卻可能傷害到其他的勞工；(3) 該政策的長期效果有限，從方案結束後留用人數偏低可以觀察出來；(4) 22K 政策花費超過 120 億元，增加財政負擔。然而，22K 政策透過對企業的補助，可能有增加年輕人就業 (或者減緩失業衝擊) 的效果。

22K 政策最與眾不同的地方是薪水補貼的幅度非常大：22K 政策提供的補貼規模是每人每月 22,000 元薪資，加上健保與勞保等費用，總共補貼每人每月 26190 元薪資。這個補助水準是當時每月基本工資 17,280 元的 152%，這個比例遠高於其他國家的設計。法國在 2009 年實施的 Zero Change 工資補貼降低了勞動成本大約 12%，瑞典在 2007 年實施的補貼大約佔了當時受補者工資的 11%，德國在 2002 年之前實施的補貼

規模大約是工資的 40-60%。由於薪水補貼的規模大，臺灣 22K 政策提供了一個觀察類似政策效果的絕佳機會。

一般而言，想要估計一個工資補貼政策是否能有效地增加就業，首先遇到的困難是在估計時必須排除其他政策或者環境因素的影響。臺灣在 2009 年實施 22K 政策時，正值金融海嘯的衝擊，就業市場短期內受到很大的影響。此外，也有可能其他總體或者政策因素會影響到當時的青年就業或者工資。

就估計方法而言，臺灣 22K 政策的特殊性提供了研究者一個估計政策效果的好機會。首先，22K 政策補貼的對象是大專畢業不超過三年的新進勞工，畢業超過三年的人不在補助之列，因此可以作為估計時的對照組。其次，政策只有實施兩年，第三年後才畢業的新進勞工不在補助之列，因此也可以成為估計時的對照組。

目前經濟學家研究的薪資補貼政策，多半集中在歐洲。可能由於各國實施的政策內容不同，針對的對象不同，補貼的規模不同等因素，各個研究論文估計出來的政策效果不盡相同。

Cahuc et al. (2014)發現法國在 2008-2009 年實施的 hiring credits 對於低薪資勞工的就業有立即而且顯著的正面影響。Egebarky and Kaunitz (2013) 則發現瑞典在 2007 年實施的針對青年勞工的薪資補貼政策，對於影響青年就業的效果非常微小。類似地，Schunemann et al. (2013) 則發現德國針對長期失業者的薪資補助對其就業沒有顯著的幫助。另外，Huttunen et al. (2013) 的估計結果發現芬蘭針對低工資者的薪資補助並未增加他們的就業，但卻提高了原本就在工作的勞工的工作時數。Albanese and Cockx (2015) 研究比利時一項永久性的針對中老年勞工的薪資補助，他們發現該政策明顯地提高了這些勞工的就業率，但對他們的工資沒有影響。更早以前，Bell et al. (1999) 檢視了英國政府在 1998 年的新政 (New Deal) 中，薪資補貼對於年輕人就業的影響。他們發現，受補助的勞工如果持續工作達一年，將會有 15%的生產力增加；然而，生產力低的族群在薪資補貼結束後有 40%-50%會失去工作，而且補貼期限結束後，薪資成長

接近零。

第三節 景氣循環相關文獻

勞動經濟學和總體經濟領域，國外已有不少文獻在探討景氣循環對勞工就業和家庭的影響 (Hoynes et al., 2000； Hoynes et al., 2012； Bitler and Hoynes, 2010； Stevens et al., 2011)。2008 年的全球經濟大衰退係第二次世界大戰後造成勞動市場惡化程度最深的一次經濟衰退 (Goodman and Mance, 2011)。美國的失業率由 2007 年 12 月的 5% 升高至 2009 年 6 月的 9.5%，之後景氣雖有回復，但復甦力道顯然比以往幾次的衰退來得緩慢。2008 年的景氣衰退對美國男性、年輕勞工、低教育程度和少數族裔傷害尤其嚴重 (Elsby et al., 2010； Farber, 2011； Kochhar et al., 2011； Sierminska and Takhtamaova, 2011； Verick, 2009)；不過，Kochhar(2011)研究發現近年來經濟復甦時男性的就業成長上升幅度較女性勞工來得快。

近年來的實証研究資料分成兩大類，一大類是利用官方的調查資料，另外一大類是官方的行政資料，以下將分別介紹運用兩者資料研究的相關景氣循環文獻。

一、利用官方調查資料進行研究之文獻

Hines et al. (2002) 利用美國 1976 年至 1996 年人口現況調查(Current Population Survey, CPS) 各州的平行數據(panel data)，來檢視景氣循環對勞工就業、工時以及薪資所得的影響。Hoynes et al. (2012) 進一步利用美國 Current Population Survey Merged Outgoing Rotation Group (CPS-MORG)，以 1979 年 1 月至 2011 年 12 月每月資料，來檢視景氣循環對不同年齡層、性別、族群、與教育程度的勞工是否有不同的影響。研究中的迴歸式，控制各州、月與年度(month-year)的固定效果以及各州的時間趨勢之後，實証結果顯示，當某州某年某月的失業率高出 1%時，該州 16 歲人口的失業率將提高 2.8%，然而在 16 至 19 歲的勞工將會比 25 歲的勞工感受到兩倍以上失業的衝擊。相較於 1980 年代早期的衰退，2008 年的經濟衰退更為深遠而且持續時間更為長久，對男

性、黑人、或西班牙裔、年輕、以及較低教育程度民眾的影響尤其劇烈。這種不同人口族群的景氣衝擊差異性在過去三十年來相當穩定，其中不同產業受到景氣衝擊並不一致，例如營建業和製造業較容易受到景氣影響；而服務業和政府部門則影響輕微。

1970 至 1980 年代的經濟學者例如 Ashenfelter (1970)、Freeman (1973)和 O'Neill (1985)曾嘗試分析 discriminatory wage differentials 的循環性 (cyclicality)，並探討不同族群的時薪趨勢變化。這個變化背後可能來自兩個機制：第一為來自每一族群員工特性組合效果 (composition effects)；第二為來自純粹工資差異 (pure wage discrimination) 的變化。組合變化效果的討論指出，女性和少數族裔容易受到景氣衝擊而失去工作，或者他們多半是在低工資、穩定的產業工作；換言之，有可能是女性和少數族裔職業上的選擇原本即偏向是低工資的產業。O'Neill (1985)和 Freeman (1973)兩位學者皆證實是組合效果造成 discriminatory wage differential 有反景氣循環的現象。

Biddle and Hamermesh (2011)利用 1979-2009 年的 CPS-MORG 的個人資料，資料中含有工作產業和地區編碼，發現男性和女性之間的工資差距呈現反景氣循環 (countercyclical) 的現象，亦即當失業率升高時，女性工資面臨的下降壓力明顯地升高，這主要是來自純粹的工資差異 (pure wage discrimination)，而非來自組合效果。至於黑人中男女勞工的工資差距則是呈現順景氣循環的現象，且大部分來自組合效果 (composition effect)。

二、利用官方行政資料進行研究之文獻

Carneiro et al. (2012) 和 Oreopoulos et al. (2012) 是近年來少數兩篇利用廠商與員工合併資料 (employer-employee matched data) 的研究，這兩篇文章係探討景氣循環對剛畢業進入職場員工的新進薪資以及畢業時的景氣對後續長期工資影響。Carneiro et al. (2012) 係利用 1986 至 2007 年的葡萄牙的勞工資料，在控制住員工、公司、工作特性這些可能造成工資循環性的組成偏誤 (composition bias) 來源後，估計結果發現實質工資呈現順景氣循環現象。在相同廠商工作職位 (firm-job title) 下，新聘入員工的新進薪

資 (entry wage) 要比既有員工的工資，受到失業率的影響來得更大。失業率每增加一個百分點會降低現有職場上員工 (stayers) 工資 2.20 個百分點，而新雇用員工更是降低 2.67 個百分點。若無控制住組成偏誤時，會導致工資循環性有反景氣循環偏誤。至於尋找工作機率 (job finding probability) 與工資有顯著正向關聯，而離職機率 (job separation probability) 則與工資有顯著負向的相關。

Oreopoulos et al. (2012) 利用加拿大廠商和員工合併的大型行政資料，觀察短期勞動市場狀況如何影響剛畢業男性大學生的長期工資。實證結果顯示，相較於在經濟穩定時期，在經濟衰退時畢業的大學生的確面臨較為不利的工資，且其負面影響至少持續十年左右。畢業於經濟不景氣階段的大學生，於畢業後一開始會找尋薪資較低的工作機會，待工作一段時間且景氣稍加復甦後，再轉換至薪資較高的公司工作。Hershbein (2012) 針對美國 1979 年全國青年調查(National Longitudinal Survey of Youth, NLSY) 高中畢業的男性和女性作為研究對象，發現女性當高中畢業時遇到經濟衰退，會造成她們在後續四年內投入勞動市場的機率降低，但長期效果不明顯。相較於男性，女性的薪資比較不會受到影響。整體而言，高中畢業生比起大學畢業生受到不景氣負面薪資影響比較小。

第四節 新住民相關文獻

Ottaviano et al. (2013) 使用美國 2000-2007 年由美國社區調查(American Community Survey)與人口普查的 IPUMS 樣本所取得本籍與外籍勞工的資料，以及由經濟分析局(Bureau of Economic Analysis)的國外直接投資資料庫(US Direct Investment Abroad dataset)所搜集美國母公司與跨國子公司的營運資料，研究本籍、外籍(immigrant workers)與境外勞工(offshore workers)三者 58 個製造業的生產方面的替代性。作者首先依其所獲得的資料整理出下列兩項事實：(1)若以智能密集(cognitive intensity)、溝通密集(communication intensity)與體能密集(manual intensity)衡量一個工作的複雜程度，

則外籍、境外與本籍勞工將依序專業分工在低、中與高複雜程度的工作上，亦即上述三種不同的勞工群體具有異質的生產力；(2)外籍與境外勞工兩者的替代性高於外籍與本籍勞工之間的關聯性。

接著，作者乃在上述事實的基礎上發展一部分均衡的工作分派模型，以藉此探討移民成本與境外生產成本的變動分別對本籍、外籍與境外勞工之就業(以就業占比與就業水準衡量)的影響。該模型預測：若移民成本產生下降的情形，則外籍勞工將會被賦予原先由境外勞工所執行中等複雜程度的工作；本籍勞工所執行之工作將不會因此而面臨任何的改變。另外，境外生產成本的下降將使得原先由外籍勞工所執行低複雜程度的工作中較為困難的部分以及本籍勞工所執行高複雜程度之工作中較為簡單的部分均指派給境外勞工來執行，亦即境外生產成本的降低將致使本籍與外籍勞工所負責工作之複雜程度產生兩極化的改變。其次，本籍、外籍與境外勞工三者的就業占比則因移民成本與境外生產成本的變動所致使的取代效果(displacement effect)而產生對應的變化：被賦予新職務的勞工群體其就業占比將有所提升；反之，工作被取代的勞工群體其就業占比將因此而產生下降的情形。最後，移民成本與境外生產成本的變動對本籍、外籍與境外勞工就業水準的影響則需視取代效果以及生產力效果(productivity effect)何者孰大孰小決定。⁴

在假設本籍勞工的就業占比(就業人數之對數值)為外勞與境外勞工就業占比(就業人數之對數值)的函數、外勞與境外勞工的就業占比(就業人數之對數值)彼此相互影響，以及使用美國境內外籍勞工的就業占比、各產業/年別關稅的加權平均(以產業別的進口值做為權數)分別做為外勞與境外勞工就業占比的工具變數，作者發現：(1)移民成本的下降將不會對本籍與境外勞工的就業占比產生任何統計顯著的影響；反之，境外生產成本的下降則被觀察到其將造成本籍與外籍勞工就業占比的減少，且前者效果將

⁴ Ottaviano et al. (2013) 認為取代效果主要係因不同的勞工群體其相對生產效率的變動所致使對應之相對勞動需求量的改變；生產力效果則為勞動需求曲線因生產效率的提升而向外移動的結果。

遠大於後者。(2)因外籍勞工就業人數額外增加 1%所致使移民成本的下降將誘使本籍勞工的就業人數水準因而增加約 0.41%、境外勞工的就業人數則不受影響。另外，境外勞工與本籍或外籍勞工兩者之間的就業水準亦未被觀察到有任何統計顯著的關聯性。上述結果因此隱含即使在境外勞工與本籍、外籍勞工彼此競爭的環境下雇用境外勞工仍將衍生一足以抵銷取代效果的生產力利得(productivity gains)，進而促使本籍與外籍勞工的就業量維持在一不變的水準上。最後，作者估計本籍、外籍勞工所執行工作之平均的複雜程度與外籍和境外勞工就業占比之間的關係，發現境外勞工就業占比的增加將提升本籍勞工所執行工作之複雜的程度，同時並致使本籍與外籍勞工在不同複雜程度的職務的光譜上產生兩極化的現象。

第四章 分析方法及分析結果

利用廠商與勞工受僱者合併資料係近十年來勞動經濟研究的新方向，國內勞動部本部勞工保險局蒐集的勞工被保險人檔與事業單位檔係為最合適的研究資料。由於勞保投保資料有提供個人工作地點的公司及行業別資料，使得本研究得以控制住個人轉換行業、轉換公司時，這些產業或公司(inter-industry/firm mobility)面對景氣衝擊的敏感性不一或員工雇用政策不同所帶來的員工組合特性效果，以使估計的薪資差異結果更具嚴謹性。國內現有的官方調查資料，例如主計處的人力資源或人力運用調查資料僅是逐年橫斷面的個人抽樣調查，並無個人長期追蹤的資料，也沒有公司或細項產業的資料，因此無法深入探討本研究議題。透過結合廠商/產業資訊、勞工被保險人檔與事業單位檔，才能瞭解臺灣勞工近十幾年來受到經濟景氣變化的影響，並瞭解不同產業、地區的薪資受到景氣衝擊程度上是否有所差異，而其衝擊是短期性抑或是長期性。本研究所涉及的各项議題中，主要使用個人的背景資訊，薪資，與廠商資訊，像是產業別、規模大小、地區等等，以下分述。

第一節 我國育嬰留職停薪政策分析

本子計畫係以分析我國育嬰留職停薪政策為主。小孩的照顧者以女性居多，導致女性在生育之後容易離開職場，轉換為工時較短的工作，為了落實性別工作平等，臺灣在 2002 年開始實施育嬰留職停薪制度。因當時的育嬰留職停薪政策並無實施育嬰留職停薪津貼，而且只有公司規模在 30 人以上的公司才需要提供育嬰留職停薪假，以至於當時的育嬰留職停薪申請者並不多，每年僅有數千名，此外，當時的政策也沒有對不提供育嬰留職停薪之公司訂定罰鍰。2009 年 5 月我國施行了育嬰留職停薪相關規定的改革，該次育嬰留職停薪政策改革除了擴大育嬰留職停薪規定適用範圍以及對不提供育嬰留職停薪的公司開始有罰則外，最重要的是，新增了最長 6 個月，額度為投保薪資

六成的育嬰留職停薪津貼，使育嬰留職停薪政策不僅提供生育婦女工作保護，更有津貼補助的功能。而是否可以請領育嬰留職停薪津貼，是以育嬰留職停薪津貼制度實施後，小孩是否仍未滿 3 歲為基準。依據本部勞工保險局之資料，受僱者育嬰留職停薪起訖日在 106 年 7 月 1 日至 107 年 6 月 30 日，於 107 年 12 月 31 日前復職者達 93.46%。根據本部 105 年「育嬰留職停薪期滿復職關懷調查報告」，受僱者未能回復原職之原因，包括：因家庭因素自願離開(39.6%)、想從事工時較短或較彈性之工作(12.8%)、及找到薪資較高或更有升遷機會的工作(8.4%)等。

2009 年發生的育嬰留職停薪改革對於任職於私人企業及公部門的婦女有不同影響。對於任職於公部門的婦女，2009 年的育嬰留職停薪改革僅增加了津貼補貼，但由於該改革明訂企業不論規模大小皆須提供育嬰留職停薪，不再限於 30 人以上的企業，且對不提供育嬰留職停薪的企業開罰，任職於私人企業的婦女的育嬰留職停薪可得性也因而上升。如此，可利用育嬰留職停薪津貼及育嬰留職停薪可得性的改變來探討育嬰留職停薪政策對婦女就業及小孩健康的影響。

一、育嬰留職停薪與生育婦女的就業

育嬰留職停薪政策的工作保護效果，一方面可以保證職業婦女生育後能夠回到職場，使其願意累積及增進與工作相關的技術及經驗，但申請育嬰留職停薪時，勞工會離開工作一段時間，工作的中斷可能會減損勞工累積的人力資本。除此之外，申請育嬰留職停薪也會影響雇主對員工的評價，雇主可能會認為申請育嬰留職停薪的員工對工作不夠有熱忱。即使員工復職亦可能面對工作場域的不友善與調職，或是新生兒的後續照顧問題，影響育嬰留職停薪申請者未來的職涯發展。因此本研究主要關心的是育嬰留職停薪申請者生產後中長期(4 年)的就業狀況。

本研究使用勞工保險資料與就業保險資料來分析育嬰留職停薪對職業婦女生育後就業的影響。而比較重視家庭的職業婦女更可能申請育嬰留職停薪及在生產後離開職場，在這樣的狀況下，使用簡單線性迴歸(Ordinary Least Squares Regression)將無法正

確估算出育嬰留職停薪政策對「女性生產後待在职場的機率」的影響。為了得到更精確的估計，本研究採用工具變數法(Instrumental Variable Method)與線性兩階最小平方法(Two Stage Least Squares)，以政策變化估計母親請育嬰留職停薪的機率，以避免上述簡單線性迴歸可能造成的問題。

(一) 分析方法

1. 資料與變數

於育嬰留職停薪對生育婦女就業的分析中，主要使用的資料為勞工保險資料與就業保險資料。透過勞保資料中的生育給付檔、勞就保單位被保險人檔、就保育嬰留停津貼檔的串聯可取得勞工的基本資訊(包含：年齡與性別)、生產資訊(是否生產及生產的月份)、是否申請育嬰留職停薪津貼及就業狀況(包含：是否有工作及公司規模)等資料。雖然臺灣自 2002 年開始即有育嬰留職停薪，但是否申請育嬰留職停薪的註記紀錄於勞保月費檔中，尚未取得，沒有育嬰留職停薪津貼實施前的育嬰留職停薪申請紀錄。因此本研究先以「就保育嬰留停津貼檔」的資料分析生育的工作婦女取得育嬰留職停薪津貼的狀況。

育嬰留職停薪制度改革對任職於私人企業的婦女是於 2009 年 5 月生效。每月初次育嬰留職停薪津貼申請人數如圖 11 可看到，2009 年 5 月後請領人數就逐漸上升。請假天數分布如圖 12，以請假 6 個月至 1 年者最多，佔 68.26%。

由於育嬰留職停薪津貼的制度改革並不以政策實施日為分界，而是以育嬰留職停薪津貼制度實施後，小孩是否仍在三歲之前為是否可申請育嬰留職停薪的基準。根據小孩出生日期計算可申請育嬰留職停薪的時間長短與津貼金額。如圖 13 所示，以 Age_c 為小孩的歲數(以月計算)，則母親能申請的津貼月數 $Month_Subsidy$ 則為：

$$\min(6, 36 - Age_c \text{ in May 2009})$$

而母親可申請的育嬰留職停薪長度 Duration 則為：

$$\min(24, 36 - \text{Age}_c \text{ in May } 2009)$$

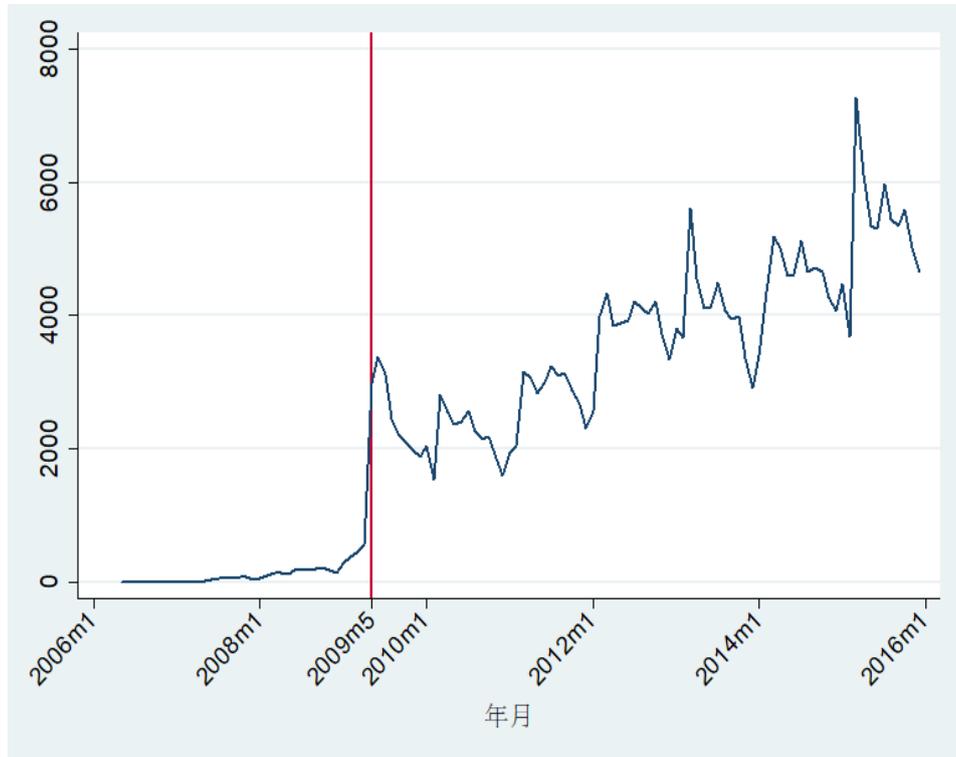


圖 11 每月初次申請育嬰留職停薪津貼人數

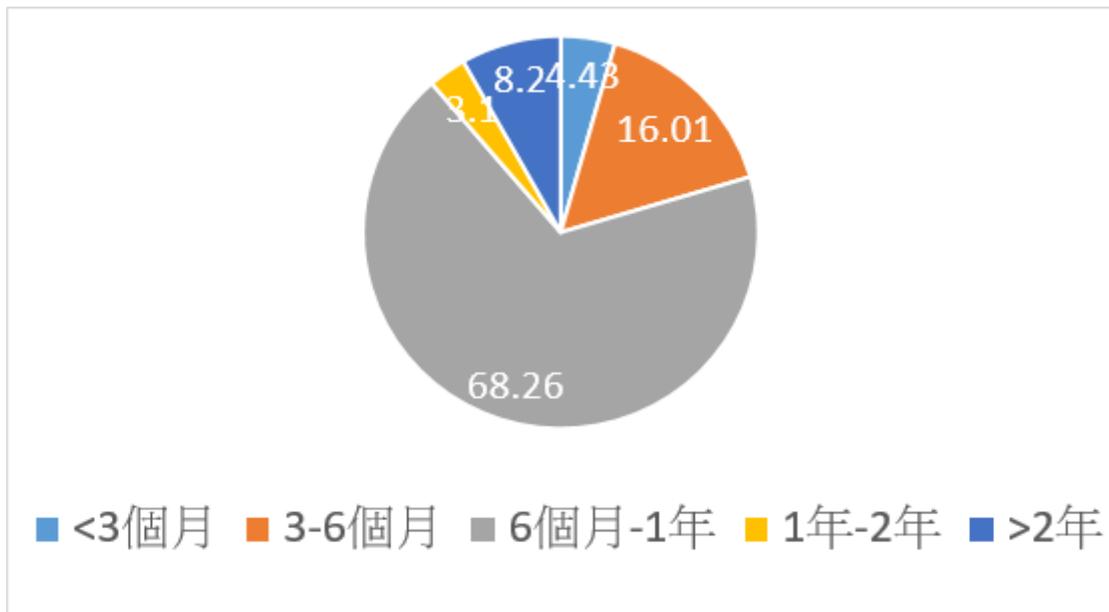


圖 12 請假天數分布



圖 13 小孩生月與育嬰留職停薪津貼可得性

圖 14 為小孩出生年月與育嬰留職停薪津貼申請機率的關聯。由圖可見，在 2009 年 5 月前生產的媽媽也可能申請育嬰留職停薪津貼，但銜接產假越容易，請領育嬰留職停薪津貼的機率越高。

自圖 13 與圖 14 可以注意到，在 2006 年 10 月後生產的職業婦女便可請領到育嬰留職停薪津貼的上限，即 6 個月的育嬰留職停薪津貼。但在圖 14 中，2006 年 10 月並沒有出現特別的轉折。一來，育嬰留職停薪津貼可請領月份的差異較小，自 2006 年 10 月後皆可請領 6 個月的育嬰留職停薪津貼。二來，如圖 13，「可請領的育嬰留職停薪津貼月份數」與「可請假長度」有部分的變化重合。因此，難以自資料中分辨出「可請領的育嬰留職停薪津貼月份數」自 0 到 6 月的變化如何影響申請育嬰留職停薪的機率。而可以明顯看出受育嬰留職停薪津貼長度影響的是申請育嬰留職停薪的大多數人會申請約半年左右的育嬰留職停薪。

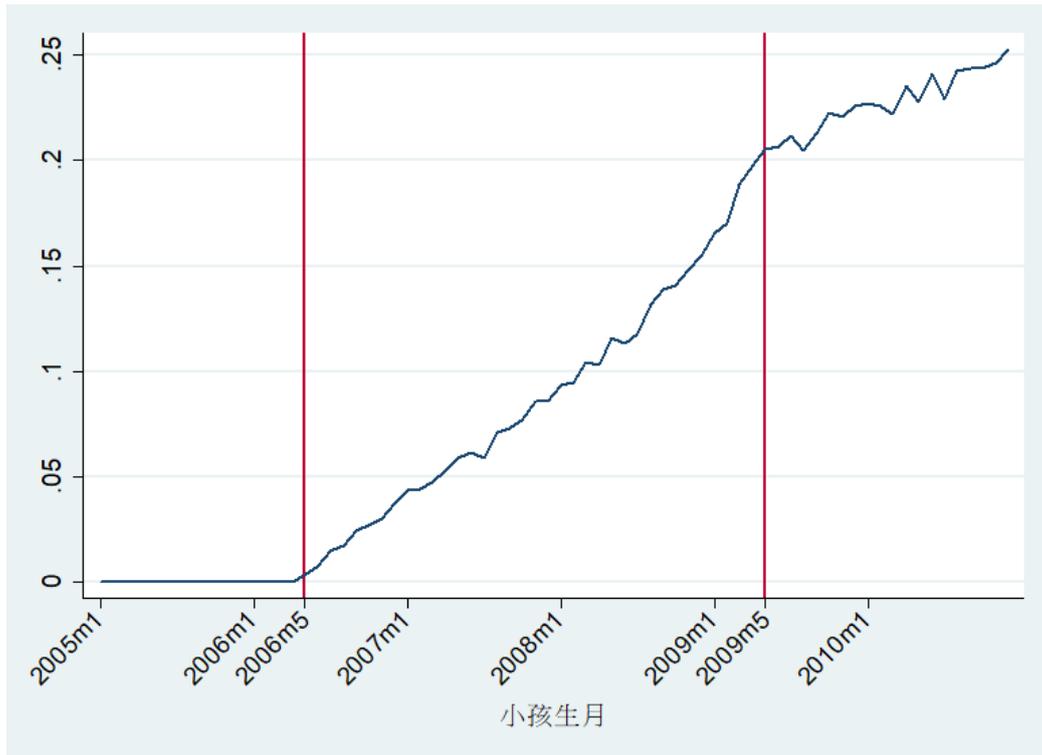


圖 14 小孩生月與育嬰留職停薪津貼申請機率

本研究的樣本為在 2005 年至 2010 年間 20 至 45 歲產下一胎以上且生育時有工作的母親。另外，為了控制女性工作狀況的時間趨勢，以兩個不同的方法找尋了不受政策影響，也就是未生育的女性樣本，以生育女性與未生育女性在育嬰留職停薪政策改革前後工作狀況的差異，估計育嬰留職停薪政策對生育女性的影響。也就是分析是否 2009 年育嬰留職停薪政策改革前後，未生育女性與生育女性 4 年後工作狀況的差異會有所變化。未生育女性與生育女性的就業狀況本來就會有差別，而本研究估計的是這樣的差別在育嬰留職停薪 2009 年育嬰留職停薪政策改革前後是否有擴大或縮小。

第一種方法是以這段時間中有勞工保險卻沒有生產的 20 至 45 歲職業女性的隨機抽樣作為控制女性工作狀況的時間趨勢的樣本。其 4 年後的工作狀況與職業婦女生育 4 年後的工作狀況比較如圖 15。藍線為生育婦女的狀況，紅線為未生育婦女的狀況，X 軸為生育婦女的生產月，及未生育婦女被隨機

抽樣到的投保月份。紅色參考線為 2009 年 5 月，即育嬰留職停薪政策改革實施月。原本生育婦女與未生育女性 4 年後工作狀況的趨勢相似，但在育嬰留職停薪前後趨勢開始有所不同。趨勢的變化會在育嬰留職停薪改革實施前即開始的原因是，是否可以請領育嬰留職停薪津貼，是以育嬰留職停薪津貼制度實施後，小孩是否仍未滿 3 歲為基準。而不是以是否在政策實施後生產為基準。因此即使在政策實施前生產，依然有可能符合請領育嬰留職停薪津貼的標準。

第二種方法是以粗化精確配對(Coarsened Exact Matching, CEM)來尋找未生育女性樣本。粗化精確配對的概念是將樣本以其樣本特性，如：年齡、薪資與公司規模等，分為數組，再配對組別相同的樣本。以粗化精確配對方法挑選未生育女性作為對照的好處是可以找到背景條件較為相似的樣本。每一個生產的女性樣本，都會自其生產月中，找到一個 (1)當月有投保 (2)研究期間內未生產 (3)年齡與投保薪資等條件相似的女性樣本。粗化精確配對挑出的未生育女性樣本，與生育女性樣本的敘述統計如表 6。生育與未生育女性樣本的年齡及投保薪資相差不大。其 4 年後的工作狀況與職業婦女生育 4 年後的工作狀況比較如圖 16。藍線為生育婦女的狀況，紅線為未生育婦女的狀況，X 軸為生育婦女的生產月，及未生育婦女被配對到的投保月份。紅色參考線為 2009 年 5 月。雖然圖 16 未生育婦女 4 年後工作機率的平均與圖 15 略有差異，但趨勢依然與生育婦女相似，相較於生育婦女四年後工作機率約多 1.5 個百分點，直到育嬰留職停薪津貼政策實施前後才有變化，在政策實行後，無論是否生育，婦女於四年後回到職場的機率大約都在 0.88 上下。

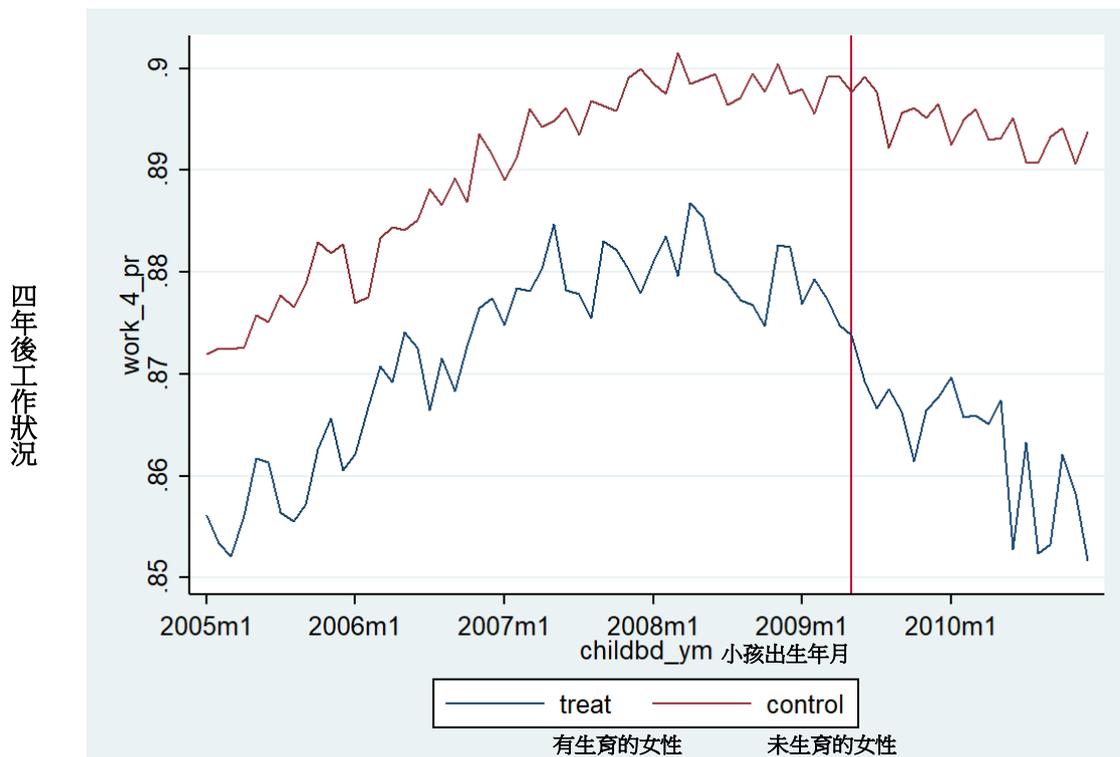


圖 15 生育女性與未生育女性 4 年後的工作狀況(隨機抽樣)

表 6 敘述統計

2005 年至 2010 年生育女性				
變數	樣本數	平均數	最小值	最大值
年齡	626,239	30.48	20	45
投保薪資	626,239	26,579.48	15,840	43,900
胎次	626,239	1.39	1	7
是否請假	626,239	0.10	0	1
請假天數	626,239	24.65	0	1,522
生產後 1 年是否有工作	626,239	0.90	0	1
生產後 2 年是否有工作	626,239	0.89	0	1
生產後 3 年是否有工作	626,239	0.89	0	1
生產後 4 年是否有工作	626,239	0.88	0	1
2005 年至 2010 年未生育女性				
變數	樣本數	平均數	最小值	最大值
年齡	626,239	30.60	20	45
投保薪資	626,239	26,508.96	15,840	43,900
投保月份後 1 年是否有工作	626,239	0.91	0	1
投保月份後 2 年是否有工作	626,239	0.89	0	1
投保月份後 3 年是否有工作	626,239	0.87	0	1
投保月份後 4 年是否有工作	626,239	0.87	0	1

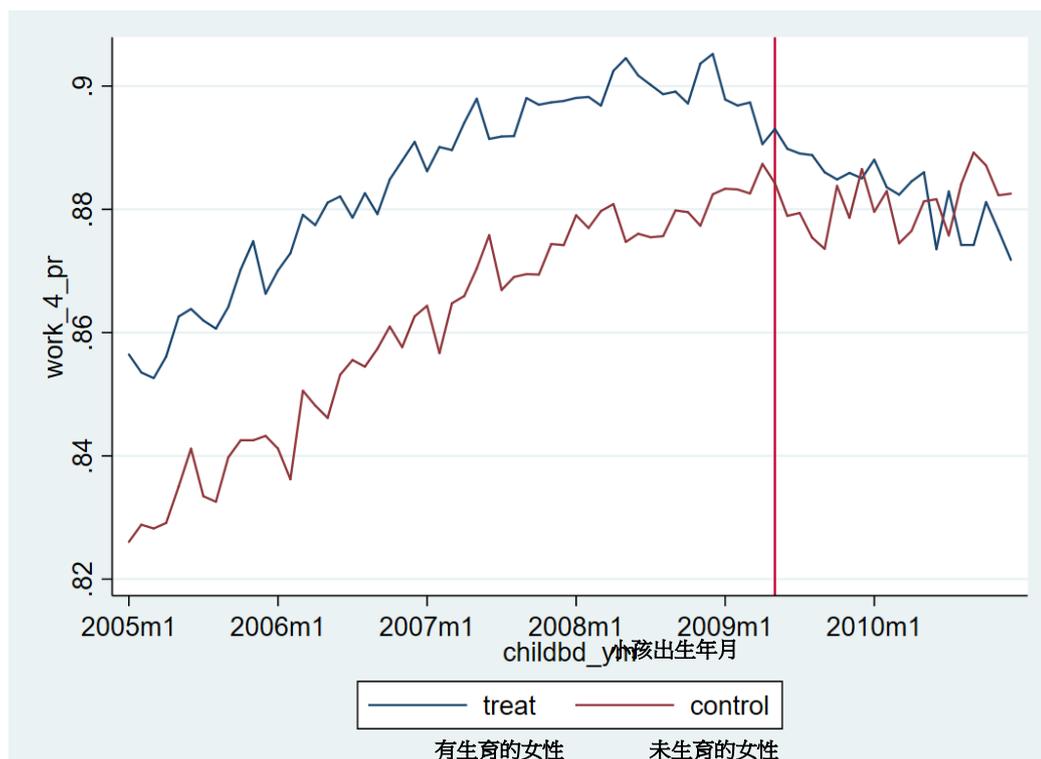


圖 16 生育女性與未生育女性 4 年後的工作狀況(粗化精確配對)

2. 計量模型：工具變數法

本研究選擇使用工具變數法與線性兩階最小平方法來估計育嬰留職停薪政策對於婦女生產後就業的影響。透過第一階段估計出政策對是否申請育嬰留職停薪的影響，再透過第二階段估計出申請育嬰留職停薪對未來工作機率的影響。若使用簡單線性迴歸，單純比較是否申請育嬰留職停薪與未來是否工作的機率很有可能得到偏差的估計值。申請育嬰留職停薪的人對工作可能比較沒有強烈偏好，申請育嬰留職停薪的婦女很有可能更傾向照顧家庭而非工作，或是小孩的狀況更需要親職照護。因此即使發現簡單線性迴歸的結果是申請育嬰留職停薪的婦女回到職場的機率比未申請育嬰留職停薪的婦女低，也不能即認定育嬰留職停薪降低女性工作的機率，本研究看到的可能只是申請育嬰留職停薪與傾向留在家庭而非職場兩個現象的關聯性，而非申請育嬰留職停薪導致母親較難回到職場。另一方面，若母親申請育嬰留職停

薪透露的信息是其身處的職場較為友善，或這位母親很有回到職場的信心與能力，於是利用簡單線性迴歸時可能看到申請育嬰留職停薪與產後回到職場的機率有正相關，但這並不代表是育嬰留職停薪政策使母親在產後更不容易離開職場。為避免上述內生性問題造成估計的偏誤，本研究利用育嬰留職停薪實施前後申請育嬰留職停薪困難度的差別，以工具變數法來進行估計，以了解育嬰留職停薪可請與否，對未來就業的影響。

工具變數為婦女在生育後可申請的育嬰留職停薪長度，育嬰留職停薪可請長度的改變僅由政策導致，為外生變數，不受個人狀況所影響。可透過小孩的出生月對申請育嬰留職停薪津貼機率的影響來估計育嬰留職停薪政策對婦女未來工作的影響。在 2009 年 5 月前生產者，生產的時間點離政策越近，便越容易申請育嬰留職停薪津貼，即受到的影響越大。透過受到不同程度政策影響的母親，可以估測育嬰留職停薪對職業婦女生產後的工作狀況的影響。

工具變數法中的第一階段迴歸式可表示如下：

$$\text{是否請假}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{生小孩}_i + \gamma_1 \text{政策後}_i + \delta_1 \text{生小孩}_i * \text{政策後}_i + \rho_1 X_i + m_t + \epsilon_{1it} \quad (1)$$

是否請假_{it}為一個二元虛擬變數，婦女有申請育嬰留職停薪為 1，其他為 0。生小孩_i為一個二元虛擬變數，在 2005 至 2010 年中有生小孩為 1，其他為 0。政策後_i為二元虛擬變數，婦女生產月或未生育婦女的勞保投保月在 2009 年 5 月後即為 1。其他為 0。X_i為控制變數，包含母親的勞保投保薪資及生產年齡。m_t為年份固定效果。

第二階段迴歸式如下：

$$\text{生產 4 年後是否就業}_i = \alpha_2 + \beta_2 \widehat{\text{是否請假}}_{it} + \gamma_2 X_i + \text{Year}_i + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

在(2)式中，生產 4 年後是否就業_i為生育女性在小孩 4 歲時或是未生育女性在投保月份 4 年後的就業狀態。因臺灣的規定是小孩 3 歲前，母親都可以申請育嬰留職停薪，故選擇生產 4 年後的就業狀態做為育嬰留職停薪如何影響生育婦女就業的指標。

式(1)的結果讓可探討育嬰留職停薪津貼及可得性的改變對於申請育嬰留職停薪機率的影響，而式(2)的結果則可以幫助探討申請育嬰留職停薪對婦女就業的影響。

同樣的，也可以將式(1)的依變項置換為實際的育嬰留職停薪長度及是否申請 2 個月以上或 6 個月以上育嬰留職停薪，並分析申請更長的育嬰留職停薪是否對婦女的產後就業有更大的影響。即使育嬰留職停薪保障就業、調節家庭生活與職場的功能是存在的，育嬰留職停薪使婦女不需要離開職場就能兼顧家庭，申請育嬰留職停薪的機率對生育婦女的就業有正面的影響。但仍可想像請越長的假越可能對婦女產後回到職場造成不利的結果。一方面，請假造成工作技能的生疏，回到職場之後，職業婦女需要花較大的成本重新適應工作。另一方面，請較長的假可能給雇主雇員較不將重心放在工作的信號(signal)，影響之後的職涯發展與就業。

(二) 分析結果

本研究主要關心的樣本為 2005 年至 2010 年生產且有工作的女性，是否生產的資訊來自勞保生育給付檔，是否申請育嬰留職停薪的資訊來自就保育嬰留停津貼檔。首先，先以簡單線性迴歸估計是否申請育嬰留職停薪對生產後 4 年工作狀況的影響。如

表 7，可以發現申請育嬰留職停薪對生產後 4 年工作狀況有負面影響。但如前所述，簡單線性迴歸估計結果可能會有內生性問題，加上希望排除時間趨勢的影響，所以後續會以工具變數法進行估計。並以粗化精確配對方法挑選與生育女性樣本年齡、投保薪資與就業公司規模等條件相似的未生育女性樣本，以控制就業環境的趨勢。

表 7 生產 4 年後的工作狀況(簡單線性迴歸)

	(1)	(2)	(3)
被解釋變數		生產 4 年後是否有工作	
是否請假	-0.0510*** (0.0014)		
是否請假 2 個月以上		-0.0527*** (0.0014)	
是否請假 6 個月以上			-0.0583*** (0.0015)
常數	0.7533*** (0.0024)	0.7534*** (0.0024)	0.7536*** (0.0024)
樣本數	626,239	626,239	626,239

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。

括號內為標準差； *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

以式(1)估計 2009 年育嬰留職停薪政策改革對育嬰留職停薪申請機率的影響。結果如表 8 所示。是否請假_{it}為二元虛擬變數，1 表示母親在生產後有申請育嬰留職停薪。是否請假 2 個月以上_{it}為二元虛擬變數，1 表示母親在生產後有申請 2 個月以上的育嬰

留職停薪。是否請假 6 個月以上_{it} 為二元虛擬變數，1 表示母親在生產後有申請 6 個月以上的育嬰留職停薪。在政策後生產增加母親約 17% 申請育嬰留職停薪的機率，並且分別增加約 17% 請假 2 個月以上及 16% 請假 6 個月以上的機率。顯示育嬰留職停薪政策改革確實提升了母親申請育嬰留職停薪的機率，且大部分母親申請育嬰留職停薪的天數並非只有數日或數周，而是會請假 2 個月，甚至是 6 個月以上。

第二階段，透過「小孩出生月對申請育嬰留職停薪津貼機率的影響」來估計「育嬰留職停薪政策對婦女未來工作的影響」。工具變數為是否在政策實施後生產，改變僅由政策導致，為外生變數，不受個人的狀況所影響。迴歸式設定如式(2)，表 9 為申請育嬰留職停薪對生產 2 年後的工作狀況的估計結果，被解釋變數「生產 2 年後是否有工作」，是一個二元虛擬變數，生產兩年後或是投保月份兩年後有工作為 1，其他為 0，有工作的定義為有投保勞保，或是在育嬰留職停薪期間。申請育嬰留職停薪會使母親在生產後 2 年有工作的機率下降約 8%；若申請 6 個月以上的育嬰留職停薪，則會讓母親在生產後 2 年有工作的機率下降約 9%。申請育嬰留職停薪對生產 4 年後工作狀況影響的迴歸結果如表 10，申請育嬰留職停薪會使母親在生產後 4 年有工作的機率下降約 13%；若申請 6 個月以上的育嬰留職停薪，則會讓母親在生產後 4 年有工作的機率下降約 15%。申請越長的育嬰留職停薪，對之後就業的負向影響越大。

表 8 育嬰留職停薪改革對育嬰留職停薪申請機率的影響

	(1)	(2)	(3)
被解釋變數	是否請假	是否請假 2 個月以上	是否請假 6 個月以上
生小孩	0.0537*** (0.0004)	0.0523*** (0.0004)	0.0445*** (0.0004)
政策後	-0.0771*** (0.0011)	-0.0755*** (0.0011)	-0.0704*** (0.0011)
生小孩 * 政策後	0.1732*** (0.0008)	0.1696*** (0.0008)	0.1557*** (0.0008)
常數	-0.0161*** (0.0011)	-0.0152*** (0.0011)	-0.0101*** (0.0010)
樣本數	1,252,478	1,252,478	1,252,478

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、廠商規模及年份固定效果。
括號內為標準差； *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 9 生產 2 年後的工作狀況

	(1)	(2)	(3)
被解釋變數		生產 2 年後是否有工作	
生小孩	0.0102*** (0.0009)	0.0102*** (0.0009)	0.0098*** (0.0009)
政策後	-0.0020 (0.0016)	-0.0020 (0.0016)	-0.0021 (0.0016)
是否請假	-0.0839*** (0.0071)		
是否請假 2 個月以上		-0.0857*** (0.0073)	
是否請假 6 個月以上			-0.0933*** (0.0079)
常數	0.7478*** (0.0016)	0.7478*** (0.0016)	0.7482*** (0.0016)
樣本數	1,252,478	1,252,478	1,252,478
工具變數 F 值	45,099.5	44,096.7	41,322.1

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。
括號內為標準差； *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

表 10 生產 4 年後的工作狀況

被解釋變數	(1)	(2)	(3)
	生產 4 年後是否有工作		
生小孩	0.0317*** (0.0010)	0.0317*** (0.0010)	0.0312*** (0.0009)
政策後	-0.0047*** (0.0017)	-0.0047*** (0.0017)	-0.0048*** (0.0017)
是否請假	-0.1307*** (0.0075)		
是否請假 2 個月以上		-0.1336*** (0.0076)	
是否請假 6 個月以上			-0.1454*** (0.0083)
常數	0.7297*** (0.0017)	0.7298*** (0.0017)	0.7303*** (0.0017)
樣本數	1,252,478	1,252,478	1,252,478
工具變數 F 值	45,099.5	44,096.7	41,322.1

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。
括號內為標準差； *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

1. 育嬰留職停薪政策對不同所得的母親的影響

分析完育嬰留職停薪政策的對 2005 年至 2010 年生產且有工作的女性的平均效果後，接下來將以所得平均將樣本切分成高所得與低所得兩群，以分析育嬰留職停薪政策對高低所得的職業婦女是否有不同的影響。母親是否要申請育嬰留職停薪要考量許多因素，其中一個重要的因素便是收入問題。母親申請育嬰留職停薪會失去自身的收入，雖然請假的六個月內可以拿到勞保投保薪資六成的育嬰留職停薪津貼，但對自身收入超過勞保投保薪資上限的母親而言，育嬰留職停薪津貼實際上並不到六成薪資。所得較高的母親申請

育嬰留職停薪的機會成本可能較大，但另一方面，其過去累積的儲蓄或是家庭收入或許也比較能支持母親申請育嬰留職停薪的決定。如果父母親不申請育嬰留職停薪，小孩可能會交由親戚或是保母照顧，而是否申請育嬰留職停薪的決策便關乎母親自身的所得、育嬰留職停薪津貼的額度與保母的成本。

育嬰留職停薪政策對不同所得的母親的影響迴歸結果如表 11。變數定義如前所述。政策後生產增加低所得母親約 14%申請育嬰留職停薪的機率，並且分別增加約 14%請假 2 個月以上及 13%請假 6 個月以上的機率。政策後生產增加高所得母親約 22% 申請育嬰留職停薪的機率，並且分別增加約 21%請假 2 個月以上及 19% 請假 6 個月以上的機率。就提升申請育嬰留職停薪的機率而言，政策對高所得母親的影響比對低所得母親的影響更大。

接下來進行第二階段分析，透過「小孩出生月對申請育嬰留職停薪津貼機率的影響」來估計「育嬰留職停薪政策對婦女未來工作的影響」。表 12 與表 13 分別為申請育嬰留職停薪對低所得的母親及高所得的母親生產 2 年後的工作狀況的估計結果。變數的定義如前所述。申請育嬰留職停薪會使低所得的母親在生產後 2 年有工作的機率下降約 10%；若申請 6 個月以上的育嬰留職停薪，則會讓低所得的母親在生產後 2 年有工作的機率下降約 11%。申請育嬰留職停薪會使高所得的母親在生產後 2 年有工作的機率下降約 7%；若申請 6 個月以上的育嬰留職停薪，則會讓高所得的母親在生產後 2 年有工作的機率下降約 8%。就 2 年後的工作狀況而言，申請育嬰留職停薪對低所得的母親有較大的負向影響。

表 11 育嬰留職停薪改革對不同所得母親育嬰留職停薪申請機率的影響

A 部分：低所得樣本			
被解釋變數	是否請假	是否請假 2 個月以上	是否請假 6 個月以上
生小孩	0.0487*** (0.0005)	0.0477*** (0.0005)	0.0414*** (0.0005)
政策後	-0.0640*** (0.0014)	-0.0632*** (0.0014)	-0.0602*** (0.0013)
生小孩 * 政策後	0.1428*** (0.0010)	0.1402*** (0.0010)	0.1311*** (0.0009)
常數	0.0018 (0.0012)	0.0021* (0.0012)	0.0047*** (0.0011)
樣本數	748,638	748,638	748,638
B 部分：高所得樣本			
被解釋變數	是否請假	是否請假 2 個月以上	是否請假 6 個月以上
生小孩	0.0613*** (0.0007)	0.0592*** (0.0007)	0.0493*** (0.0007)
政策後	-0.0963*** (0.0019)	-0.0938*** (0.0019)	-0.0856*** (0.0018)
生小孩 * 政策後	0.2166*** (0.0014)	0.2114*** (0.0014)	0.1909*** (0.0013)
常數	-0.0276*** (0.0026)	-0.0263*** (0.0025)	-0.0193*** (0.0024)
樣本數	503,840	503,840	503,840

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、廠商規模及年份固定效果。

括號內為標準差； *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 12 生產 2 年後的工作狀況(低所得)

被解釋變數	(1)	(2)	(3)
	生產 2 年後是否有工作		
生小孩	0.0077*** (0.0013)	0.0077*** (0.0013)	0.0074*** (0.0013)
政策後	-0.0020 (0.0022)	-0.0021 (0.0022)	-0.0022 (0.0022)
是否請假	-0.1012*** (0.0118)		
是否請假 2 個月以上		-0.1030*** (0.0120)	
是否請假 6 個月以上			-0.1102*** (0.0128)
常數	0.7379*** (0.0020)	0.7379*** (0.0020)	0.7382*** (0.0020)
樣本數	748,638	748,638	748,638
工具變數 F 值	20,846.4	20,457.6	19,629.1

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。

括號內為標準差； *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

表 13 生產 2 年後的工作狀況(高所得)

被解釋變數	(1)	(2)	(3)
	生產 2 年後是否有工作		
生小孩	0.0143*** (0.0013)	0.0142*** (0.0013)	0.0139*** (0.0013)
政策後	-0.0020 (0.0023)	-0.0020 (0.0023)	-0.0020 (0.0023)
是否請假	-0.0680*** (0.0083)		
是否請假 2 個月以上		-0.0697*** (0.0085)	
是否請假 6 個月以上			-0.0772*** (0.0094)
常數	0.8196*** (0.0035)	0.8196*** (0.0035)	0.8197*** (0.0035)
樣本數	503,840	503,840	503,840
工具變數 F 值	24,629.7	23,993.1	21,944.7

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。

括號內為標準差； *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

申請育嬰留職停薪對不同所得的母親生產 4 年後工作狀況影響的迴歸結果如表 14 與表 15。申請育嬰留職停薪會使低所得母親在生產後 4 年有工作的機率下降約 15%；若申請 6 個月以上的育嬰留職停薪，則會讓低所得母親在生產後 4 年有工作的機率下降約 16%。申請育嬰留職停薪會使高所得母親

在生產後 4 年有工作的機率下降約 11%；若申請 6 個月以上的育嬰留職停薪，則會讓高所得母親在生產後 4 年有工作的機率下降約 13%。申請育嬰留職停薪對低所得母親生產後 4 年工作狀況的負面影響程度較大。

表 14 生產 4 年後的工作狀況(低所得)

被解釋變數	(1)	(2)	(3)
	生產 4 年後是否有工作		
生小孩	0.0292*** (0.0013)	0.0292*** (0.0013)	0.0286*** (0.0013)
政策後	-0.0041* (0.0022)	-0.0041* (0.0022)	-0.0043* (0.0022)
是否請假	-0.1511*** (0.0122)		
是否請假 2 個月以上		-0.1538*** (0.0124)	
是否請假 6 個月以上			-0.1646*** (0.0133)
常數	0.7203*** (0.0021)	0.7204*** (0.0021)	0.7208*** (0.0021)
樣本數	748,638	748,638	748,638
工具變數 F 值	20,846.4	20,457.6	19,629.1

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。
括號內為標準差； *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

表 15 生產 4 年後的工作狀況(高所得)

被解釋變數	(1)	(2)	(3)
	生產 4 年後是否有工作		
生小孩	0.0356*** (0.0014)	0.0355*** (0.0014)	0.0350*** (0.0014)
政策後	-0.0057** (0.0024)	-0.0057** (0.0024)	-0.0058** (0.0024)
是否請假	-0.1126*** (0.0089)		
是否請假 2 個月以上		-0.1154*** (0.0091)	
是否請假 6 個月以上			-0.1278*** (0.0101)
常數	0.8196*** (0.0035)	0.8196*** (0.0035)	0.8197*** (0.0035)
樣本數	503,840	503,840	503,840
工具變數 F 值	24,629.7	23,993.1	21,944.7

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。

括號內為標準差； *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

2. 穩健性檢驗

接下來將呈現穩健性檢驗的結果。以同樣的分析方法測試 2008 年至 2010 年生產且有工作的女性。依然先評估政策對在職的生育女性申請育嬰留職停薪機率的影響。結果如表 16，即使樣本年分區間選擇有所變動，育嬰留職停薪改革仍是顯著地提升了職業婦女在生產後申請育嬰留職停薪的機率。

表 16 育嬰留職停薪改革對育嬰留職停薪申請機率的影響

被解釋變數	(1) 是否請假	(2) 是否請假 2 個月以上	(3) 是否請假 6 個月以上
生小孩	0.1238*** (0.0010)	0.1210*** (0.0010)	0.1079*** (0.0010)
政策後	-0.0430*** (0.0015)	-0.0421*** (0.0015)	-0.0398*** (0.0015)
生小孩 * 政策後	0.1028*** (0.0014)	0.1005*** (0.0013)	0.0920*** (0.0013)
常數	-0.1718*** (0.0146)	-0.1684*** (0.0145)	-0.1555*** (0.0139)
樣本數	638,570	638,570	638,570

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、廠商規模及年份固定效果。

括號內為標準差； *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

確認育嬰留職停薪改革對 2008 年至 2010 年生產的婦女申請育嬰留職停薪的機率有顯著影響後，以同樣的分析方法評估申請育嬰留職停薪對女性生育後工作狀況的影響。表 17 為申請育嬰留職停薪對生產 2 年後是否有工作的影響，可以發現申請育嬰留職停薪降低了生產 2 年後仍有工作的機率，而且申請越久的育嬰留職停薪，對生產 2 年後工作狀況的負面影響越大。而育嬰留職停薪對生產 4 年工作狀況的影響如表 18，申請育嬰留職停薪對生產 4

年後的工作狀況一樣有負面影響，當申請越久的育嬰留職停薪，負面影響的程度越大。與先前結果相似。

表 17 生產 2 年後的工作狀況

被解釋變數	(1)	(2)	(3)
	生產 2 年後是否有工作		
生小孩	0.0334*** (0.0027)	0.0334*** (0.0027)	0.0328*** (0.0027)
政策後	-0.0008 (0.0015)	-0.0008 (0.0015)	-0.0011 (0.0015)
是否請假	-0.1859*** (0.0146)		
是否請假 2 個月以上		-0.1901*** (0.0149)	
是否請假 6 個月以上			-0.2077*** (0.0163)
常數	0.6332*** (0.0172)	0.6333*** (0.0172)	0.6340*** (0.0172)
樣本數	638,570	638,570	638,570
工具變數 F 值	5,794.65	5,636.25	5,126.05

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。

括號內為標準差； *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

表 18 生產 4 年後的工作狀況

被解釋變數	(1)	(2)	(3)
	生產 4 年後是否有工作		
生小孩	0.0317*** (0.0010)	0.0317*** (0.0010)	0.0312*** (0.0009)
政策後	-0.0047*** (0.0017)	-0.0047*** (0.0017)	-0.0048*** (0.0017)
是否請假	-0.1307*** (0.0075)		
是否請假 2 個月以上		-0.1336*** (0.0076)	
是否請假 6 個月以上			-0.1454*** (0.0083)
常數	0.7297*** (0.0017)	0.7298*** (0.0017)	0.7303*** (0.0017)
樣本數	1,252,478	1,252,478	1,252,478
工具變數 F 值	45,099.5	44,096.7	41,322.1

結果皆已控制母親薪資、母親年齡、年份固定效果、時間趨勢及廠商規模。

括號內為標準差； *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

註：是否有工作的標準為是否仍有勞保，因 5 人以下的公司不須保勞保，因此可能某些人是轉入規模在 5 人以下的公司，並非真的沒有工作。

婚育婦女的勞動參與率相較於其他族群向來比較低，2009 年育嬰留職停薪的政策，提供了生育婦女短期的工作保護，然而如同過去文獻所指出，長期而言，職場中斷與在家照顧小孩的育嬰假經驗對就業的影響有可能正也有

可能負。本研究使用勞保資料，針對 2009 年政策實行後造成的變化，估計申請育嬰留職停薪如何影響生育婦女在小孩 4 歲時的就業狀況，使用 3 種不同的統計模型進行估計，分析結果發現，育嬰留職停薪津貼政策提升了職業婦女在生產後申請育嬰留職停薪的機率，但育嬰留職停薪並沒有提升婦女在生產 4 年後留在職場的機率。

本研究潛在的限制為目前僅考慮了生育時有工作的女性在生育後的就業狀況，但沒有納入懷孕到生育這段期間是否離職的決策。主要的原因為生育婦女樣本是從勞保資料中請領生育津貼的女性來界定，因此對於懷孕之後就離職的女性，因為無從判斷一個離職女性是否懷孕，從勞保資料中無法納入樣本。未來研究將結合勞保資料以外的資料，界定懷孕婦女樣本，進一步探討育嬰留職停薪是否降低了懷孕到生產這段期間離職的機率。

本研究的結果，並非不支持育嬰留職停薪政策。政策效果在不同的時空背景自然會有不同的效果，2009 年前後政策變化的效果，不一定適用在目前的情境。由法律提供對於生育婦女提供短期在家照顧小孩而不會被解職的保護，立意良善。本研究的結果，說明了生育婦女所面對的工作家庭兩難困境不能僅依靠育嬰留職停薪政策。畢竟小孩出生之後會需要有人照顧，母親被想像的照顧者的角色並不因為育嬰留職停薪的結束而結束，因此透過完善的托嬰政策，搭配育嬰留職政策才能讓母親安心回到職場。

二、育嬰留職停薪與新生兒健康

過去營養品較不足，母乳是新生兒較佳的營養來源，母親是否有時間照顧新生兒和親餵母乳可能會對新生兒的健康狀況有顯著的影響。此外，過去新生兒施打疫苗的普及率較低、夭折率較高時，父母是否有時間帶新生兒施打疫苗亦會影響新生兒的健康。而如今，各式奶粉與嬰幼兒營養補給品林立，且當大部分的新生兒都會接受疫苗施打時，親職照顧對新生兒健康狀況的影響是否仍不同於其他照護方式(如：聘僱保母或

由親戚照顧)是值得探討的問題。一方面，父母相較起祖父母或保母，可能是比較沒有經驗的照顧者，如果父母沒有足夠的經驗或相關的知識，可能會增加小孩因為照顧問題而生病的機會。另一方面，由父母親照顧新生兒，減少新生兒接觸的人和移動的距離(如：不需要自父母家送去保母家)，可能會降低新生兒得到傳染病的機會。

在此，串聯健康保險資料庫與勞就保資料庫來分析母親是否申請育嬰留職停薪對小孩健康的影響。考慮到簡單線性迴歸無法處理小孩健康與母親請假機率互相影響的問題。當小孩不健康時，母親比較有可能申請育嬰留職停薪在家照顧小孩，但母親請假照顧小孩也可能影響小孩的健康。在這樣的狀況下，簡單線性迴歸無法分離出母親申請育嬰留職停薪對小孩健康的影響。因此，本研究採用採用工具變數法與線性兩階最小平方法來進行估計。第一階段透過政策變化估計母親在小孩一歲前申請育嬰留職停薪的機率，再透過第二階段，估計出母親是否申請育嬰留職停薪對小孩住院機率及次數的影響。

(一) 分析方法

1. 資料與變數

本研究串聯了健康保險資料庫與勞就保資料庫來進行分析。健保資料庫涵蓋豐富的保險人健康資訊與就醫紀錄。而勞就保資料庫包含勞工在勞動市場的各種紀錄，擁有勞工的就業狀態、薪資與就職企業等資訊。透過這兩個資料庫的串聯，可分析個人的勞動狀態與健康如何相互影響。健保資料庫的全民健保承保檔包含保險人的基本資料、性別及出生月，串聯婦幼檔後可以得到母子關係的配對。而自全民健保處方及治療明細檔的診斷代碼以及住院的次數可以建立小孩的健康狀況的指標。結合勞保資料的生育給付檔及就保育嬰留停津貼檔，可取得勞工是否生產及是否申請育嬰留職停薪津貼等資訊。雖然臺灣自 2002 年開始即有育嬰留職停薪，但就保育嬰留停津貼檔中只包含申請育嬰留職停薪津貼的資料，換句話說，並沒有育嬰留職停薪津貼實施

前的勞工申請育嬰留職停薪紀錄，因此後文提及的申請育嬰留職停薪皆是指申請育嬰留職停薪津貼。

本研究將估計育嬰留職停薪政策改革如何影響母親在小孩 1 歲前請假的機率。雖然在小孩 3 歲前，母親皆可申請育嬰留職停薪及育嬰留職停薪津貼，但大部分的母親初次申請育嬰留職停薪的時間點都會在小孩 1 歲前。若超過小孩 1 歲才申請育嬰留職停薪，很有可能是因為下一個小孩的出生，為了同時照顧兩個以上的小孩才申請育嬰留職停薪，或是為了進修等其他原因。為了避免這些與照顧小孩無關的因素的干擾，本研究在這邊關心的是育嬰留職停薪政策是否能提升母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的機率，以作為育嬰留職停薪政策是否提升親職照顧機率的指標。小孩出生月與母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪津貼的機率關係可參考圖 17。由於在育嬰留職停薪政策改革實施後仍未滿 3 歲即可申請育嬰留職停薪津貼，因此自 2008 年 5 月後開始出生的小孩，其母親便開始可能在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪，比例隨母親生產月逐漸提升。

樣本為 2005 年至 2010 年間出生，出生時母親年齡在 20-40 歲且有工作的新生兒，樣本的敘述統計如表 19，樣本中約有 52% 的男性新生兒，新生兒在 1 歲前曾住院的比例約為 16%，2 歲前曾住院的比例約為 27%，3 歲前曾住院的比例約為 34%，4 歲前住過院的比例約為 38%。若樣本在 2005 年至 2010 年間出生，其母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的比例為 5%，比例並不高，故後文亦會提供樣本在 2007 年至 2010 年間出生的結果。除此之外，為了避免特別不健康的小孩干擾分析結果，樣本中並不包含源於周產期有病況及先天畸形的新生兒。

是否在小孩一歲前申請育嬰留職停薪

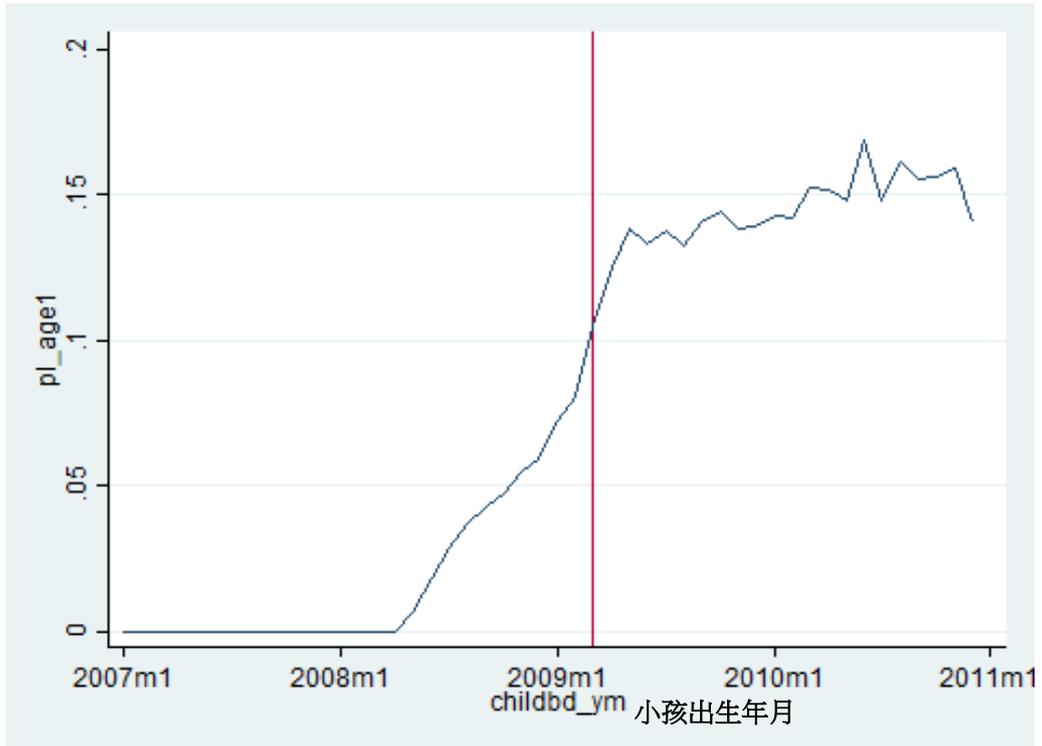


圖 17 小孩出生月與母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的比例

表 19 敘述統計

變數	樣本數	平均數	最小值	最大值
母親年齡	579,012	30.34	20	40
母親平均薪資	579,012	26,602.45	15,840	43,900
母親是否在小孩一歲前請假	579,012	0.05	0	1
母親是否在小孩一歲前請假 3 個月以上	579,012	0.05	0	1
母親是否在小孩一歲前請假 6 個月以上	579,012	0.04	0	1
請假天數	579,012	25.04	0	1,522
小孩胎次	579,012	1.21	1	6
小孩是否為男性	579,012	0.52	0	1
小孩 1 歲前住院次數	579,012	0.21	0	24
小孩 1 歲前是否曾經住院	579,012	0.16	0	1
小孩 2 歲前住院次數	579,012	0.43	0	46
小孩 2 歲前是否曾經住院	579,012	0.27	0	1
小孩 3 歲前住院次數	579,012	0.59	0	63
小孩 3 歲前是否曾經住院	579,012	0.34	0	1
小孩 4 歲前住院次數	579,012	0.73	0	76
小孩 4 歲前是否曾經住院	579,012	0.38	0	1

2. 計量模型:工具變數法

若使用簡單線性迴歸可能會因為其他因素的影響而得到錯誤的估計值，母親可能會因為小孩的身體較差而選擇申請育嬰留職停薪，導致請假機率較高與小孩住院頻繁有關連性，但這並非親職照顧對小孩健康狀況的影響。為了避免內生性問題，故使用工具變數法做估計。在此，本研究依然利用 2009 年的育嬰留職停薪政策改革來當作外生衝擊，並先以下面的第一階段迴歸式估計育嬰留職停薪政策改革如何提升母親在小孩一歲前申請育嬰留職停薪的機率。

$$\text{在小孩 1 歲前請假}_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{回溯月份效果}_i + \delta_1 \text{政策後}_i + \rho_1 X_i + m_t + \epsilon_{1it} \quad (3)$$

在小孩 1 歲前請假 $_{it}$ 為一個二元虛擬變數，表示母親是否在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪，有申請育嬰留職停薪 1，其他為 0。回溯月份效果 $_i$ 及政策後 $_i$ 為工具變數，這 2 個變數的變化僅由政府於 2009 年施行的育嬰留職停薪改革所導致，為外生變數。回溯月份效果 $_i$ 代表母親在小孩 1 歲前可以申請的育嬰留職停薪長度，有些小孩在政策實施前出生，但在政策實施後仍未滿三歲，符合申請育嬰留職停薪的規定，回溯月份效果 $_i$ 便是想捕捉在政策前出生，但在政策實施後未滿 1 歲，母親仍可以在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪及請領育嬰留職停薪津貼時，對母親申請育嬰留職停薪機率的影響。由於政策於 2009 年 5 月開始實施，於 2008 年 6 月生產之母親其回溯月份效果為 1，代表母親在政策實施後且小孩 1 歲前可以申請 1 個月的育嬰留職停薪，2008 年 7 月生產為 2，以此類推。考慮到 2 個月的產假，2009 年 3 月後生產皆為 10，代表在這之後生產的母親，扣除 2 個月的產假後，皆可以在小孩 1 歲前請 10 個月的育嬰留職停薪。政策後 $_i$ 為虛擬變數，2009 年 5 月後生產為 1，代表 2009 年 5 月後生產的母親，皆可以在小孩出生後申請育嬰留職停薪，不用考慮如何銜接產假與育嬰留職停薪的問題或是承受未來政策是否實施的不確定性。 X_i 為控制項，包含時間、時間平方項、生產年齡、月份固定效果、小孩性別與出生次序。

亦可以將依變數置換為是否在小孩一歲前申請 3 個月以上的育嬰留職停薪及是否在小孩一歲前申請 6 個月以上的育嬰留職停薪，評估育嬰留職停薪的可得性改變對育嬰留職停薪長度的影響。並以下面的第二階段迴歸式分析母親是否在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪，以及母親在小孩 1 歲前申請的育嬰留職停薪長度如何影響新生兒的住院狀況。

$$Y_i = \alpha_2 + \beta_2 \widehat{\text{在小孩 1 歲前請假}}_{it} + \gamma_2 X_i + \text{Year}_i + \varepsilon_{2i} \quad (4)$$

在(4)式中， Y_i 為一個結果變數，為當小孩的住院機率及住院次數。

在小孩 1 歲前請假 $_{it}$ 由(3)式估計而得。

(二) 分析結果

在式(3)的估計中，分別估計了回溯月份效果與政策後效果對 2005 年至 2010 年出生及對 2007 年至 2010 年生產的母親的影響。結果如表 20，不同生產年區間的選擇對回溯月份效果及政策後效果的估計值影響不大。

表 20 2009 年政策改革對母親是否在小孩一歲前申請育嬰留職停薪的影響

被解釋變數	是否在小孩一歲前申請育嬰留職停薪	
	2005-2010	2007-2010
回溯月份效果	0.007*** (0.000)	0.008*** (0.000)
政策後	0.033*** (0.001)	0.030*** (0.002)
樣本數	579,102	394,534
R 平方	0.0996	0.0819

控制項包含母親生產年紀、總生產胎數、出生次序、投保金額、母親公司規模、時間趨勢與月分固定效果

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

以 2007 年至 2010 年生產的職業女性而言，回溯月份每增加 1 個月，可增加 0.8% 他們在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的機率。而政策後 $_i$ 約提升了 3% 母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的機率。確認了回溯月份效果 $_i$ 與政策後 $_i$ 都有對母親在小孩 1 歲前請假的機率有顯著的正向影響後，再來看育嬰留職停薪政策改革對 2007 年至 2010 年

生產的職業女性育嬰留職停薪請假長度的影響。結果如表 21，政策後₁效果提升了約 3% 母親在小孩 1 歲前請假 3 個月以上的機率，也提升了約 2% 母親在小孩 1 歲前請假 6 個月以上的機率。

表 21 2009 年政策改革對母親申請育嬰留職停薪的影響

被解釋變數	(1)	(2)
	請假 3 個月以上	請假 6 個月以上
回溯月份效果	0.007*** (0.000)	0.007*** (0.000)
政策後	0.028*** (0.002)	0.017*** (0.002)
樣本數	394,534	394,534
R 平方	0.00791	0.0604

控制項包含母親生產年紀、總生產胎數、出生次序、投保金額、母親公司規模、時間趨勢與月分固定效果

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

接下來，呈現育嬰留職停薪政策對不同所得的職業婦女的影響。小孩出生之後，母親可以選擇要申請育嬰留職停薪照顧小孩，也可以請保母照顧小孩，此時，母親便要比較自身的所得、育嬰留職停薪津貼的額度與保母的成本，在不同的照顧方式中做出選擇。在這樣的情況下，母親自身的所得便會影響母親申請育嬰留職停薪的意願。本研究將 2007 年至 2010 年生產且生產時有工作的女性樣本以所得的平均分為高所得者與低所得者。其結果如表 22。可以發現回溯月份效果₁與政策後₁兩個效果都對提升不同所得類型者申請育嬰留職停薪的機率，但影響的程度略有不同。回溯月份效果₁對低所得者的影響較大，而政策後₁效果的影響對高所得者較大。

表 22 2009 年政策改革對不同所得的母親是否在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪的影響

被解釋變數 樣本	是否在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪	
	低所得	高所得
回溯月份效果	0.009*** (0.000)	0.006*** (0.000)
政策後	0.024*** (0.002)	0.037*** (0.003)
樣本數	230,649	163,885
R 平方	0.0974	0.0845

控制項包含母親生產年紀、總生產胎數、出生次序、投保金額、母親公司規模、時間趨勢與月分固定效果

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

分析完政策對母親在小孩 1 歲前的請假機率的影響後，繼續估計母親的親職照顧如何影響小孩的健康狀況。本研究主要呈現 2007 年至 2010 年出生的新生兒樣本的結果。在此，分別以小孩 1 歲、2 歲、3 歲及 4 歲前的住院次數與機率作為結果變數，以線性簡單迴歸估計的結果如表 23，可以發現母親是否在小孩一歲前請假和小孩住院狀況有顯著地正相關，但這並不代表母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪會導致小孩住院的次數與機率上升，也可能是因為小孩出生時較不健康，所以母親傾向申請育嬰留職停薪，而出生時不健康的小孩，之後自然也比較可能住院。為了解決上述的內生性問題，本研究亦使用工具變數法進行估計，工具變數為回溯月份效果_i與政策後_i。其結果如表 24 所示，母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪顯著地增加了小孩在 2 歲前住院的機率與次數，但對 3 歲前與 4 歲前的住院狀況都沒有顯著影響。

表 23 育嬰留職停薪對小孩住院狀況的影響(簡單線性迴歸)

A 部分：小孩 1 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	0.013*** (0.003)	0.005** (0.002)
B 部分：小孩 2 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	0.025*** (0.006)	0.009*** (0.003)
C 部分：小孩 3 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	0.038*** (0.007)	0.009*** (0.003)
D 部分：小孩 4 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	0.042*** (0.009)	0.008** (0.003)
樣本數	394,534	394,534

控制項包含母親生產年紀、總生產胎數、出生次序、投保金額、母親公司規模、時間趨勢與月分固定效果

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 24 育嬰留職停薪對小孩住院狀況的影響(工具變數法)

A 部分：小孩 1 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	0.066	0.063*
	(0.050)	(0.033)
B 部分：小孩 2 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	0.253***	0.096**
	(0.083)	(0.040)
C 部分：小孩 3 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	-0.082	-0.049
	(0.109)	(0.043)
D 部分：小孩 4 歲前住院狀況		
	住院總次數	住院機率
在小孩 1 歲前請假	-0.124	-0.025
	(0.130)	(0.044)
工具變數 F 值	923,622	923,622
樣本數	394,534	394,534

控制項包含母親生產年紀、總生產胎數、出生次序、投保金額、母親公司規模、時間趨勢與月分固定效果

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

在育嬰留職停薪對新生兒健康影響的部分，合併了勞保資料與健保資料進行分析。本研究控制新生兒的健康狀況，排除健康狀況異常的新生兒，並利用政策前後造成的育嬰留職停薪機率差別，來了解育嬰假對新生兒健康的影響。研究發現，母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪增加了短期小孩住院次數，但長期沒有影響。

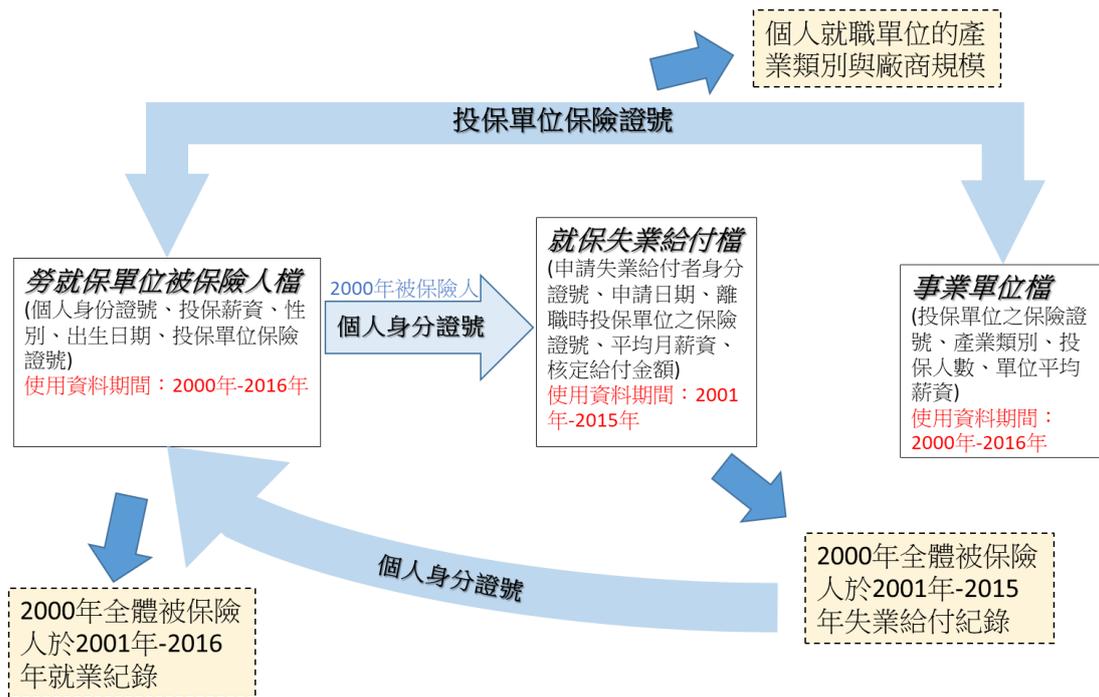
第二節 失業對勞動市場與個人健康之影響

一、資料串聯

本研究主要係探討個人失業對其在勞動市場的表現與其健康之影響，因此，研究者需串聯不同的行政資料方能達到足夠的分析資訊，藉以利用計量模型來估計失業在不同面向所產生之經濟效果。故以下將針對資料串接的步驟進行描述，並估計的方法加以詳細說明。

(一) 個人失業對其薪資影響

首先，關於個人失業對其勞動市場的影響，本研究主要先從三套資料庫切入，分別為勞就保單位被保險人檔、就保失業給付檔與事業單位檔。其中，勞就保單位被保險人檔擁有個人的身分證號、投保薪資、性別、出生日期與投保單位之保險證號等資訊；而就保失業給付檔則提供了申請失業給付者之身分證號、申請日期、離職時投保單位之保險證號、平均月薪資與核定給付金額等資訊；至於事業單位檔則有各投保單位之保險證號、產業類別、投保人數與單位平均薪資等資訊。在以 2000 年勞就保單位被保險人檔的所有樣本為分析主體的前提下，將其運用個人的身分證號與 2001 年至 2015 年的就保失業給付檔進行串聯，如此方可得到此群體在 2001 年至 2015 年各年的失業狀況。接著，再利用前述資料與 2001 年至 2016 年的就保單位被保險人檔進行合併，即可得知該群體在此段期間在薪資上的表現。最後，可再將上述資料透過投保單位的保險證號與 2000 年至 2016 年事業單位檔進行串接，藉以得知個人就職單位的產業類別與廠商規模(以雇用總人數衡量)。資料處理示意圖如下：



值得注意的是，就保失業給付檔中定義的失業為非自願性失業，包含解僱、公司關廠、公司倒閉、公司整併等。雖然非自願性失業相較自願性失業而言內生問題較小，但仍無法完全排除內生性問題，例如具有某種個人特質者可能較可能被解僱，而這種特質也會影響其勞動市場的薪資與其他表現。

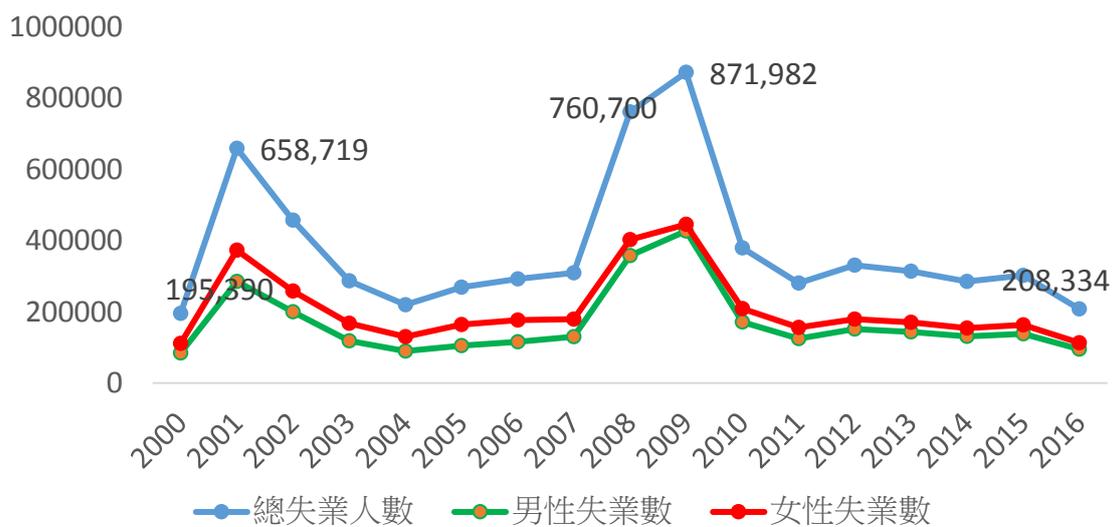


圖 18 失業人次—以性別區分

透過前述的資料串聯，本研究將可運用計量方法分析個人失業對其勞動市場表現的影響。但在進入計量分析之前，先以不同人口特性之下的失業相關基本統計量繪成圖形後進行描述，藉以初步瞭解國內不同性別、投保薪資級距、年齡與廠商規模之下的失業給付請領狀況。圖 18 即先揭露了 2000 年至 2016 年各年總失業人次、男性失業人次與女性失業人次的趨勢圖。從此圖形可觀察到，在 2001 年網路泡沫化與 2008 年至 2009 年的金融海嘯兩個全球經濟不景氣的期間，我國請領失業給付人次皆達到相對高峰，在 2001 年時，我國請領失業給付達到 658,719 人次；而在 2009 年時，失業給付請領更達到 2000 年以來最高的 871,982 人次。而此數據除了可反映出整體勞動市場的優劣表現之外，亦顯示出失業給付在勞工面臨經濟安全受到威脅之下扮演著不可或缺的角色。另值得注意的是，從此趨勢圖可看出，歷年女性失業給付的請領人次皆高於男性失業給付之請領人次，因此，在非自願性失業才能請領失業給付的前提下，此現象或許隱含女性在廠商面臨到業務緊縮、虧損或歇業時，可能成為廠商優先裁撤的對象。但由於非自願性失業的認定往往可能僅是投保單位單方面所提供之資訊，故造成此現象之原因也無法做一個明確的定論。

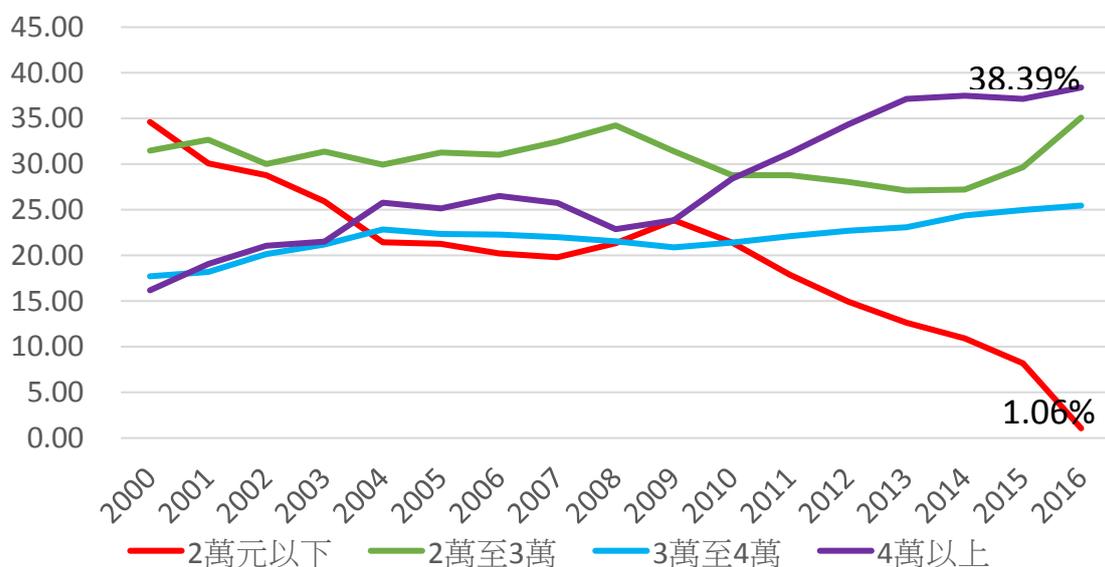


圖 19 各投保薪資級距之失業次數占總失業人次之比例

圖 19 則描繪了各投保薪資級距之失業人次佔總失業人次之比例趨勢圖，而投保薪資級距初步將其區分為：兩萬元以下、兩萬元至三萬元、三萬元至四萬元與四萬元以上。從圖形可發現，在兩萬元以下投保薪資之失業人次佔總失業人次之比例於 2009 年之後逐年下降，推測此應與基本工資在民國 96 年之後多次提升有明顯關係，直至 2016 年底止，我國基本工資月薪已提升至 20,008 元，而時薪亦調整至每小時 126 元。故在 2016 年中，兩萬元以下投保薪資之失業人次佔總失業人次之比例僅 1.06%。但另一方面值得注意的是，四萬元以上投保薪資之失業人次佔總失業人次之比例從 2009 年起即呈現逐年上升的趨勢，此顯示在非自願性失業才能請領失業給付的前提下，較高薪的勞工在廠商面臨到業務緊縮、虧損或歇業時，將可能成為廠商裁撤的主要對象。然而，如同前段所述，若非自願性失業的認定可能僅是投保單位單方面所提供之資訊或資訊並非正確時，則造成此現象之原因則可能另有其他因素，也無法做一個明確的定論。

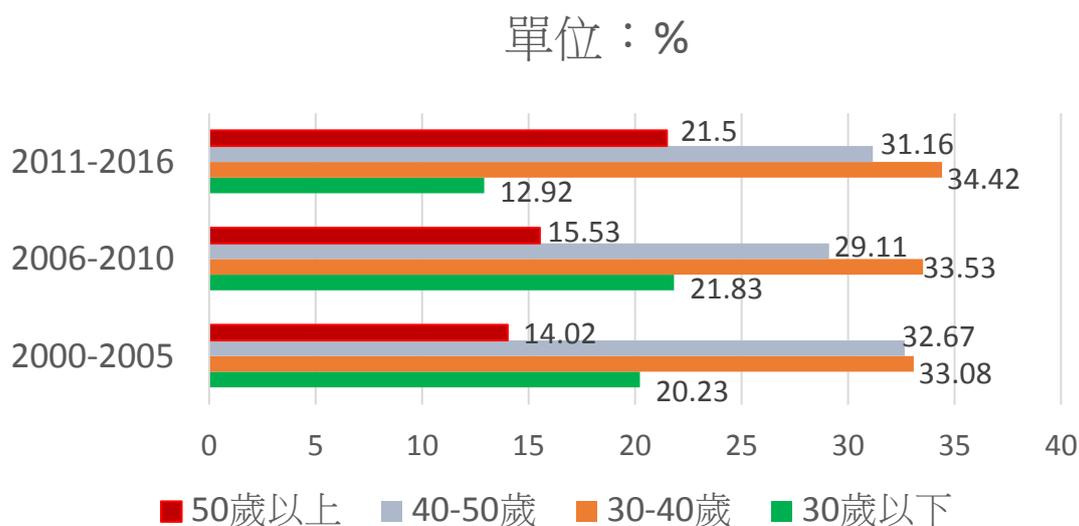


圖 20 各年齡層之之失業次數占總失業人次之比例

圖 20 則呈現各年齡層之失業人次占總失業人次之比例，初步以 5 年作為一個區間，並將年齡區分為 30 歲以下、30 歲至 40 歲、40 歲至 50 歲及 50 歲以上來做呈現。從此圖可以發現，50 歲以上失業人次占總失業人次之比例在研究期間內有逐漸增加的趨勢，反之，30 歲以下業人次占總失業人次之比例則明顯下降。至於 30 歲至 40 歲與

40 歲至 50 歲失業人次占總失業人次之比例在各期間並無太明顯的變化。最後，以圖 21 來呈現在不同廠商規模之下，各年請領失業給付之人次趨勢圖，而廠商規模則初步以 1 至 50 人、51 至 100 人、101 至 200 人、201 至 500 人及 500 人以上做區分。從該圖可以得知，失業給付請領人次以就職於規模在 1 至 50 人之廠商居首，就職於規模在 500 人以上之廠商次之，惟在 2012 年至 2014 年之間，就職於廠商規模在 500 人以上之失業給付請領人次超越就職於廠商規模在 1 至 50 人之失業給付請領人次，此結果或許與規模較大之廠商歇業有關，但由於未能擁有足夠相關資訊，故無法對此加以做明確解釋。至於就職在廠商規模為 51 至 100 人、101 至 200 人與 201 至 500 人之失業給付請領人次雖在各年間互有增減，但趨勢則大致上無太明顯差異。

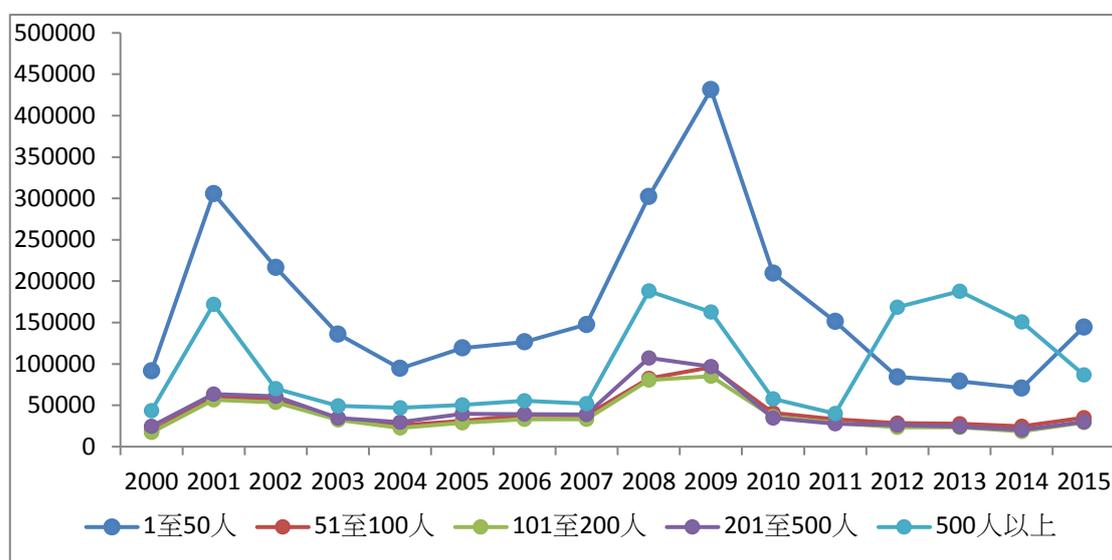


圖 21 失業人次—以廠商規模區分

(二) 個人失業對健康的影響

關於個人失業對其健康的影響，本研究透過個人身分證號把前述資料與全民健保資料庫的門診處方及治療明細檔進行鏈結。其中，由於門診處方及治療明細檔提供了個人就診之疾病分類代碼(ICD-9)，因此將利用此資訊來分析個人經歷失業後對於其健康狀況是否產生影響，而健康的衡量指標是以「個人是否至精神科門診就診」與「個人

在精神疾病門診看診次數」的角度來捕捉個人心理健康狀況之變化。至於與失業可能相關的精神疾病之選取，在此主要是觀察 ICD9 所定義為 295-298 以及 300 的精神疾病，當中包含精神分裂症、躁症、鬱症、躁鬱症、妄想症、精神官能症、焦慮狀態、恐慌症、歇斯底里症、畏懼症、強迫症、精神衰弱症等疾病作為失業可能導致的相關精神疾病。另關於資料合併步驟，由於此部分研究旨個人是否至精神科門診就診在觀察勞工失業後是否造成其精神疾病罹患機率的增加，故前述個人失業資料再與個人失業後下一年度的健保門診明細檔進行合併，換言之，針對 2010 年勞工就業狀況對精神疾病影響，本研究是以 2009 年年底勞就保單位被保險人檔合併 2010 年就保失業給付檔與 2011 年門診明細檔之後進行分析，藉以利用時程的先後來判斷其因果關係。

而圖 22 則呈現資料合併後，2010 年至 2014 年各年度勞工在下一年度因精神疾病而就診之門診人數趨勢圖。從此圖可以發現，曾至精神病門診就診之勞工總數逐年提高，在 2010 年度觀察到的就業與失業勞工於 2011 年曾至精神科門診就診的人數有 355,030 人；而 2014 年觀察到的勞工在 2015 年度曾至精神病門診就診的人數比 2010 年觀察到的勞工增加了將近 6 萬人，四年的增加幅度為 16%。

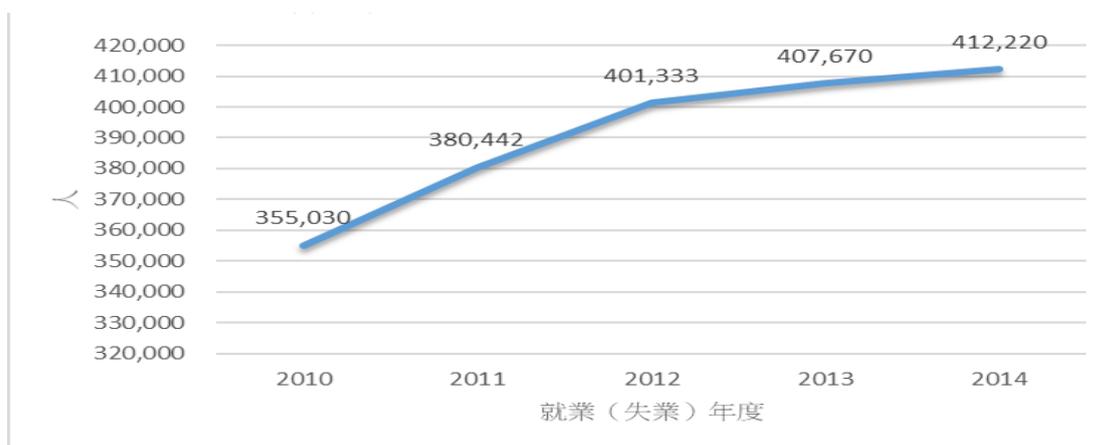


圖 22 精神疾病門診就診之勞工總人數趨勢圖

另表 25 則顯示以未失業者與失業者歷年曾至精神科門診就診總數與比例。從表中可以發現不論是失業者或未失業者，曾至精神科門診就診的勞工比例有逐年增加的

趨勢，例如以失業者為例，約有 4.73% 比例的 2010 年失業的勞工在 2011 年曾至精神科門診看診，而這個比例在 2014 年失業的勞工則有 5%。此外，在同一就業(失業)年度中，失業者隔年至精神病門診看診的比例高於未失業者，以 2014 年為例，該年度失業的勞工在隔年至精神科門診看診的比例為 5% 高於未失業勞工的 4.2%。

表 25 精神疾病門診就診之勞工總數與比例-按就業狀況區分

就業(失業)年度	未失業者		失業者	
	總數	下一年度曾至精神科門診就診者比例	總數	下一年度曾至精神科門診就診者比例
2010	9,029,328	0.0389	75,036	0.0473
2011	9,413,037	0.0401	62,543	0.0479
2012	9,687,282	0.0411	72,750	0.0461
2013	9,744,534	0.0415	68,324	0.0499
2014	9,747,637	0.0420	62,428	0.0500

關於失業者與未失業者在不同薪資級距下歷年曾至精神科門診就診比例的資訊如表 26。從此表可以觀察到，投保薪資級距最高(投保薪資在四萬元以上)的勞工平均而言其曾至精神科門診就診之比例低於其他薪資級距的勞工；且在每個薪資級距下，失業者曾至精神病門診就診的勞工比例均高於未失業者；此外，薪資級距最低(投保薪資低於兩萬元)的失業勞工曾至精神病門診就診之比例最高，同時，其亦明顯地高於該薪資級距下的未失業勞工。

表 26 精神疾病門診就診之勞工比例-按就業狀況與薪資級距區分

		就業（失業）年度				
		2010	2011	2012	2013	2014
薪資2萬以下						
	未失業	0.0395	0.0407	0.0415	0.0420	0.0428
	失業	0.0585	0.0606	0.0610	0.0647	0.0718
薪資2至3萬						
	未失業	0.0424	0.0435	0.0441	0.0441	0.0449
	失業	0.0476	0.0488	0.0467	0.0554	0.0524
薪資3至4萬						
	未失業	0.0388	0.0402	0.0415	0.0415	0.0415
	失業	0.0420	0.0463	0.0429	0.0449	0.0455
薪資4萬以上						
	未失業	0.0338	0.0354	0.0371	0.0382	0.0386
	失業	0.0413	0.0390	0.0391	0.0417	0.0422

最後，進一步將失業者與未失業者在精神病門診就診比例之差異與平均就診次數之差異的趨勢分別呈現在圖 23 與圖 24。從圖 23 可以發現，相較於其他投保薪資級距，在投保薪資低於兩萬元之勞工，其失業與未失業在精神疾病的就診比例差異最大。另從圖 24 平均就診次數之差異來觀察也可得到與圖 23 相仿的結果，亦即相較於其他投保薪資級距，在投保薪資低於兩萬元之勞工，其失業與未失業勞工在精神疾病的平均就診次數上有最明顯的差異。

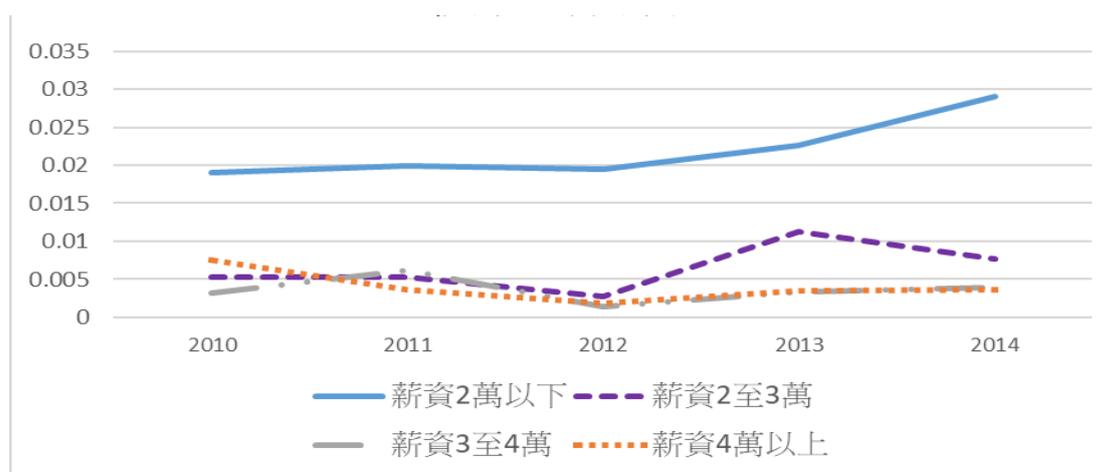


圖 23 歷年失業者與未失業者在精神疾病門診就診比例之差異

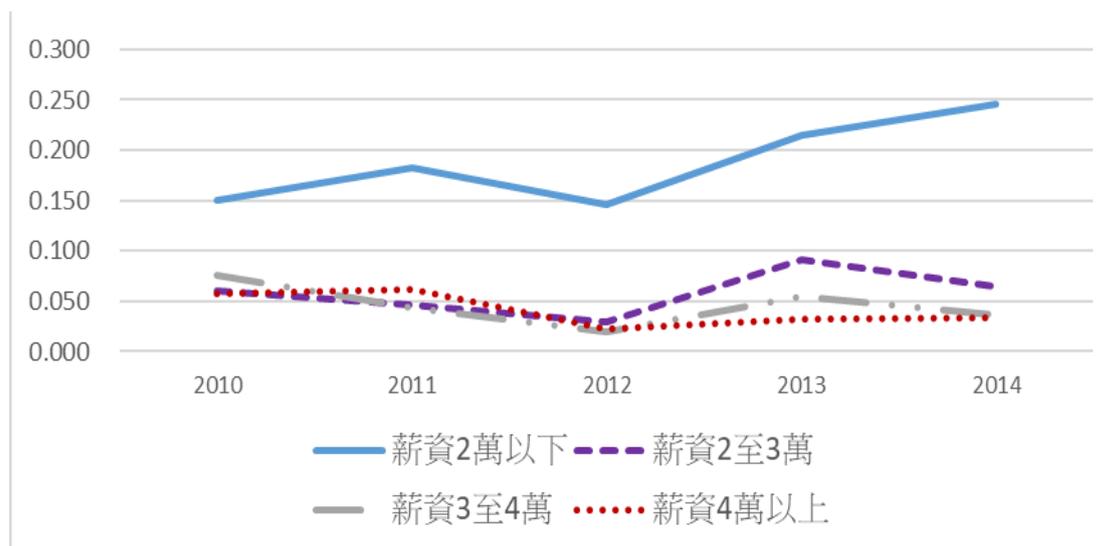


圖 24 歷年失業者與未失業者在精神疾病門診平均就診次數之差異

二、分析方法

針對此本研究的分析模型，以下將分別針對「個人失業對其薪資影響」與「個人失業對健康的影響」之模型進行描述。

(一) 個人失業對其薪資影響

首先，針對第一個議題來看，為了探討個人經歷失業後，對其未來薪資的影響效果，將迴歸模型設定如下式：

$$\ln \text{薪資}_{i,t+k} = \alpha_i + \beta_1 \text{經歷失業}_{i,t} + \beta_2 \ln \text{薪資}_{i,t-k} + \mathbf{X}_{i,t} \boldsymbol{\delta} + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， i 代表個人， t 代表年(2001 年至 2015 年)，而「經歷失業」則為一個虛擬變數，當個人 i 在 t 年有請領過失業給付，則該變數為 1，反之，則為 0。而模型旨在探討個人經歷失業後對未來薪資的影響，故被解釋變數「 $\ln \text{薪資}_{i,t+k}$ 」則為個人 i 在 $t+k$ 年時的薪資取對數，而 k 則可設定為 1、2 與 3，換言之，本研究初步旨在觀察個人經歷失業時，對其 1 年後、2 年後與 3 年後薪資的影響。而 $\mathbf{X}_{i,t}$ 則為一個人特性變數向量，當中包含個人是否為「男性」、「年齡」以及在資料期間該人「失業總次數」等變數。

另外，在估計時亦加入個人在 $t-1$ 年的薪資變數，藉以控制個人在觀察年之前的薪資高低。至於 α_i 與 τ_t 則分別為個人與各年之間的固定效果，在控制此兩項固定效果之後，其他不隨時間變動的個人不可觀察異質性與不隨個人有所差異的時間異質性對薪資的影響將皆予以排除，藉以清楚的認定個人經歷失業後對其薪資之影響效果。而由於在此模型的設定下，個人經歷失業所產生的效果或許與失業期間的長短有關聯，若單純以各年間是否經歷過失業來分析其所帶來之影響效果，則可能會忽略失業期間長短對結果所造成之差異。未來或許可以利用個人「失業期間」變數來取代「經歷失業」變數，藉以觀察失業期間的長短對其未來薪資的影響。

(二) 個人失業對健康的影響

第二個議題旨在探討個人經歷失業後，對其罹患相關精神疾病的影響，在此本研究將區分為兩部分，其一為探討個人失業對於因精神疾病而就診之機率的影響；其二為研究個人失業對個人因精神疾病就診次數的影響，故以下將分別進行說明。

針對個人失業於因精神疾病而就診之機率的影響，將迴歸模型設定如下式：

$$\text{是否就診}_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_1 \text{經歷失業}_{i,t} + \beta_2 \ln \text{薪資}_{i,t-1} + \mathbf{X}_{i,t}' \boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，被解釋變數為一個虛擬變數，當個人因精神疾病而有就診過時則為 1；反之則為 0。而相關之解釋變數則與前一部份的說明相仿，故在此即不再多加以描述。但值得注意的是，由於此部分的被解釋變數為二元的間斷變數，故利用一般最小平方法估計將可能會產生預測之機率不在 0 與 1 之間的不合理現象，故在此，本研究將使用 Probit 模型並利用最大概似法(Maximum Likelihood Estimation, MLE)進行估計。

相同地，針對個人失業對罹患精神疾病次數影響的部分，則可把迴歸模型設定如下式：

$$\text{就診次數}_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_1 \text{經歷失業}_{i,t} + \beta_2 \ln \text{薪資}_{i,t-1} + \mathbf{X}_{i,t}' \boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

當中，被解釋變數為每年個人因精神疾病的就診次數，而由於此變數屬於計數資料(count data)，故在假設其服從 Poisson 分配的前提下，將使用 Poisson 模型並以最大概似法進行估計。另值得注意的是，為了避免因個人罹患精神疾病而導致其未來失業機率明顯提升的現象，進而造成本研究的估計產生偏誤，故在進行分析時，將分析樣本限縮在失業與否的觀察年之前兩年皆無相關精神疾病就診記錄之樣本進行分析，例如，檢視 2010 年失業的勞工是否在 2011 年時罹患精神疾病的機率較未失業的勞工高時，分析的樣本限制在 2008 至 2010 年皆未有罹患精神疾病紀錄之勞工。希望藉此限制樣本的作法，來排除因精神疾病而導致失業所產生的內生性問題，詳細估計結果將於下一小節呈現。

三、分析結果

透過前一章節的模型設定後，本研究將依序分別估計「個人經歷失業後對其薪資影響」與「個人經歷失業後對其健康的影響」。

(一) 個人失業對其薪資影響

首先，針對個人經歷失業後對其薪資影響，將分別探討個人經歷失業時，對其 1 年後、2 年後與 3 年後薪資的影響。而結果依序列於表 27、表 28 與表 29。以下將針對此部分的各表之估計數據分別進行說明。

表 27 旨在呈現個人經歷失業時對其 1 年後薪資的影響。當中，模型(1)、模型(2)與模型(3)分別依序加以控制各年固定效果、觀察期間失業總次數與個人固定效果。而由於個人的性別與觀察期間失業總次數並無隨著時間變動而有所差異，故在控制個人固定效果時，此兩變數之影響效果也一併被此效果所吸收，進而無法獲取此兩變數對薪資影響的估計結果。而此估計最重要的解釋變數為「經歷失業」，在觀察最穩健的估計結果(表 27 中的模型(3))後可發現，相較於未失業的勞動者，個人若經歷失業，則其未來一年後的薪資將下降約 12%，顯示經歷失業後對其未來薪資有明顯負向影響。而其他解釋變數對薪資的影響中，個人前一期薪資對未來薪資將存有明顯的正向關聯性；

另男性與年齡較長的勞動者其薪資將會較高；而觀察期間失業總次數的增加將會對個人未來薪資產生明顯的負向效果；至於各年固定效果的係數則指出在 2001 年與 2008 年這兩個全球經濟不景氣的期間，平均薪資明顯較其他年來的低。

表 27 個人失業對其 1 年後薪資的影響

	(1)	(2)	(3)
經歷失業	-0.1446*** (0.0008)	-0.1432*** (0.0008)	-0.1237*** (0.0008)
ln 薪資 _{t-1}	0.8338*** (0.0001)	0.8338*** (0.0001)	0.4996*** (0.0004)
男性	0.0068*** (0.0001)	0.0068*** (0.0001)	
年齡	0.0013*** (0.0000)	0.0013*** (0.0000)	0.0009* (0.0005)
失業總次數		-0.0003*** (0.0000)	
常數項	1.6936*** (0.0013)	1.6941*** (0.0013)	5.0677*** (0.0196)
年固定效果	Y	Y	Y
個人固定效果			Y
樣本數	23,283,016	23,283,016	23,283,016
R-squared	0.7351	0.7351	0.8436

註：被解釋變數為失業後一年之薪資取對數。***代表顯著水準為 1%。

表 28 個人失業對其 2 年後薪資的影響

	(1)	(2)	(3)
經歷失業	-0.1407*** (0.0008)	-0.1312*** (0.0008)	-0.0992*** (0.0007)
ln 薪資 t-1	0.7696*** (0.0001)	0.7695*** (0.0001)	0.3119*** (0.0004)
男性	0.0086*** (0.0001)	0.0084*** (0.0001)	
年齡	0.0020*** (0.0000)	0.0019*** (0.0000)	-0.0007 (0.0005)
失業總次數		-0.0037*** (0.0000)	
常數項	2.3497*** (0.0015)	2.3524*** (0.0015)	7.0493*** (0.0206)
年固定效果	Y	Y	Y
個人固定效果			Y
樣本數	22,217,810	22,217,810	22,217,810
R-squared	0.6429	0.6430	0.7342

註：被解釋變數為失業後二年之薪資取對數。***代表顯著水準為 1%。

至於個人經歷失業時對其 2 年後薪資的影響，可以從表 28 中的模型(3)發現，相較於其他未失業的勞動者，當個人在經歷失業時，該人於 2 年後的薪資將會下降 10% 左右，而此效果雖然略低於失業後 1 年對其薪資所帶來的負面效果，但仍是存在著顯著的影響。另關於其他解釋變數對薪資之影響則與表 27 的結果相仿，故不再加以描述。

最後，個人經歷失業時對其 3 年後薪資影響的估計結果則將其列於表 29。從該表中最穩健的模型(3)之結果可以觀察到，相較於其他未失業之勞動者，在個人在經歷失業時，此人於 3 年後的薪資將會下降大約 7%，若將此結果與失業後 1 年及失業後 2 年的薪資效果一同觀之將可發現，個人經歷失業後對未來的薪資將會有持續顯著的負面效果，但此效果隨著時間拉長將會有所減輕。而其他解釋變數對薪資之影響方向則仍

與表 28 及表 29 略為一致。

表 29 個人失業對其 3 年後薪資的影響

	(1)	(2)	(3)
經歷失業	-0.1358*** (0.0008)	-0.1157*** (0.0008)	-0.0708*** (0.0006)
ln 薪資 _{t-1}	0.7085*** (0.0001)	0.7083*** (0.0001)	0.1485*** (0.0004)
男性	0.0094*** (0.0001)	0.0089*** (0.0001)	
年齡	0.0026*** (6.02e-06)	0.0026*** (6.02e-06)	-0.0008 (0.0006)
失業總次數		-0.0037*** (0.0000)	
常數項	2.9246*** (0.0015)	2.9297*** (0.0015)	8.7264*** (0.0225)
年固定效果	Y	Y	Y
個人固定效果			Y
樣本數	20,890,573	20,890,573	20,890,573
R-squared	0.5599	0.5603	0.6932

註：被解釋變數為失業後三年之薪資取對數。***代表顯著水準為 1%。

整體而言，個人經歷失業對其未來在薪資表現上確實造成明顯負向影響，且此負面影響並非在短期之內即會消失，而造成此結果之原因是否可能為個人自我選擇所致？抑或是經歷失業後即被貼上了與其他勞動者不同的標籤？這些可能原因仍值得深入去探討。除此之外，未來預期將也可以使用失業期間變數來做為經歷失業的衡量指標，如此將可進一步觀察到失業期間的長短對其薪資的負面影響效果是否有所差異。

(二) 個人失業對健康的影響

關於個人經歷失業後對其健康的影響，本研究將依序分別探討個人經歷失業時，對於「曾至精神科門診就診與否」與「至精神科門診就診次數」的影響效果。表 30 即呈現個人經歷失業對於因精神疾病而就診機率之影響的估計結果，當中的估計係數為邊際效果。從表中可以發現，在排除觀察年之前兩年有相關精神疾病之勞工樣本並控制個人年齡、性別與觀察年以及前兩年投保薪資進行估計後，相較於未失業者，經歷失業對於未來一年內因精神疾病而就診之機率將顯著的高出 0.4%~0.55%，此結果顯示經歷失業確實會提高勞工罹患精神疾病之機率。另針對個人經歷失業與精神疾病就診次數的關係來看，表 31 即揭露相關之估計結果，而在此是以相對發生率(Incidence Rate Ratios, IRR)來呈現其估計結果。從表中可以觀察到，相較於未失業者因精神疾病而就診的次數，經歷失業的勞工在次年因精神疾病而就診的次數平均約高出了 21%到 34%左右。故總的來說，經歷失業確實會對個人至精神科門診就診的機率與就診次數上產生明顯影響。

表 30 個人經歷失業對因精神疾病而就診機率之影響

	就業(失業)年度				
	2010	2011	2012	2013	2014
經歷失業	0.0050*** (0.0007)	0.0047*** (0.0008)	0.0040*** (0.0007)	0.0055*** (0.0007)	0.0051*** (0.0008)
樣本數	6,911,066	7,181,336	7,454,418	7,578,446	7,624,009
Pseudo-R ²	0.0136	0.0139	0.0136	0.0119	0.0107

註：被解釋變數為是否因精神疾病而就診。所有模型皆控制個人年齡、性別與觀察年以及前兩年投保薪資。在失業與否的觀察年之前兩年有相關精神疾病之勞工樣本皆予以排除。括弧中為標準差，***代表顯著水準為 1%。

表 31 個人經歷失業對因精神疾病而就診的次數之影響

註：被解釋變數為因精神疾病而就診的次數。估計係數以相對發生率(Incidence Rate

	就業(失業)年度				
	2010	2011	2012	2013	2014
經歷失業	1.3350*** (0.0520)	1.3019*** (0.0591)	1.2122*** (0.0499)	1.3381*** (0.0538)	1.2670*** (0.0525)
樣本數	6,911,066	7,181,336	7,454,418	7,578,446	7,624,009
Pseudo-R ²	0.0136	0.0139	0.0136	0.0119	0.0107

Ratios, IRR)呈現。所有模型皆控制個人年齡、性別與觀察年以及前兩年投保薪資。在失業與否的觀察年之前兩年有相關精神疾病之勞工樣本皆予以排除。括弧中為標準差，***代表顯著水準為 1%。

(三) 結論與政策建議

綜上所述，此部分的研究可以發現，個人經歷失業除了對其未來在薪資表現上造成明顯負向影響之外，亦可能增加個人至精神科門診就診的機率與就診次數。可見失業所產生的負面效果並不僅在當下的所得減少，其對於失業者未來的薪資報酬與心理健康皆有深層的影響。因此，如何能減緩失業者在經歷失業後所面臨的這些負面衝擊將是相關單位在未來的重要研究方向。政府現今已有完善的失業保險給付辦法，這應可減緩失業者的薪資報酬衝擊；除此之外，政府可考慮對於失業勞工提供心理諮詢的管道，或者對失業勞工進行就業輔導的同時給予心理輔導，以減輕失業勞工之精神壓力。

第三節 基本工資的政策效果

一、計畫簡介、研究結果與政策意涵

為了解國內基本工資調漲影響，補足過去無行政資料佐證之不足，本研究使用 2004-2010 年之勞保、就保月投保資料與事業單位檔，形成廠商與個人層級的面板資料，分析 2007 年基本工資調漲對於廠商僱用、薪資支出、員工離職與新聘發生的影響，以及對於低薪全職者(直接受調漲影響者，其調漲前薪資低於調漲後基本月薪)、次低薪全

職者(間接受調漲影響者，其調漲前薪資略高於調漲後基本月薪)的就業與薪資影響。

研究結果發現，2007 年基本工資調漲導致：

- (一) 兼職就業量大幅度提高，廠商的兼職薪資支出明顯增加。
- (二) 全職「低薪者」(低於調漲後基本工資)之實質薪資所得提高、就業率微幅增加。
- (三) 全職「次低薪者」(比調漲後基本工資稍高)名目薪資受到壓抑、實質薪資下滑、就業率明顯提升。
- (四) 全職新聘率增加、離職率降低；兼職不論離職或新聘率均提高。

上述結果反映我國勞動市場可能並非完全競爭市場，亦即雇主並非價格接受者，其可透過較高的議價力壓抑薪資，藉以極大化利潤，使勞動市場的薪資與就業低於最適水準。在此狀況下，基本工資調漲一方面提升低薪者所得、降低貧富差距，二方面促進就業與生產。

二、研究方向

國際上針對最低工資的研究多透過低年齡、低教育程度、低薪產業別去代表潛在會受到最低工資影響的族群，接著透過準實驗設計(quasi-experiment)以雙重差異(difference-in-difference, DD)的方式估計最低工資對低薪、低技術族群的影響。其研究重點在於驗證如著名經濟學家 Milton Friedman 以新古典模型所論的，最低工資等同於立法讓低技術者無法就業，藉以確保工會會員不需與低技術勞力競爭，其所產生的唯一效果就是失業，沒有別的。然而至今，從研究對象、方法，到背後理論基礎，都在進行改變。

對象部分，多名著名的最低工資研究者，如英國的 Alan Manning⁵、美國的 David Neumark⁶ 近年表示，在青少年在勞動市場的佔比不斷下降的當下，最低工資研究不成

⁵ Alan Manning. CEP Discussion Paper No 1428 May 2016 The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage. (1428), 2016.

⁶ David Neumark. The Econometrics and Economics Of The Employment Effects Of

比例地著重在青少年的就業效果上可能無法真實地勾勒出整體影響，且近年各國大幅調高最低工資，使影響範圍擴大，過去對於特定族群的研究難以給出適當建議。方法上，準實驗設計需要界定實驗組與對照組，兩組在就業或薪資變動上需有相同的趨勢，且對照組需不受最低工資變動影響。如何找出適當的對照組成為國際上最低工資研究至今仍舊爭論不休的最主要原因之一。其中的爭議包括：是否存在某些因素影響實驗組與對照組是否調高最低工資；對照組即便沒有受到最低工資影響，是否仍存在「外溢效果」，導致估計產生偏誤；如何控制潛在不同族群的時間趨勢，但又不抵銷掉真實的政策影響等等。爭議難解之下，新的方法變成必要。

最後，也是最重要的部分，文獻上對於效果的預期漸漸動搖。事實上，1994年著名的勞動經濟學家 David Card 與 Alan Krueger⁷就曾在針對 1992 年紐澤西的最低工資研究中，提出勞動市場可能存在獨買(Monopsony)的狀態。也就是在真實世界中，勞方如新古典模型所預期的完全競爭，只要薪資不低於其邊際成本就願意工作。然而，雇主可能因為只有一家，或因為某些原因所以不會相互競爭，因而出現其開出的薪資低於勞工生產力，導致薪資與就業受限。在此狀況下，只有願意接受低薪的人(不代表生產力低，反而是代表其邊際成本低)才會就業。若此狀況為真，最低工資調升，不僅不會降低危及就業，反而會促進就業、生產與社會福祉。如果跨時空回應 Milton Friedman，就是低薪者等於低生產力的預設並不存在，低薪是因為廠商透過獨買力量壓低薪資所致。不過，過去學界對於勞動市場獨買多有質疑，認為其不太可能真實存在⁸，但一方

Minimum Wages: Getting From Known UnKnowns To Known Knowns. Technical report, 2018.

⁷ David Card & Alan B Krueger. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 84(4), pages 772-793, 1994.

⁸ 對於獨買市場不易出現的反駁如 Alan Manning 於 2003 年著書”Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets”，指出廠商在勞雇媒合的過程中總有一定的獨買力。

面在最低工資的研究經歷數十年的累積，至今仍難以發現明顯一致的負面就業效果，且在一些新型態勞動市場和反競爭條款的出現，越來越多經濟學家討論起獨買的可能⁹。

本研究考量了上述發展趨勢，以勞保月投保資料研究 2007 年基本工資調漲對低薪者就業與薪資的影響，研究重點有下列四項：(一)以個人薪資區分出實際受影響者進行研究，而非針對特定族群；(二)同時觀察是否存在對於相對高薪者的外溢效果；(三)以新的估計方法不連續迴歸(Regression Discontinuity Design, RDD)進行研究設計；(四)同時建立廠商與員工合併資料(Matched employer-employee data)估計廠商的僱用與給薪變化。最後，透過上述研究結果，試著描述我國勞動市場的狀況。

以下先就我國的政策背景與勞保資料先做說明，接著再進入研究設計與模型，接著是實證結果與結論。

三、政策背景與政策效果

我國的基本工資包括月薪與時薪兩種區分，歷年的變動如圖 25。2007 年 7 月是近年來調漲幅度最大的一次，月薪從 15,840 元調漲到 17,280 元，幅度為 9%；時薪由 66 元調漲到 95 元，除漲幅突出外，無論基本工資時薪或月薪，2007 年 7 月調漲工資與前一次間隔 10 年，與後次調漲間隔 4 年¹⁰，較易觀察出該次對就業與薪資的影響。

月薪與時薪漲幅差距極大的原因在於時薪納入「假日工資」。該次調漲前，基本月薪為基本時薪乘上 240 個小時，意味雇主應給予月薪工作者假日不出勤的工資，相對的，時薪工作者就是有工作才有工資。2007 年 7 月將假日工資納入時薪的計算中，也就是將原本 240 小時的抵換關係，依照當時的法定工時縮減成 182 小時((雙週 84 小時*26 雙週+8 小時)/12 個月)，使得基本時薪大幅上揚。在概念上，從基本月薪需要包

⁹ 更近期的勞動經濟學家包括 Arindrajit Dube, Jeff Jacobs, Suresh Naidu, Siddharth Suri 討論線上勞動市場的獨買狀況，與 Alan Krueger 和 Orley Ashenfelter 討論「互不挖角協議」(no-poaching agreement)的影響。

¹⁰ 前次基本工資調漲於 1997 年 10 月，後次基本工資調漲於 2011 年 1 月。

含假日基本時薪的概念，轉變為基本時薪工作者只要完成法定工時就可以至少有達到基本月薪的保障，藉以保證時薪工作者權益。

時薪工作者多為部分工時工作者，但部分工時工作者不見得都採取時薪制，其亦可透過「按月計酬」或「按日計酬」的方式聘僱。依勞基法施行細則第 13 條¹¹規定，「按月計酬」之部分工時工作者之基本工資按工作時間比例計算。換句話說，按月計酬者的部分工時工作者的基本薪資增幅與基本月薪一致僅 9%，而非 44%。至於「按日計酬」，在法定正常工時內，其基本工資不得低於基本時薪乘以工作時數，故其基本薪資漲幅與基本時薪同步為 44%。

儘管部分工時工作者可採「按月計酬」，時薪制與日薪制仍為部分工時者最主要部分。依據勞動部本部於 2007 年 8 月所做的「96 年部分工時勞工就業實況調查」，月薪制人員的僱用比例只佔部分工時工作者的 21%，相對的，時薪制與日薪制人員占比達 78%¹²。換句話說，絕大多數領取基本工資的部分工時工作者，其薪資調幅達 44%。

在前述所引述的調查中，亦有針對基本工資調升是否影響部分工時工作者就業與福利進行調查。其結果發現，平均而言，時薪制人員薪資增加 7.5%、月薪制人員增加 6.8%、日薪制人員增加 4.1%。接著，按時薪由未滿 95 元上升至 95 元以上者統計，80.5%的受訪者薪資總額增加、16.0%不變、3.5%減少；80.8%認為公司僱用維持現狀、5.9%認為公司增加僱用、13.3%認為公司減少僱用。不過其調查方式是針對 2007 年 8 月有參加勞工保險之部分工時勞工，也就是針對尚在就業者進行抽樣調查，且受僱者的資訊不完全，與真實狀況可能有偏誤，且無法看到整體的就業與薪資效果。因此，嚴格來說，目前我國相關部會尚不能完整掌握該次基本工資調整對於不同就業型態、不同薪資者就業與薪資的影響效果。

¹¹ 「勞工工作時間每日少於八小時者，除工作規則、勞動契約另有約定或另有法令規定者外，其基本工資得按工作時間比例計算之。」

¹² 時薪制 71%、日薪制為 6%。

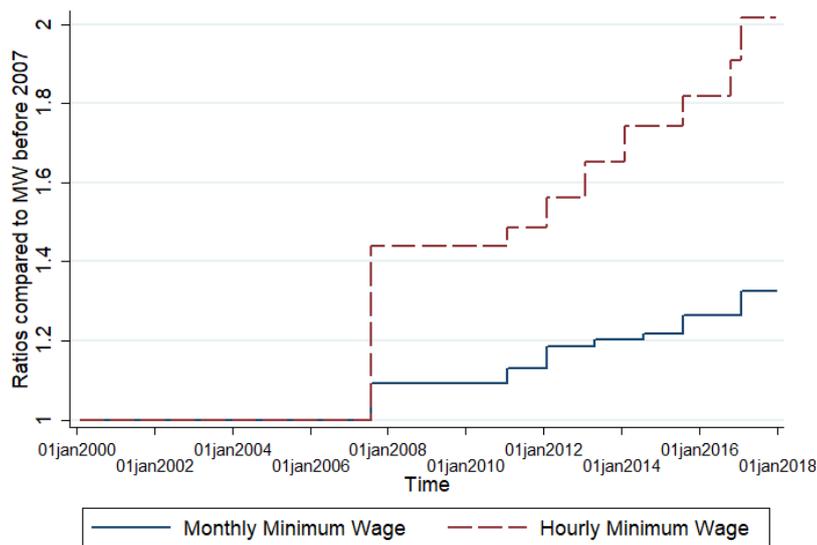


圖 25 歷年基本工資變動

四、資料：勞就保

本研究採用勞、就保月投保資料，佐以事業單位檔進行研究，並限制投保身分為「產業勞工、交通、公用事業之員工」、「公司、行號之員工」、「新聞、文化、公益及合作事業之員工」之被保險人資料。

「勞工保險」、「就業保險」、「勞工退休金」投保資料應為國內紀錄就業與薪資最完整的行政資料，可藉以觀察被保險人所有的薪資與就業變化。不過，由於新制勞退是在 2007 年才開始實施，所以勞、就保資料可追溯較早。相對於勞、就保資料，綜合所得稅資料雖然更貼近真實所得，但是僅記錄年總所得，無法觀察歷月薪資與就業變化，且存在低於最低報稅門檻無須報稅的問題。

以下針對勞、就保資料的性質進行討論，包括投保強制性、身分與薪資級距，是否低報進行討論，並指出對於基本工資研究的限制。

(一) 投保對象

首先，因法令規範使勞、就保資料接近於所有我國私營部門受僱者之月薪資料。依法，「勞工保險」強制投保對象包括受僱於 5 人以上公民營單位的產業勞工；交通、

公用事業之員工；公司、行號之員工；新聞、文化、公益及合作事業之員工。其他的投保對象，還包括非屬公教保的公、私立學校之員工、受僱從事漁業生產之勞動者、接受職訓者、參加職業工會者，與漁會之甲類會員。

在「就業保險」方面，只要是年滿 15 歲以上，65 歲以下之受僱勞工與外籍配偶都應納保。除納保於軍公教保險與已領取勞保或公教保老年給付者不能參加外，唯一例外是，受僱於依法免辦登記且無核定課稅或依法免辦登記且無統一發票購票證的雇主，方才不須參加就業保險。

雖然勞保 5 人以下單位不需強制為員工納保，但員工可透過職業工會自行納保。不過，其保費的 6 成由個人負擔(其餘 4 成由政府補助)，其投保薪資不見得可反映其真實薪資，且無法對應到其受僱單位。相對的，因為就保沒有 5 人以上的條件，故可補足勞保資料中對於小規模廠商資料不足的限制。在就保的補充下，僅剩受僱於 5 人以下且「免辦登記且無核定課稅或依法免辦登記且無統一發票購票證」的雇主的受僱者，難以透過勞就保資料掌握其受僱狀況。

此外，由於參加職業工會者可自行決定投保薪資，職訓者不為實際受僱，公私立學校、漁業與漁會與民間一般私營機構的運作不見得一致，故本研究限制投保身分為「產業勞工、交通、公用事業之員工」、「公司、行號之員工」、「新聞、文化、公益及合作事業之員工」等被保險人資料。

(二) 就業狀態與薪資級距

被保險人以投保薪資級距投保，其投保薪資級距，應不低於其實際薪資，並且標註是否屬「部分工時工作者」。無標註部分工時工作者的部分，包括全職工與臨時工，

但無法從資料中區分出來¹³，不過臨時工的占比應小於 3%¹⁴，對於研究的影響不大。

在投保級距部分，部分工時工作者的最低投保級距可低於最低月薪，在 2007 年為 11,100 元。在無標註部分工時工作者的部分，其最低投保級距即為當時的基本月薪，最高級距則為 43,900 元。因此，資料的限制包括：1. 缺少部分工時工作者低於 11,100 者的薪資資訊，同時因沒有工時紀錄，無法得知實際時薪；2. 沒有薪資超過投保上限者之薪資資訊。

後者不影響基本工資研究，但前者導致無法區分出哪些部分工時者才實際受影響，僅能以廠商整體僱用數量及整體薪資來觀察部分工時者的就業與薪資狀況。

(三) 高薪低報問題

投保薪資有可能低報，如連賢明(2011)¹⁵ 比照保險薪資與家庭收支調查，發現最低薪 1/3 的人的投保薪資被低報約 3 成。若對照「人力運用調查」與勞保投保統計，粗估勞保資料中的低薪者僅 3 成的人為真實的低薪者。

依照 2007 年 5 月的「人力運用調查」，約 8.41% 的受僱就業者¹⁶，其每月主要工作之收入為「15,000-19,999 元」；相對的，在基本工資調漲前，2007 年 6 月一般僱用

¹³ 臨時工用日薪(時薪*8)*30 來投保，但以實際天數來算投保費用。實際上也可以部分工時的方式投保。如果用部分工時投保只須投保一次，但保費可能較貴(因為最低為 $11,100 * 6.5\% * 70\% = 505$)。如果用部分日數來算保費較低(1000 (假設 1 天 1 千)*30(用月薪計對應到相應的投保級距) /30(對應到相應的日投保薪資)*6.5%*70%*4(假設一個月聘 4 天)=182)，但如果是一直頻繁雇用的話，聘僱幾次就要投保退保幾次。

¹⁴ 一直到 2008 年「人力資源運用調查」才區分出「臨時性或人力派遣工作」。且其概念與工時無關，有可能是「全日工作者(Full Time)」或「部分時間工作者(Part Time)」。2008 年 5 月調查「全日工作者」約 10,102 千人，「全日工作者」且「臨時性或人力派遣工作」約 339 千人，佔全日工作者人數 3.3%，故推估臨時工佔比在 3% 以下。

¹⁵ 連賢明，如何使用健保資料推估社經變數，《人文及社會科學集刊》第二十三卷第三期(100/9), pp. 371-398, 2011。

¹⁶ 在該調查中，受僱就業者總計 770.2 萬人，其中約 64.8 萬(8.41%)受僱就業者每月主要工作之收入「15,000-19,999 元」。資料源於「受僱就業者每月主要工作之收入—按職業與工作型態分」。

單位員工的勞保資料中¹⁷，有 30.23%的被保險人其投保薪資介於 15,840-20,100 元。若人力運用調查的比例屬真，代表勞保低薪者有 72%的人的薪資被低報，僅 3 成左右的低薪勞保被保險人的真實薪資低於 2 萬元¹⁸。

假使受基本工資間接影響者的薪資介於 18,300-20,100 間，高於該薪資者則不受基本工資調整影響，且不同薪資者的被低報幅度相當，則代表資料顯示的直接受影響者(15,840-17,400)有 3 成的比例受直接影響，有 7 成以內的比例受間接影響；間接受影響者(18,300-20,100)有 3 成比例受間接影響，7 成的比例不受影響。若真實的直接效果與間接效果方向不一，那估計出的直接效果與間接效果都將低估；若兩種真實就業效果方向一致，那前者有可能低估或高估，後者仍舊低估。

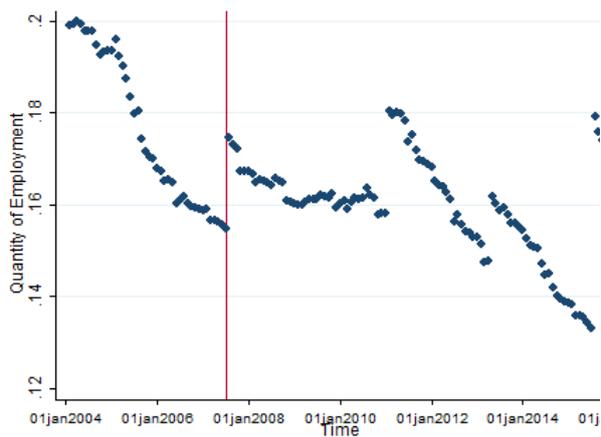
(四) 基本工資調漲影響範圍

在限制勞、就保投保身分為「產業勞工、交通、公用事業之員工」、「公司、行號之員工」、「新聞、文化、公益及合作事業之員工」之被保險人資料之下，圖 26 顯示基本月薪調整的覆蓋率。其計算方式為薪資低於接下來基本月薪的比例，也就是受之後基本月薪調漲的比例。

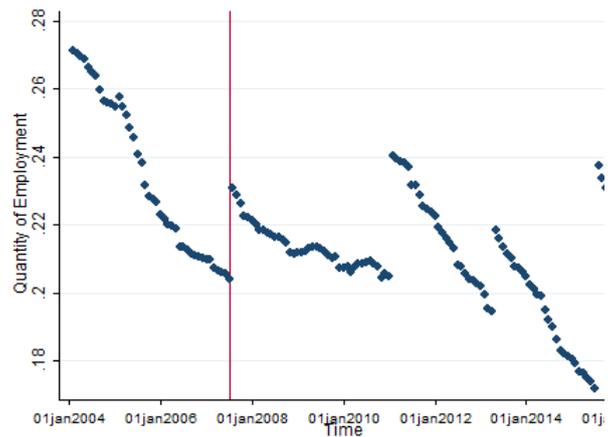
隨著薪資逐步提升，該比例不斷降低，至調漲前男性內佔比達 16%，女性則仍有 20%。調漲後，接著受下次調漲(2011 調漲至 17,880 元)影響男性的比例再上升到 17%，女性則為 23%。之後的基本工資調整的狀況類似。不過，考量到低薪高報問題，其調整的覆蓋率可能僅為其 3 成，也就是 5-6%。

¹⁷ 為確保接近實際薪資，僅用「交通、公用事業之員工」、「公司、行號之員工」、「新聞、文化、公益及合作事業之員工」進行對照。資料源於「勞工保險被保險人數(季報)-按類別及月投保薪資分」

¹⁸ 低報比例計算方式為 $1-(8.41\%/30.23\%)$ 。



(a) 男性



(b) 女性

圖 26 基本月薪調整覆蓋率

五、就業趨勢

本研究的資料以勞、就保投保資料為基礎串連事業單位檔，限制「產業勞工、交通、公用事業之員工」、「公司、行號之員工」、「新聞、文化、公益及合作事業之員工」，並以 2004/01 至 2010/12 為樣本區間，觀察受影響者與廠商在調整前後 3 年的各項變化。

由於在調漲前全職者的最低投保級距為 15,840、16,500、17,400，而調高後為 17,280、17,400、18,300。若受影響者在調漲後仍舊維持就業，那調漲前後 17,400 以下者的人數應該維持一致。圖 27 為所有全職投保 17,400 以下者的就業量變化。不論男女，在調漲前後均難以觀察出明顯的就業量改變。限定在文獻上認為較可能受影響的青年族群(15-21 歲)後，其就業量有明顯的季節差異，但仍無法觀察出明顯的負向效果。

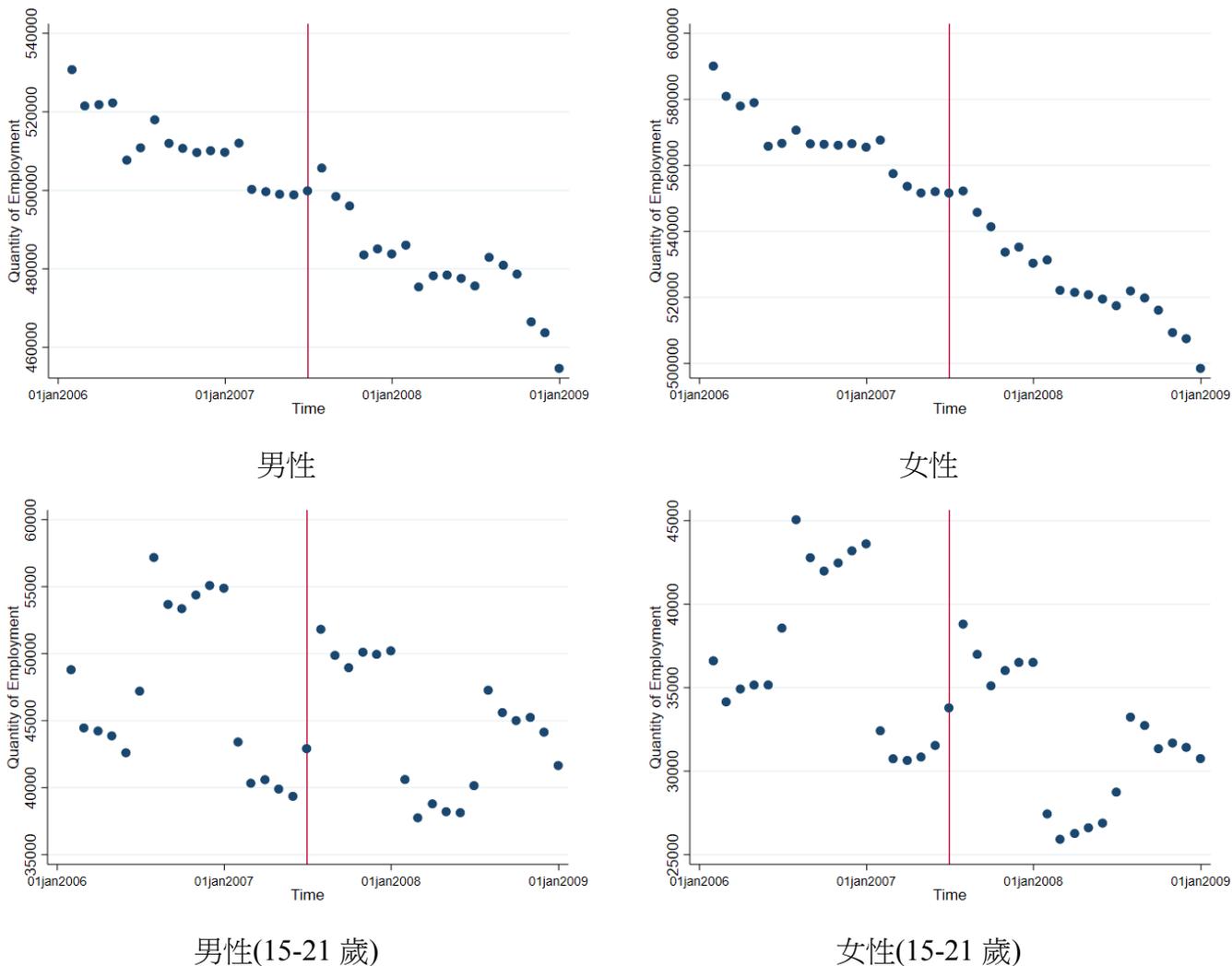


圖 27 全職投保薪資 ≤ 17,400 人數

兼職部分，由於無法透過月投保薪資來確定部分工時工作者的時薪，故以整體兼職人數進行觀察，如圖 28。假若基本工資調整對領基本時薪的工作者產生負面影響，那整體而言兼職人數應該發生明顯地下滑，但相反的，調漲後兼職者人數明顯上升。至於限縮年齡至 15-21 歲，結果則較難觀察出來。

儘管母體的就業量趨勢已提供了整體全職就業量不見得下滑，兼職總量反而提升的資訊，但有可能存在組成改變的效果，亦即低技術者被高技術者取代，或是低競爭力廠商退出市場高競爭力廠商擴大僱用的狀況，因此仍須進一步以廠商與個人為單位進行觀察。

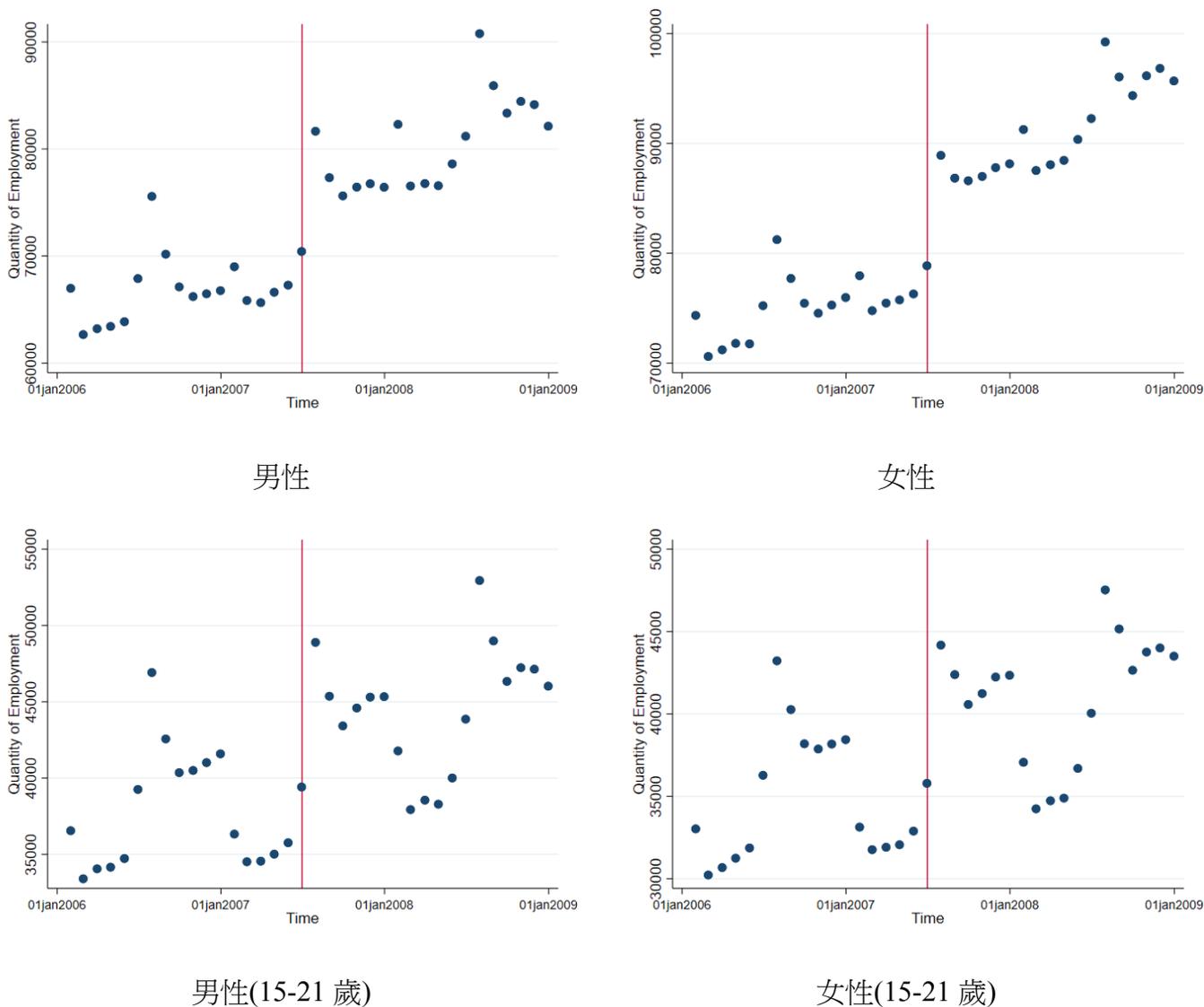


圖 28 兼職人數

六、研究方法與策略

本研究目的在於辨識出基本工資調整對「低薪，直接受影響者」與「次低薪，間接受影響者」所產生的「直接效果」與「外溢效果」。

為進一步基本工資調漲對廠商與個人的具體影響，接下來先辨識出最低工資產生直接效果與外溢效果的對象，與相應的變數，接著再闡述實證模型與估計方法。

(一) 界定變數與樣本

由於調漲後基本月薪為 17,280，所有 17,280 以下的全職者都將受到影響，而相對的，超過 17,280 的人可能會受到基本工資調漲的外溢效果。不過調漲前並沒有 17,280 的級距，相近的只有 17,400，但該級距其實包括了所有介於 16,500-17,400 之間者，故可能包含高於 17,280 者。因此，若就個人的分析來講，以 17,400 之前的級距，15,840、16,500 來界定受影響者，其估計結果應較準確。但就廠商層次而言，該兩項級距在調漲後自動消失，因此僅能以調漲前後皆有的 17,400 來界定低薪與否。在外溢效果上，越靠近低薪者越可能接受到外溢效果，故本研究觀察 18,300、19,200、20,100 三項級距內的投保者的投保變化。此外，由於投保薪資下限與缺乏工時資料，無法區分兼職者受直接或間接影響，僅能以廠商層次資料，觀察整體兼職就業與薪資的變化。

在廠商層次上，即以所屬員工資料形成變數包括：投保薪資 17,400 以下全職員工人數、18,300-20,100 全職員工人數，以及兼職僱用人數。不過在薪資方面，無法以上述方式來觀察薪資變化，原因是界定範圍的變數就是要觀察的變數本身，故僅能分別觀察所有全職、兼職者平均與加總的薪資變化。

相較於廠商層次，個人層次的分析較為複雜，並非如廠商層次為界定變數，而是界定要分析的對象，也就是界定樣本。

照定義講，應界定前一期(2007/06)投保薪資在 16,500 以下者為直接受影響者，以投保薪資在 18,300-20,100 者為間接受影響者。不過，這樣的設定同時也限制了前一期有工作的人才被加入樣本，排除了基本工資可能對於進入就業的影響。同時，由於前一期就業率是 100%，後期的就業率一定下滑，故無法透過 RDD 的方式進行分析。

為避免上述問題，本研究充分使用長期的行政資料，透過下列三種方法形成低薪者的觀察樣本。其一，「原低薪/次低薪」：以樣本期間最早的資訊，即 2004/01 的薪資來界定樣本；其二，「近期低薪/次低薪」：以調漲前最近一次全職薪資界定；其三，「持續低薪/次低薪」：限定在調漲前所有全職薪資都不大於 16,500 或介於 18,300-20,100

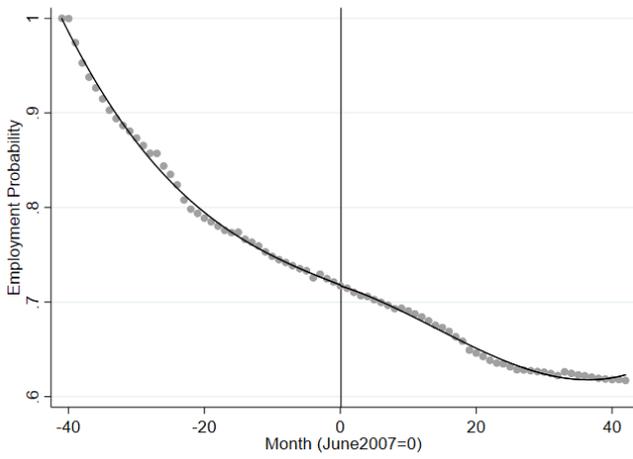
之間。

為避免教育與兵役影響，限定女性在樣本期間 22-60 歲間、男性在 24-60 歲間，並設定就業為 0 來補足無就業的觀察點(由於勞保資料僅能知道是否受僱，無法知道是否失業，所以採用就業率作為觀察變數，而非失業率)，藉以形成平衡面板資料(balanced panel)。以上述三種方法形成直接受影響之女性樣本的就業與薪資如圖 29 所示。

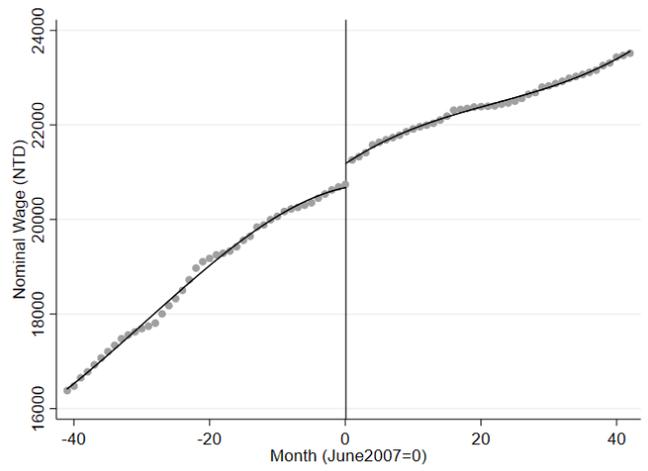
圖 29(a)(b)為第一種方式下的低薪女性就業與薪資變動，由於是用 2004/01 資訊決定樣本，故就業率從期初的 100%開始往下，薪資則從低於新的基本月薪處開始不斷提升。到調漲前可以發現其平均薪資已達 21,000 左右，代表已有一定比例的人脫離低薪狀態不會受調漲影響。

圖 29(c)(d)則呈現第二種方法下的就業與薪資變化。由於是用最靠近的全職薪資作標準，所以其實是在觀察「過去全職高薪，近期全職低薪」、「過去全職低薪，近期也全職低薪」、「過去全職低薪，近期沒有全職工作」者。相較於第一種樣本多排除了低薪變高薪的人，且多增加了高薪變低薪的人。由於低薪變高薪者其未來就業率可能較高，高薪變低薪者就業率較有可能下滑，故其就業率在樣本設定區間外大幅下降。且因增加了前期薪資下滑者，使得薪資在政策調整前的趨勢更反映樣本的選擇。

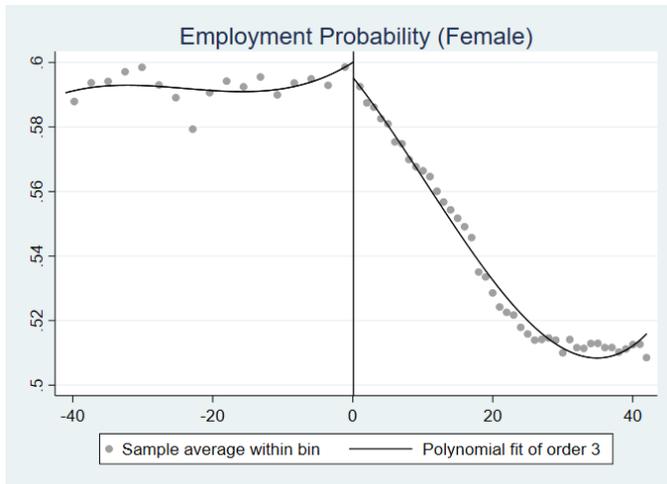
圖 29(e)(f)為第三種方式所形成的趨勢，相較第二種方式，僅保留了一直都低薪者。因此，在樣本選擇的區間外，其就業率一樣快速下滑，薪資在調漲前維持低薪，在調整後方才呈現上升狀。



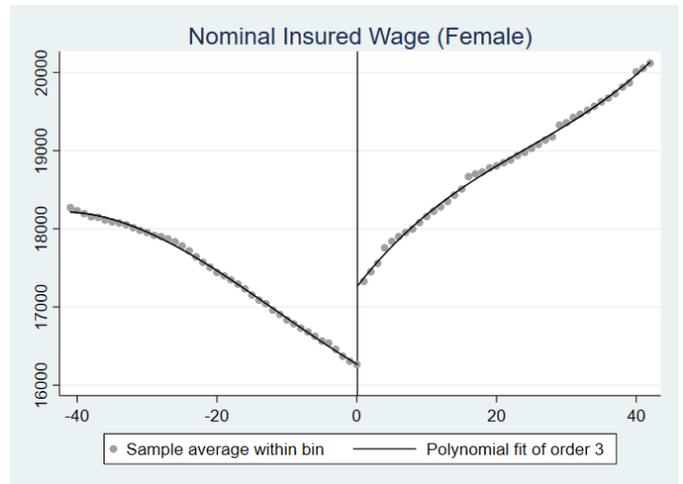
就業率(原低薪)



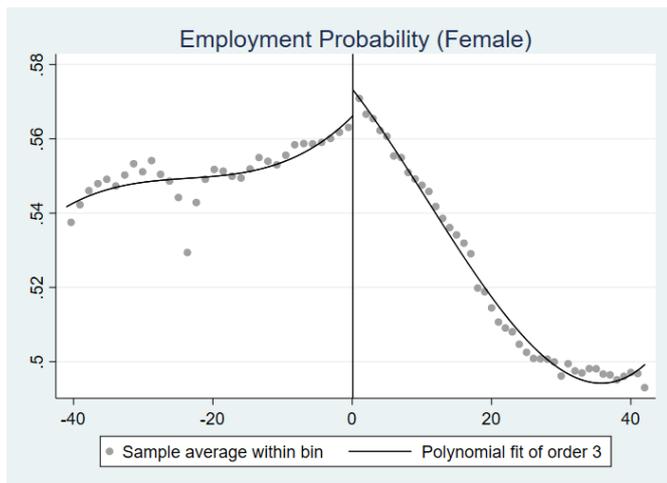
名目薪資(原低薪)



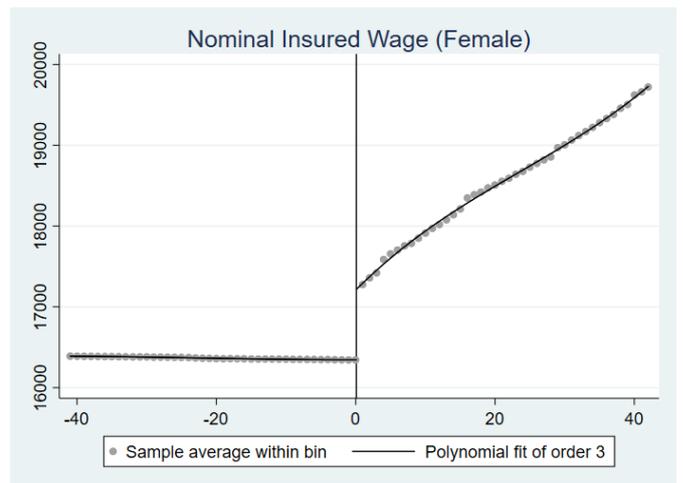
就業率(近期低薪)



名目薪資(近期低薪)



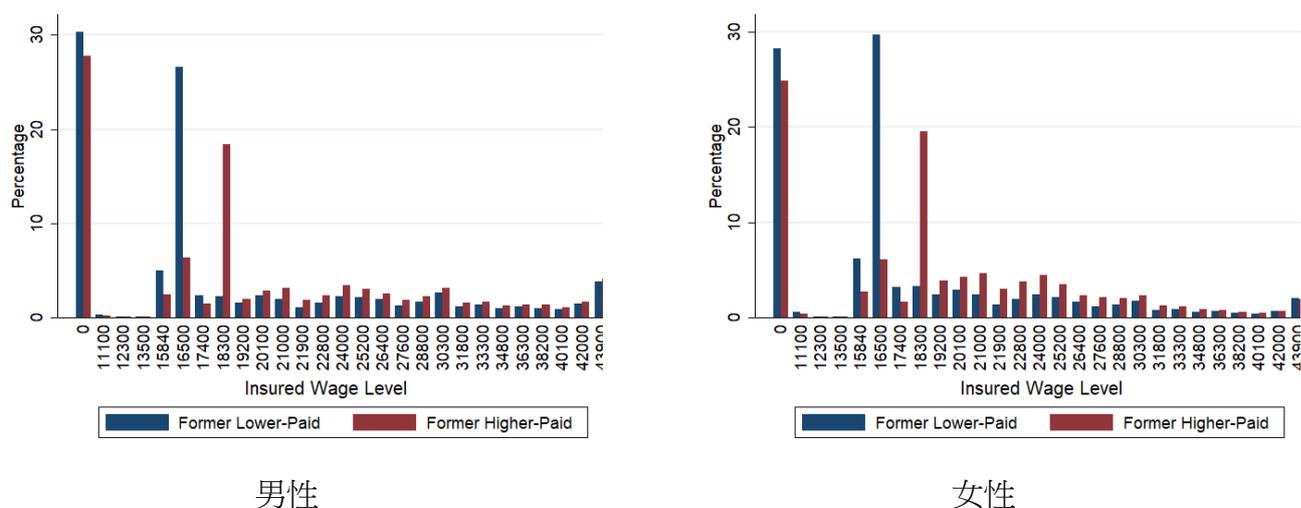
就業率(持續低薪)



名目薪資(持續低薪)

圖 29 女性就業率與薪資(不同樣本選擇方式)

後兩種方法潛在問題是，由於薪資與就業同時也是應變數，在調漲之前用應變數來界定樣本勢必產生樣本選擇的問題。第一種方式雖然仍在就業前提下以薪資作為指標界定樣本，但在樣本期間未作其他設定，使其樣本選擇問題較不明顯。因此，雖然該類方式會產生出部分樣本事實上已脫離低薪或是次低薪的狀態，以至於其估計的結果較無法直接界定為直接受影響者或間接受影響者，但仍是較適合的方式。



男性 女性
圖 30 基本工資調漲前的薪資分布(原低薪/次低薪樣本)

圖 30 呈現出以方法 1 到調漲前(2007/06 月底)的投保薪資分佈。不論是原低薪或原次低薪樣本，仍舊有相當比例停留在該階層，但也有不少比例薪資提升或轉為無就業。

要釐清基本工資的影響需要嘗試界定這些無就業者的潛在狀態，若薪資對稱分配，代表有相似比例的人同時在薪資中位數前後。由於前述樣本為原低薪與次低薪者，故應有相當比例的人潛在只能獲取比基本工資更低的薪資。因此，假定絕大多數無業者為潛在更低薪或退出市場者，其不受到新的基本工資調漲影響。至於其他薪資階層的受僱者，為簡化分析，假定其擁有相同的失業率。透過這樣的方式，即可知原低薪與次低薪者在調漲前分別受直接影響與間接影響的比例分佈。

(二) 實證方法

1. 廠商層次

在實證模型上，本研究採用 RDD 設計，以時間為移動變數(running variable)，在假定基本工資調漲前後的就業與薪資為連續性的變化下，其若出現不連續的變化即代表為基本工資的外生政策效果。廠商層次的模型如下：

$$y_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{jt} + \alpha_2 Time_t + \alpha_3 (D_{jt} \cdot Time_t) + \theta X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

y_{jt} 代表廠商 j 在時間 t 針對特定薪資階層的僱用量與給付的薪資水準， D_{jt} 為樣本是否在政策施行後的虛擬變數， $Time_t$ 代表時間趨勢， $D_{jt} \cdot Time_t$ 允許讓應變數在政策前後有不同的趨勢， X_{jt} 為廠商的特性變數，包括其所在區域與是否為服務業。 α_1 為關注之重點係數，代表應變數在政策變化後的不連續變動，在假設在應變數在沒調基本工資應平滑變動下，其不連續變動即為基本工資調整帶來的效果。

考量特定的年份月份可能對僱用與給薪產生特殊影響，因而影響 RDD 估計，故接著去除掉年月影響後再進行估計。方法採用先將應變數對年份、月份進行估計，產生預測值後計算實際觀察值與預測值的殘差，再以此殘差代替原先變數進行估計，模型如下：

$$y_{jt} - y_t^p = \alpha_0 + \alpha_1 D_{jt} + \alpha_2 Time_t + \alpha_3 (D_{jt} \cdot Time_t) + \theta X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

y_t^p 即為各年份、月份對應變數的預估值，與原應變數相減後的殘差為新的應變數。

2. 個人層次

個人層次的估計與廠商層次相似，針對原低薪與原次低薪樣本的原始模型如下：

$$y_{it} = \tilde{\gamma}^l + \tilde{\beta}^l D_{it} + \tilde{\theta}^l Time_t + \tilde{\eta}^l (D_{it} \cdot Time_t) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{kt} = \tilde{\gamma}^h + \tilde{\beta}^h D_{kt} + \tilde{\theta}^h Time_t + \tilde{\eta}^h (D_{kt} \cdot Time_t) + \epsilon_{kt} \quad (4)$$

上標 l、h 的係數，分別代表原低薪(個人 i)、原次低薪樣本(個人 k)，估計出的係數。 $\tilde{\beta}^l$ 、 $\tilde{\beta}^h$ 即分別為在原低薪、原次低薪樣本中的應變數估計效果。與廠商估計不同的是，個人估計沒有如所在區域或所屬產業等其他特性變數，原因在於這些變數唯有就業者才有。同樣考慮年份和月份的影響後，模型如下：

$$y_{it} - y_t^p = \tilde{\gamma}^l + \tilde{\beta}^l D_{it} + \tilde{\theta}^l Time_t + \tilde{\eta}^l (D_{it} \cdot Time_t) + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$y_{kt} - y_t^p = \tilde{\gamma}^h + \tilde{\beta}^h D_{kt} + \tilde{\theta}^h Time_t + \tilde{\eta}^h (D_{kt} \cdot Time_t) + \epsilon_{kt} \quad (6)$$

值得注意的是，考量原低薪與原次低薪兩群人都面對同樣的年份與月份效果，且避免過度控制特定群體的年月效果以致消除政策效果，故這邊的 y_t^p 為綜合兩樣本以年月估計出的應變數預估值，兩樣本一致。

雖可直接估出 $\tilde{\beta}^l$ 、 $\tilde{\beta}^h$ ，但考量到調漲前，樣本存在不同特性的個人，包括無就業者、低薪者、次低薪者、更高薪者，即便原低薪樣本到政策施行前有更高比例為低薪者，原次低薪樣本仍有較高比例為次低薪，但其估計係數無法直接等同於直接影響或外溢效果。

假設更低薪或離開勞動市場者因為薪資過低不受基本工資調漲影響，比次低薪更高薪者因為薪資過高，也不受調漲影響，則由原低薪與原次低薪估計出來的係數即為綜合了直接與外溢效果的混合效果。設想在控制時間趨勢下，真實的低薪與次低薪勞工的應變數在政策變化前分別為 y_L 與 y_H ，原低薪樣本為其混合 $y^l = r_L^l y_L + r_H^l y_H + O$ ， r_L^l 、 r_H^l 為原低薪樣本到政策調整前的低薪比例、次低薪比例， O 為其他非低薪或次低薪者的應變數加權平均。考慮在政策施行後變為 $y^l + \Delta y^l = r_L^l (y_L + \Delta y_L) + r_H^l (y_H + \Delta y_H) + (O + 0)$ ，故 $\Delta y^l = r_L^l \Delta y_L + r_H^l \Delta y_H$ ，其中 Δy^l 為樣本估計出的效果，而 Δy_L 、 Δy_H 分別為真

實的直接效果與外溢效果。故其關係如下¹⁹：

$$\tilde{\beta}^l = r_L^l \beta_L + r_H^l \beta_H \quad (7)$$

$$\tilde{\beta}^h = r_L^h \beta_L + r_H^h \beta_H \quad (8)$$

r_L^h 、 r_H^h 分別為原次低薪樣本到政策調整前的低薪比例、次低薪比例。透過上式，藉由 $\tilde{\beta}^l$ 、 $\tilde{\beta}^h$ 、 r_L^l 、 r_H^l 、 r_L^h 、 r_H^h 可推導出真實的直接效果 β_L 與外溢效果 β_H 。根據上兩式，推論變異數為：

$$V(\tilde{\beta}^l) = r_L^{l^2} V(\beta_L) + r_H^{l^2} V(\beta_H) + 2r_L^l r_H^l cov(\beta_L, \beta_H) \quad (9)$$

$$V(\tilde{\beta}^h) = r_L^{h^2} V(\beta_L) + r_H^{h^2} V(\beta_H) + 2r_L^h r_H^h cov(\beta_L, \beta_H) \quad (10)$$

$cov(\beta_L, \beta_H)$ 為真實低薪與次低薪者應變數變動的共變異數，考量在時間趨勢中，這兩群薪資相近的人在面對各種因素時，其薪資與就業的變動方向應為同向，如經濟蕭條使得兩群人的薪資同時下滑或就業同時下滑，故雖無法估出該共變異數，但其應為正。換句話說，若將該共變異數視為 0，應高估兩真實變異數。

此外，除由推導出的真實係數來推估兩階層間的薪資與就業差距是否縮減外，可將原次低薪者薪資與就業的均數與原低薪者的就業與薪資相減，藉此直接估計兩群體之間的差距是否因基本工資調漲而縮小。然而，因兩群體間的實際受直接與間接影響的比例不一，所以其得出的係數無法直接代表低薪與次低薪者之間的差距變化，其關係如下式：

¹⁹ 假設真實的低薪與次低薪勞工的應變數在政策變化前分別為 y_L 與 y_H ，原低薪樣本為

其混合 $y^l = r_L^l y_L + r_H^l y_H$ ，在政策施行後變為 $y^l + \Delta y^l = r_L^l (y_L + \Delta y_L) + r_H^l (y_H + \Delta y_H)$ ，故 $\Delta y^l = r_L^l \Delta y_L + r_H^l \Delta y_H$ 。

$$\begin{aligned}
\bar{y}_t - y_{it} &= \tilde{\gamma}^h - \tilde{\gamma}^l + (\tilde{\beta}^h \bar{D}_t - \tilde{\beta}^l D_{it}) + (\tilde{\theta}^h - \tilde{\theta}^l) Time_t \\
&\quad + (\tilde{\eta}^h \bar{D}_t - \tilde{\eta}^l D_{it}) Time_t + \bar{\epsilon}_t - \epsilon_{it} \\
&= \tilde{\gamma}^h - \tilde{\gamma}^l + (\tilde{\beta}^h - \tilde{\beta}^l) D_{it} + (\tilde{\theta}^h - \tilde{\theta}^l) Time_t + (\tilde{\eta}^h - \tilde{\eta}^l) D_{it} Time_t \\
&\quad + \bar{\epsilon}_t - \epsilon_{it} \\
&= \Delta \tilde{\gamma} + \Delta \tilde{\beta} D_{it} + \Delta \tilde{\theta} Time_t + \Delta \tilde{\eta} D_{it} Time_t + \Delta \epsilon_{it} \\
\text{where } \Delta \tilde{\beta} &= (r_H^h - r_H^l) \beta_H - (r_L^l - r_L^h) \beta_L \quad (11)
\end{aligned}$$

\bar{y}_t 、 \bar{D}_t 為原次低薪樣本的應變數與間斷變數平均，因 $\bar{D}_t = D_{it}$ 故可將上式進行簡化，估出的 $\Delta \tilde{\beta}$ 實際上為兩真實效果的組合。考慮名目薪資的差異，若無任何的薪資外溢效果，則兩樣本間的薪資差距應等同於兩樣本間直接受影響者的比例差距與直接薪資名目效果的相乘。換句話說，可以藉此評估實際的效果是否顯著地大於或小於預期的效果，若縮減幅度較小則代表存在正向的外溢效果，相反，則具有負向的外溢效果。類似的驗證方法也可套用在第 7 式上。不過，第 11 式的好處在於可透過相減排除掉共同影響兩樣本應變數的其他因素。

七、研究結果

下述估計係數為就業量、薪資或是其他變數的變化量，為了解其變動幅度，在估計結果也列出調漲前(200706)的變數平均值。在文中所述之百分比變化皆為相對於調漲前述值的變動幅度。

(一) 廠商分析

廠商層級的樣本數即為所有各樣本時間內的廠商家數加總，表 32 為 2004/01-2010/12 之間，所有廠商以及小規模廠商的敘述統計。由於國內廠商以中小企業為主，故小規模廠商的樣本數約為總廠商的 95%。然而，即便 30 人以上廠商佔樣本數僅約 5%，但對於僱用人數的計算有明顯影響。如總廠商僱用人數約為 13 人，小規模廠商僅有 6 人；直接受基本月薪調漲影響者在兩樣本中相似為 2-3 人，不過其佔總僱用人數比重則分別為 23%與 35%。此外，介於 18,300-20,100 元之次低薪僱用人數分別佔 8%

與 10%；部分工時者的佔比則為 3.2%與 2.5%。簡言之，小規模廠商中的低薪與次低薪者佔僱用的比例較高，但兼職部分的僱用則是大規模廠商較高，不過仍屬小廠商的平均兼職薪資較低。因此，整體而言小規模廠商受到的影響幅度應較大。

除僱用與給薪之外，同時也用廠商內勞工資訊計算全職與兼職的離職率與新聘率，其計算方式分別為當期離職人數除以前期的僱用人數、當期新聘人數除以前期僱用人數。從表 32 可見，全職的離職與新聘率在 3-4%間，兼職則在 10%左右。

為避免大規模廠商對於就業量的影響，比較清楚觀察小廠商可能發生的變化，下列各圖皆來自小規模廠商樣本。

表 32 廠商敘述統計

	所有廠商		小規模廠商(30 人以下)	
	Mean	SD	Mean	SD
僱用量	13.26	117.35	6.28	14.69
是否服務業	0.64	0.48	0.65	0.48
是否在臺北	0.4	0.49	0.4	0.49
僱用量				
全職	12.82	110.4	6.12	13.96
全職≤17,400	3.01	13.45	2.21	4.42
全職>=18,300	9.81	105.3	3.91	12.69
全職=18,300	0.4	5.3	0.24	1.31
全職>=18,300	1.06	9.17	0.62	2.35
兼職	0.43	24.23	0.16	2.59
名目薪資				
平均薪資(全職)	26,933	7,543	26,790	7,536
平均薪資(兼職)	13,091	4,239	12,649	3,570
總薪資	383,705	4,113,022	161,254	454,963
總薪資(全職)	377,828	4,035,899	159,299	448,033
總薪資(兼職)	5,877	337,245	1,955	34,894
實質薪資				
平均薪資(全職)	29,673	8,278	29,513	8,269
平均薪資(兼職)	14,263	4,632	13,755	3,870
總薪資	422,921	4,524,666	177,471	492,969
總薪資(全職)	416,493	4,441,134	175,347	485,578

	所有廠商		小規模廠商(30 人以下)	
	Mean	SD	Mean	SD
總薪資(兼職)	6,429	367,185	2,124	37,606
其他				
離職率(全職)	0.027	0.094	0.027	0.095
離職率(兼職)	0.101	0.239	0.099	0.24
新聘率(全職)	0.037	1.067	0.037	1.093
新聘率(兼職)	0.12	0.908	0.11	0.714
職災率	0.00094	0.02589	0.00095	0.02653
職災率(限定產業)	0.00141	0.03081	0.00145	0.03203
樣本數	34,676,834		32,860,719	

1. 廠商數量與性質

圖 31 為各個時間點下的廠商數量，同時也是樣本數，其在政策變動前後沒有明顯的變化，反映兩面向意涵。其一，沒有發生樣本在政策變動前後選擇的問題，也就是廠商都受到基本工資調漲影響，沒有出現為了躲避被基本工資影響而集中於政策變化前的狀況；其二，沒有足夠證據支持廠商因為基本工資而退出市場。更具體一點講，即便小規模廠商平均受基本工資影響的人佔就業人數達 3 成以上，因基本月薪最高也僅增加 9%，使得總薪資增加幅度實際上僅 1.6%，不至於導致廠商因此關廠。

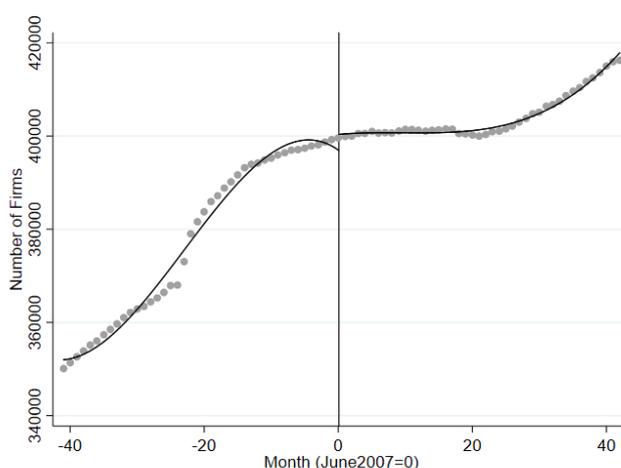


圖 31 廠商數量

除了廠商數量沒有明顯變化外，服務業與位於臺北的比例也沒有在政策變化前後有明顯的變動，如圖 32，代表廠商的組成並沒有明顯的改變。換言之，基本工資調漲前後廠商數量維持、產業別與地區一致，資料接下來所呈現出的薪資與就業差異反映廠商對該政策的回應，而非廠商組成或樣本選擇所產生的結果。

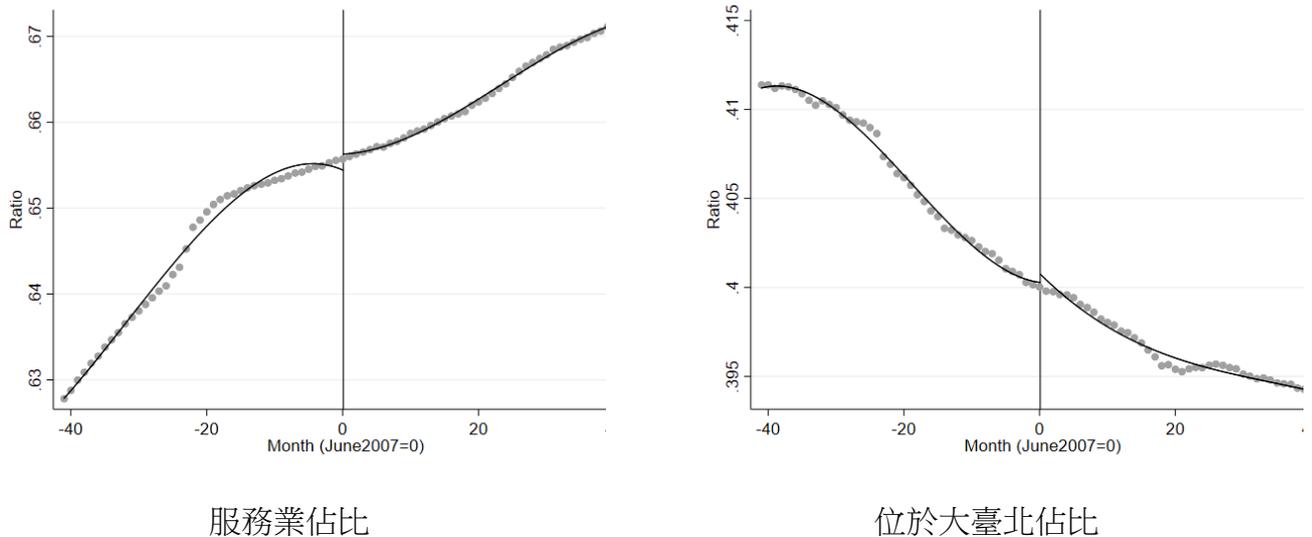
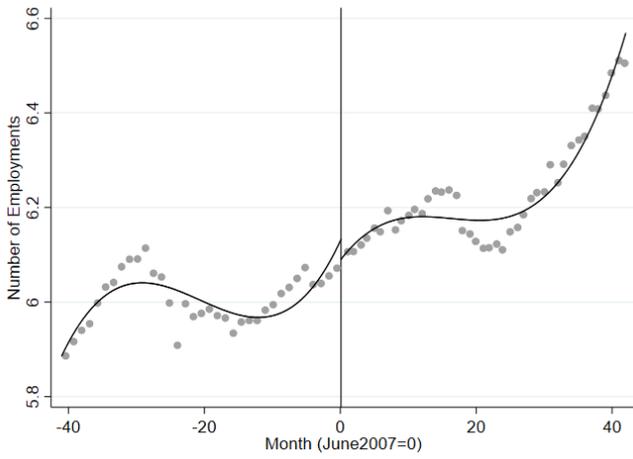


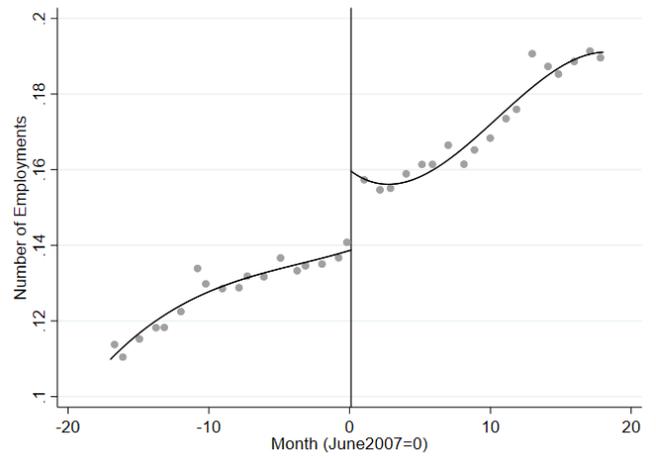
圖 32 廠商性質

2. 廠商僱用人數

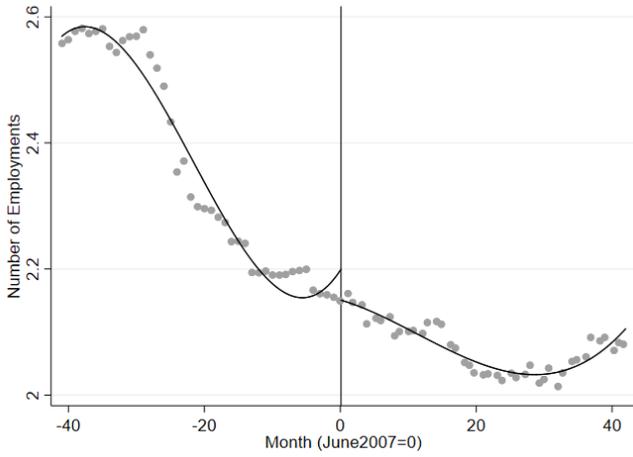
圖 33 呈現廠商的僱用數量的變化。總全職人數、17,400 以下、18,300 以上的僱用量，在調漲前後均無明顯變化，但兼職人數、18,300 以及 18,300-20,100 的僱用量卻似有明顯的調升。兼職的變化與用總資料呈現的趨勢一致，代表整體兼職人數增加原因在於廠商的僱用增加，而非廠商數量增加。



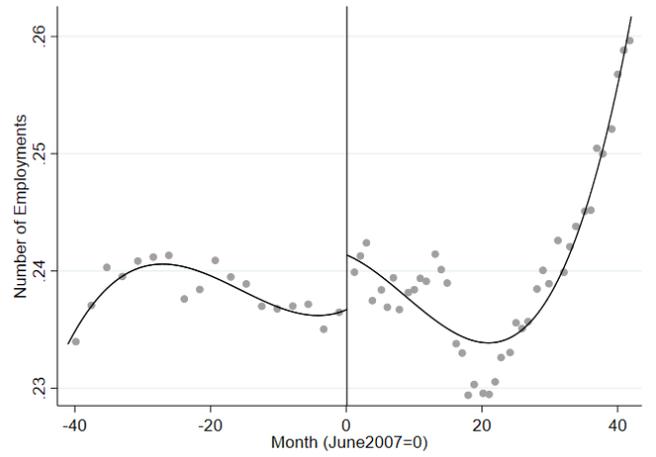
全職人數



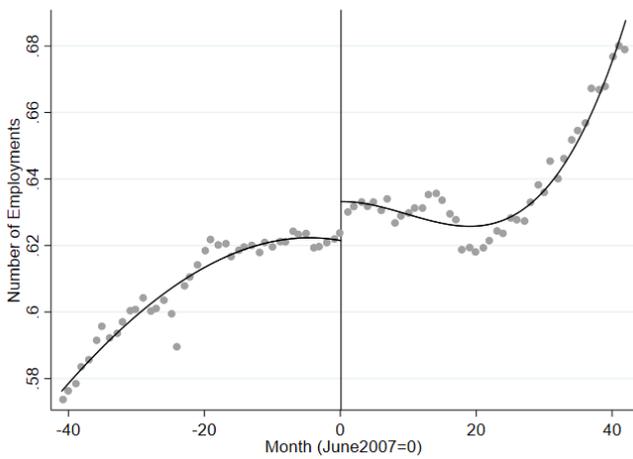
兼職人數



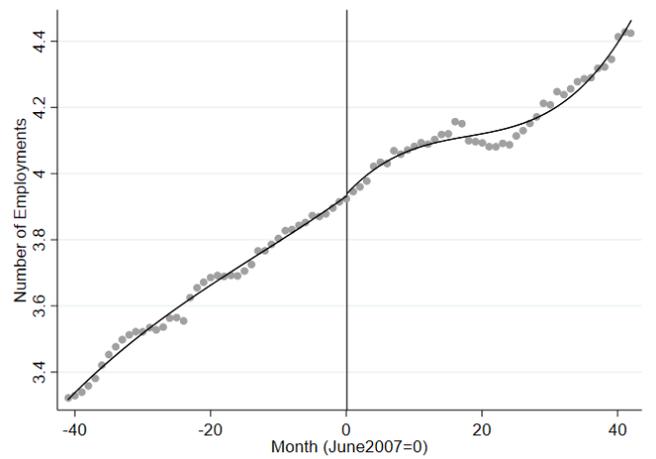
全職人數(投保薪資 \leq 17,400)



全職人數(投保薪資=18,300)



全職人數(18,300 \leq 投保薪資 \leq 20,100)



全職人數(18,300 \leq 投保薪資)

圖 33 廠商僱用人數

其估計結果列於表 33，同時採用最小化均方誤差(mean square error, MSE)以及最小化涵蓋誤差(coverage error rate, CER)兩種最適區間。由於傳統的最小化估計會擴大區間的選擇，導致估計產生偏誤，故須使用去除偏誤的估計值(bias-corrected RD estimates)，但這又導致估計值的變異被擴大，故本研究採用計量學家 Calonico、Cattaneo、Farrell、Titiunik²⁰所提出的去除誤差的係數估計值與較穩定的變異數估計值。

估計結果發現，相較於小規模廠商，全廠商樣本因受大規模廠商僱用數量影響，整體而言無顯著變化，僅在 MER 最適區間估計、控制年月之下，低薪者之就業有明顯下滑，不過當以 CER 最適區間估計，其效果反而轉正。但若去除中大規模廠商的影響，小規模廠商不論估計方式為何，其兼職僱用人數皆顯著提高 0.016-0.034 人，增加幅度約為政策施行前的 11-24%(政策施行前平均僱用兼職 0.141 人)。接著，在全職次低薪部分，雖然 MER 估計在控制年月影響後，呈現 18,300-20,100 就業顯著增加 0.012 人(2.0%)，CER 則是 18,300 者顯著增加 0.005 人(2.3%)，但都反映了存在次高薪的微幅就業外溢效果。低薪者就業效果不一致，小規模廠商 MER 估計與全廠商相似，在控制年月效果後，轉為-0.024 人(-1.1%)，但 CER 估計不論是否控制年月效果皆為正向 0.023 人(1.0%)。考量 MER 估計低薪就業之區間採前後 10 個月，而 CER 則採前後 5 個月，代表短期內低薪者的就業或有提升，但長期在考量年月的效果後，反而微幅下滑。

²⁰ Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik (2014). Robust nonparametric confidence intervals for regression discontinuity designs. *Econometrica* 82 (6), 2295–2326.

Calonico, S., M. D. Cattaneo, and M. H. Farrell. (2018). On the Effect of Bias Estimation on Coverage Accuracy in Nonparametric Inference. *Journal of the American Statistical Association*, 113(522): 767–779.

Calonico, S., M. D. Cattaneo, M. H. Farrell, and R. Titiunik. 2018. Regression Discontinuity Designs using Covariates. *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.

不過，廠商低薪僱用的微幅下滑不必然意味著僱用縮減，有可能是低薪僱用轉為高薪僱用，而低薪受僱者亦有可能轉為高薪，尤其在 MER 估計控制年月效果後下，廠商的全職僱用反而上升 0.106 人(1.7%)，可能反應了類似狀況。要釐清其對於低薪就業者的影響為何，仍需透過個人層次的分析。

表 33 廠商僱用效果估計

	所有廠商		小規模廠商	
	(1)	(2)	(1)	(2)
MER 最適區間				
全職	-0.024 (0.173)	-0.026 (0.172)	0.002 (0.030)	0.106*** (0.030)
全職低薪(<=17,400)	0.006 (0.024)	-0.072*** (0.024)	0.005 (0.011)	-0.024** (0.011)
全職次低薪(=18,300)	0.013* (0.0078)	0.007 (0.008)	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)
全職次低薪(18,300-20,100)	0.022 (0.0144)	0.010 (0.014)	0.0088* (0.0052)	0.012** (0.0052)
兼職	0.051 (0.072)	0.077 (0.071)	0.016*** (0.0046)	0.034*** (0.0046)
CER 最適區間				
全職	-0.038 (0.172)	-0.063 (0.173)	0.015 (0.029)	0.024 (0.029)
全職低薪(<=17,400)	0.030 (0.024)	0.043* (0.024)	0.024** (0.010)	0.023** (0.010)
全職次低薪(=18,300)	0.013* (0.0077)	0.013* (0.0077)	0.005* (0.0027)	0.005** (0.0028)
全職次低薪(18,300-20,100)	0.019 (0.013)	0.020 (0.013)	0.0090* (0.0051)	0.0075 (0.0051)
兼職	0.059 (0.068)	0.062 (0.068)	0.016*** (0.0045)	0.017*** (0.0045)
控制：				
年、月效果	X	V	X	V
基本工資調漲前平均				
全職	12.684		6.073	
全職低薪(<=17,400)	2.918		2.149	
全職次低薪(=18,300)	0.376		0.237	
全職次低薪(18,300-20,100)	1.013		0.624	
兼職	0.432		0.141	

註：所有估計均控制是否服務業與是否位於大臺北地區

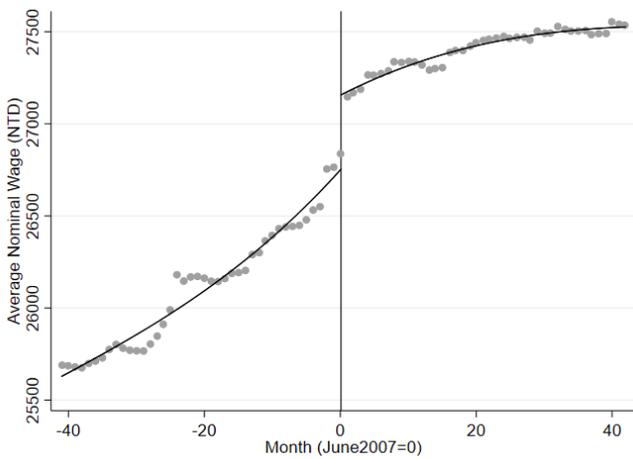
*在 10%信賴水準顯著

**在 5%信賴水準顯著

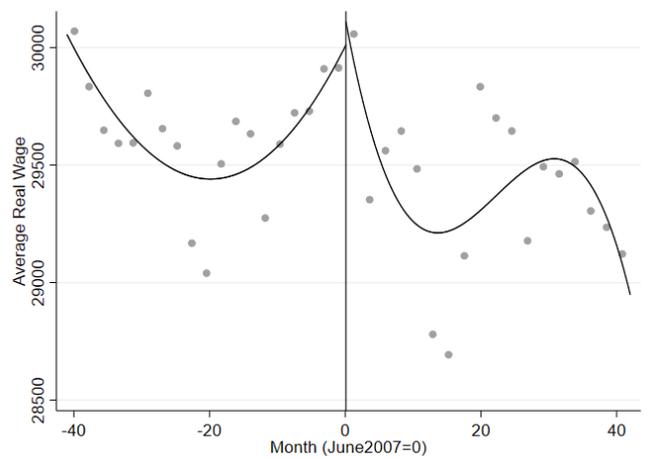
***在 1%信賴水準顯著

3. 廠商薪資支出

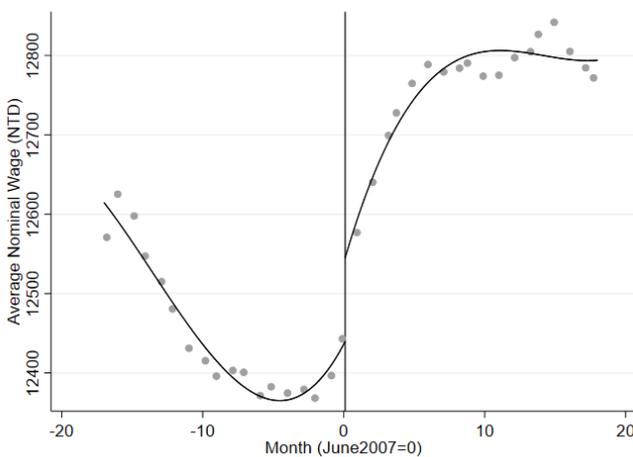
廠商的薪資給付變化如圖 34，在基本工資調漲後，不論全職或兼職，平均名目薪資看起來有明顯的增加，然而兩者轉換為實質薪資後，則似乎沒有顯著變化。圖 35 即為樣本區間內的消費者物價指數(CPI)的走勢。在調漲的當下(2007/07)CPI 有些回落，但 2007/08 大幅增長，單月增加 1.8%。相較之前物價較為平穩，基本工資調漲後的通膨走勢上升特別迅速，導致名目薪資雖然明顯增長，但實質薪資較無明顯變動。然而，由於影響 CPI 的因素眾多，包括當時的景氣、季節性因素等，故無法推論 CPI 的增長是由基本工資推升。



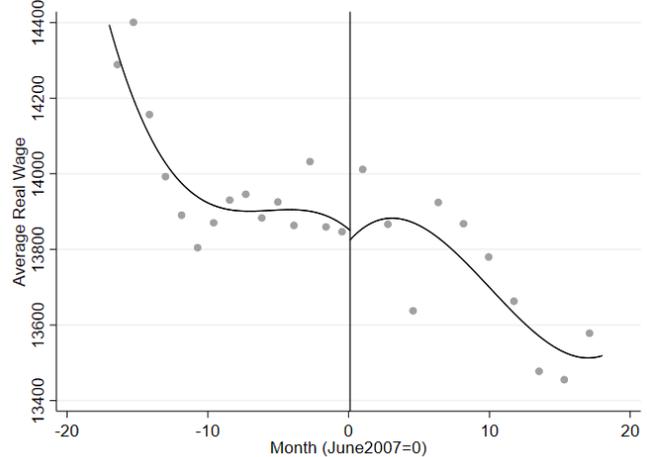
全職平均薪資(名目)



全職平均薪資(實質)



兼職平均薪資(名目)



兼職平均薪資(實質)

圖 34 員工平均薪資

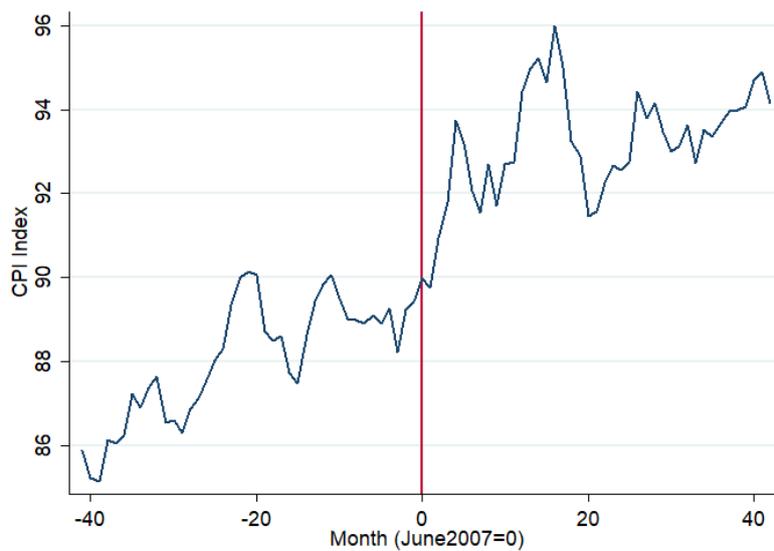


圖 35 消費者物價指數

由表 34 也得出類似結果，不論最適區間為何，全職、兼職之名目薪資均明顯上揚，小規模廠商控制年月效果下，其全職名目薪資增加 1.0-2.6%，兼職名目薪資增加 2.3-2.7%。但轉換為實質薪資後，兼職薪資轉為-0.6~-0.8%；實質月薪則不一致，CER 估計的實質薪資仍就增加 1.6%，但 MER 估計下滑 1.0%。從圖 34 觀察，由於 CER 的區間僅前後 5 個月，由於在基本工資調漲前後 CPI 劇烈波動，且全職薪資的提升較為一次性增加，使 2007/08 後的實質薪資大幅下降，但 2007/07 因 CPI 還未跳升，所以該月實質薪資仍上升，使得右側的斜率與左側相反，導致截距的估計反而大幅增加。而在估計區間拉長後，該問題被稀釋，故 MER 估計結果較為相符，即實質薪資不升反降。在該狀況下，MER 的結果應較為可信。

表 34 薪資效果估計

		所有廠商		小規模廠商	
		(1)	(2)	(1)	(2)
MER 最適區間					
名目	平均薪資(全職)	332*** (17)	703*** (17)	338*** (18)	708*** (17)
	平均薪資(兼職)	77* (45)	88* (45)	209*** (43)	339*** (43)
實質	平均薪資(全職)	-104*** (19)	-328*** (19)	-92*** (19)	-309*** (19)
	平均薪資(兼職)	-220*** (50)	-535*** (50)	-139*** (49)	-80* (48)
CER 最適區間					
名目	平均薪資(全職)	242*** (17)	261*** (17)	251*** (17)	271*** (17)
	平均薪資(兼職)	72 (44)	117*** (44)	139*** (43)	285*** (43)
實質	平均薪資(全職)	746*** (19)	501*** (19)	755*** (19)	485*** (19)
	平均薪資(兼職)	22 (49)	-99** (49)	40 (48)	-114** (47)
控制：					
年、月效果		No	Yes	No	Yes
基本工資調漲前平均					
名目	平均薪資(全職)	26,986		26,837	
	平均薪資(兼職)	12,958		12,443	
實質	平均薪資(全職)	29,995		29,829	
	平均薪資(兼職)	14,403		13,830	

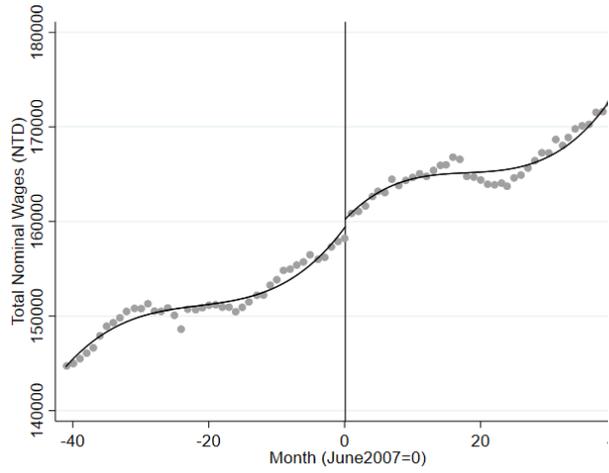
註：所有估計均控制是否服務業與是否位於大臺北地區

*在 10%信賴水準顯著

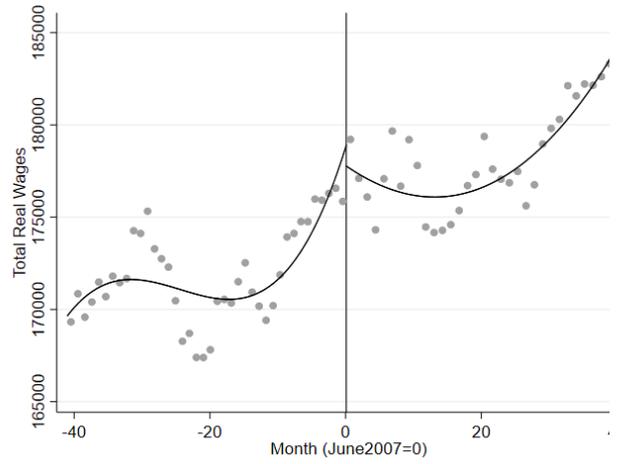
**在 5%信賴水準顯著

***在 1%信賴水準顯著

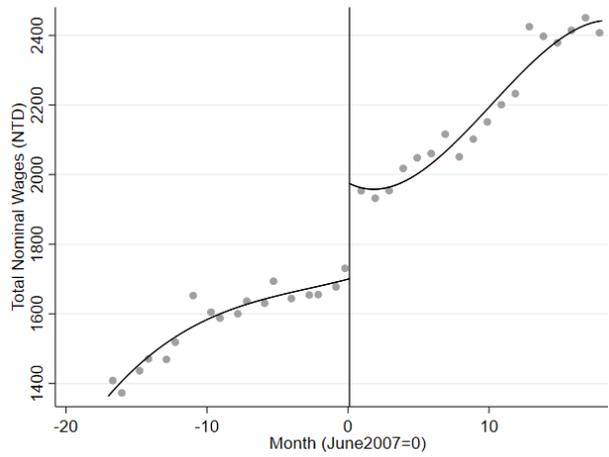
接著，在總薪資支出部分，圖 36 顯示不論全職或兼職的名目總薪資均有提升，實質全職總薪資無明顯變化，但兼職的實質總薪資仍舊明顯增加。表 35 估計結果顯示，小規模廠商全職名目總薪資增加 1.3%-4.5%、兼職名目總薪資大幅增加 14%-25%。轉換為實質薪資後，CER 估計仍有 1.8%增長，同樣也可能反映前述兩側的斜率不同的問題，MER 的估計為不顯著。兼職的實質總薪資仍舊大幅度增加 14%-23%。對照前述就業人數的分析，其原因很清楚，整體全職人數微幅增加，降低了 CPI 飆漲的影響，使得 MER 的估計從平均薪資的下滑轉為無顯著影響；兼職則因為僱用人數大增 11%-24%，使得就算實質平均薪資微幅下滑，整體兼職勞動支出仍大幅增加。換句話說，在兼職部分，因為更多的僱用，廠商也確實付出了更高的勞動成本。不過類似狀況並未在全廠商樣本中出現，反映中等規模以上廠商的就業人數未受明顯影響。



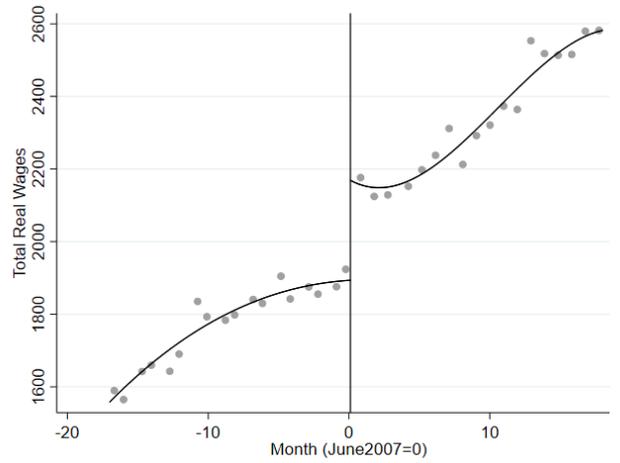
全職總薪資(名目)



全職總薪資(實質)



兼職總薪資(名目)



兼職總薪資(實質)

圖 36 廠商總給薪(勞動成本)

表 35 總薪資效果估計

		所有廠商		小規模廠商	
		(1)	(2)	(1)	(2)
MER 最適區間					
名目	總薪資(全職)	859 (6,614)	4,636 (6,602)	2,004** (902)	7,195*** (901)
	總薪資(兼職)	728 (958)	1,065 (936)	215*** (59)	437*** (58)
實質	總薪資(全職)	-5,267 (7,330)	-8,180 (7,330)	-218 (999)	829 (999)
	總薪資(兼職)	659 (1,041)	963 (1,040)	236*** (67)	451*** (65)
CER 最適區間					
名目	總薪資(全職)	-719 (6,580)	-265 (6,577)	1,518* (884)	2,140** (878)
	總薪資(兼職)	825 (920)	864 (920)	206*** (58)	243*** (59)
實質	總薪資(全職)	6,474 (7,363)	6,209 (7,363)	3,333*** (983)	3,282*** (983)
	總薪資(兼職)	1,055 (1,030)	1,070 (1,029)	254*** (63)	274*** (65)
控制：					
年、月效果		No	Yes	No	Yes
基本工資調漲前平均					
名目	總薪資(全職)	376,487		158,219	
	總薪資(兼職)	5,853		1,731	
實質	總薪資(全職)	418,458		175,857	
	總薪資(兼職)	6505		1,924	

註：所有估計均控制是否服務業與是否位於大臺北地區

*在 10%信賴水準顯著

**在 5%信賴水準顯著

***在 1%信賴水準顯著

4. 員工周轉率

除僱用與薪資支出外，進而檢視是否存在文獻上所述廠商透過降低員工的周轉率(turnover rate)來降低其多負擔的成本。周轉率又可區分為離職與新聘比率，分開檢視來有助於更了解廠內的聘僱變化。由於該類比例低，微小差異即使得波動極大，故在圖 37 中以線性呈現走勢。初步觀之，全職的離職與新聘比例可能下降；相對的，兼職不論離職或新聘率反而增加。

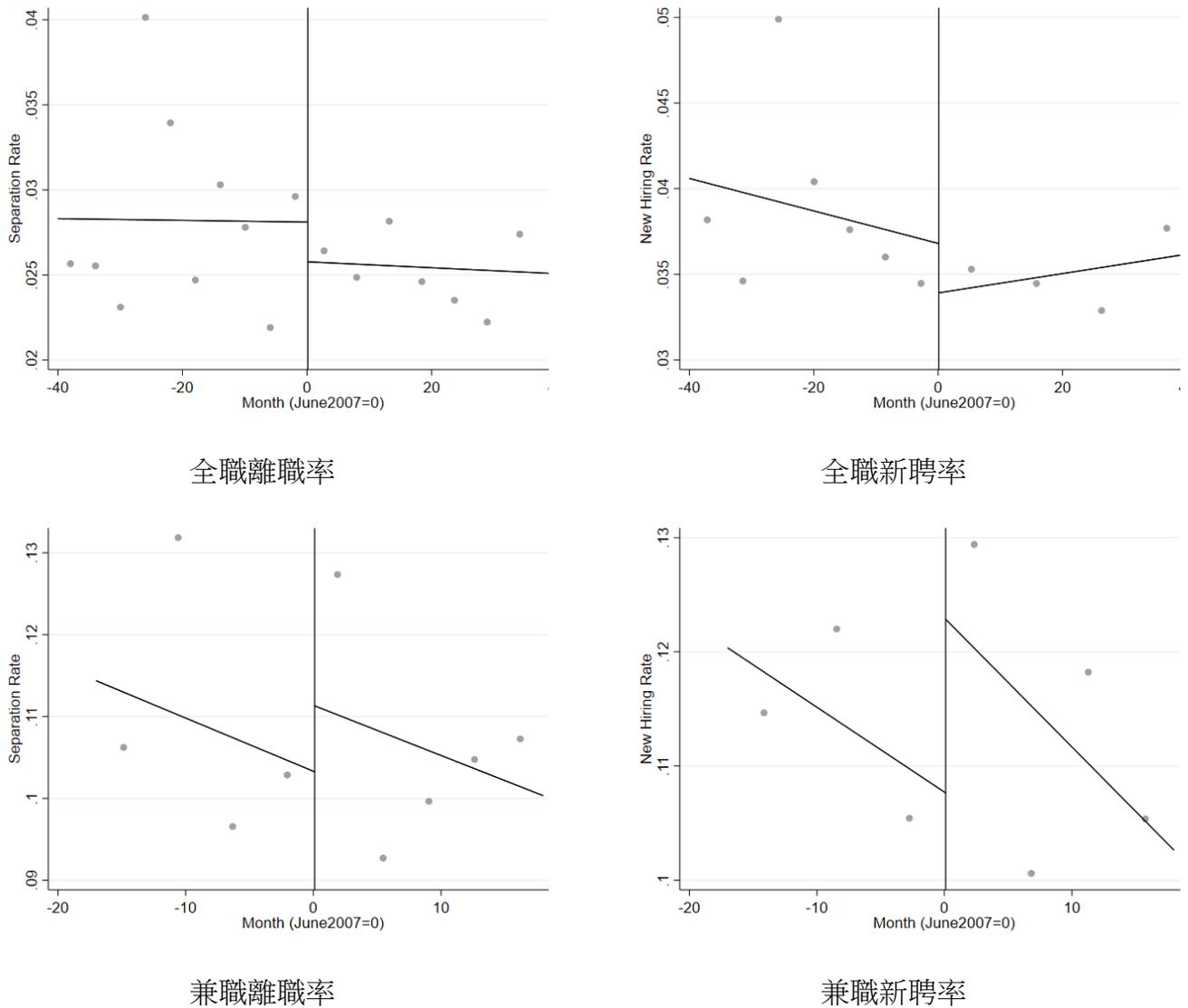


圖 37 離職與新聘率

表 36 的估計結果顯示，在控制年月效果後，較短區間內(CER)全職的新聘率增加 39%(調漲前為 0.033，估計增加 0.013)，而離職率沒有明顯變化；較長區間內(MER)全職的新聘率雖未有明顯變化，但離職率下降 3.3%，結果與全職人數微幅增加一致。兼職不論區間為何，估計效果一致，離職率提高 32%-35%，新聘率增加幅度達 36-42%。換句話說，在兼職上，基本工資調高後出現的結果不僅沒有降低兼職員工周轉率，反而帶起了更高的周轉率，且新聘率高於離職率的增加，從而使得僱用人數明顯增加。全職方面，長區間看來有降低員工離職的效果，短區間內同樣使新聘率大幅提高。

表 36 員工周轉率效果估計

	所有廠商		小規模廠商	
	(1)	(2)	(1)	(2)
MER 最適區間				
離職率(全職)	0.00097*** (0.00018)	-0.00061*** (0.00017)	0.00086*** (0.00019)	-0.00089*** (0.00017)
新聘率(全職)	0.0044** (0.0018)	-0.0018 (0.0039)	0.0025 (0.0017)	-0.0014 (0.0040)
離職率(兼職)	0.043*** (0.002)	0.045*** (0.002)	0.037*** (0.002)	0.033*** (0.002)
新聘率(兼職)	0.072*** (0.007)	0.067*** (0.007)	0.057*** (0.007)	0.043*** (0.007)
CER 最適區間				
離職率(全職)	0.00026 (0.00022)	5.87e-06 (0.00022)	0.00015 (0.00023)	8.74e-05 (0.00021)
新聘率(全職)	0.013*** (0.003)	0.009*** (0.002)	0.001 (0.002)	0.013*** (0.003)
離職率(兼職)	0.029*** (0.003)	0.030*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.037*** (0.003)
新聘率(兼職)	0.089*** (0.009)	0.089*** (0.009)	0.056*** (0.009)	0.051*** (0.008)

	所有廠商		小規模廠商	
	(1)	(2)	(1)	(2)
控制：				
年、月效果	No	Yes	No	Yes
基本工資調漲前平均				
離職率(全職)	0.027		0.027	
新聘率(全職)	0.033		0.033	
離職率(兼職)	0.107		0.105	
新聘率(兼職)	0.134		0.119	

註：所有估計均控制是否服務業與是否位於大臺北地區

*在 10%信賴水準顯著

**在 5%信賴水準顯著

***在 1%信賴水準顯著

(二) 個人分析

即便前述以廠商為單位進行分析發現僱用效果可能為正，但仍不足以得知是否產生高技術人力替代低技術人力狀況，同時，由於廠商資料無法估計特定族群之薪資變化，故接著以個人層次進行分析。

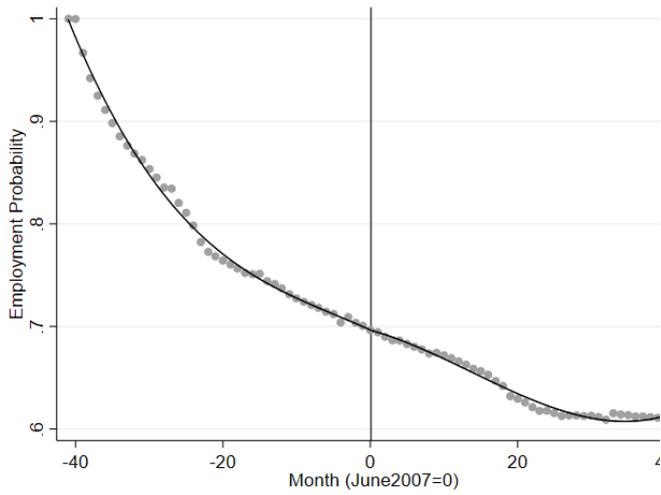
樣本區間同樣為 2004/01-2010/12，為避免教育與兵役的影響，限制所有樣本在樣本期間內女性為 22-60 歲，男性為 24-60 歲，且未避免樣本選擇問題，以 2004/01 資訊挑選「原低薪」、「原次低薪」樣本，並補足沒有投保資料的樣本數，架構出平衡面板資料(balanced panel)。除就業率、名目薪資與實質薪資外，為考量新增就業或失業所導致的所得影響，故將未就業者之薪資設為 0，新增變數「實質薪資(若無就業為 0)」。

在上述設定下，敘述統計如表 37。原低薪樣本的就業率較低、兼職率較高、薪資較低、在臺北工作的比例較低、小規模廠商的比例較高，均合乎預期。

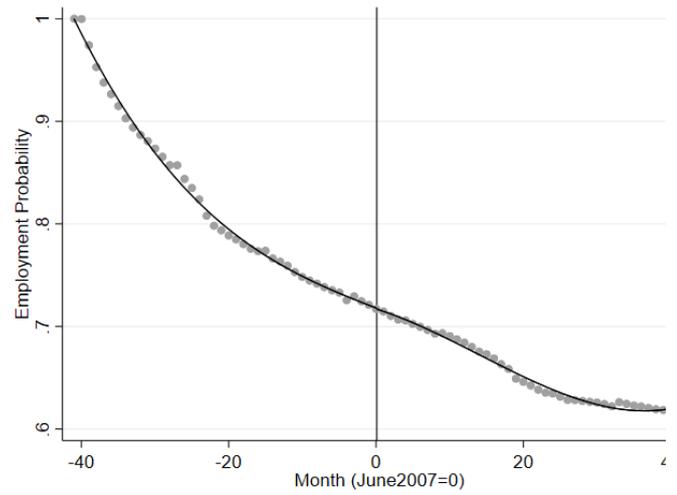
表 37 個人樣本敘述統計

	原低薪樣本				原次低薪樣本			
	男性		女性		男性		女性	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
觀察變數								
就業率	0.719	0.449	0.737	0.440	0.742	0.438	0.765	0.424
兼職率	0.0051	0.0716	0.0098	0.0986	0.0041	0.0640	0.0070	0.0836
名目薪資	22,062	8,250	20,336	6,663	23,652	7,923	22,074	6,326
實質薪資	24,358	8,830	22,467	7,102	26,118	8,470	24,389	6,739
實質薪資(若無就業=0)	17,521	13,262	16,551	11,622	19,370	13,562	18,649	11,907
個人資訊								
年齡介於 22-29	0.335	0.472	0.320	0.467	0.335	0.472	0.352	0.472
年齡介於 30-39	0.338	0.473	0.305	0.461	0.327	0.469	0.295	0.456
年齡介於 40-49	0.253	0.435	0.291	0.454	0.257	0.437	0.272	0.445
年齡介於 50-60	0.074	0.262	0.084	0.277	0.082	0.274	0.081	0.273
在臺北工作	0.332	0.471	0.356	0.479	0.391	0.488	0.405	0.491
服務業	0.528	0.499	0.572	0.495	0.521	0.500	0.479	0.5
廠商<30人	0.756	0.429	0.706	0.456	0.573	0.495	0.456	0.498
廠商 30-99人	0.143	0.350	0.155	0.362	0.176	0.381	0.207	0.405
廠商 100-499人	0.068	0.252	0.089	0.285	0.141	0.348	0.189	0.392
廠商 500-999人	0.012	0.108	0.016	0.124	0.044	0.205	0.057	0.231
廠商≥1000人	0.021	0.145	0.034	0.182	0.066	0.248	0.091	0.288
樣本數	34,444,368		43,335,012		4,822,608		7,277,424	

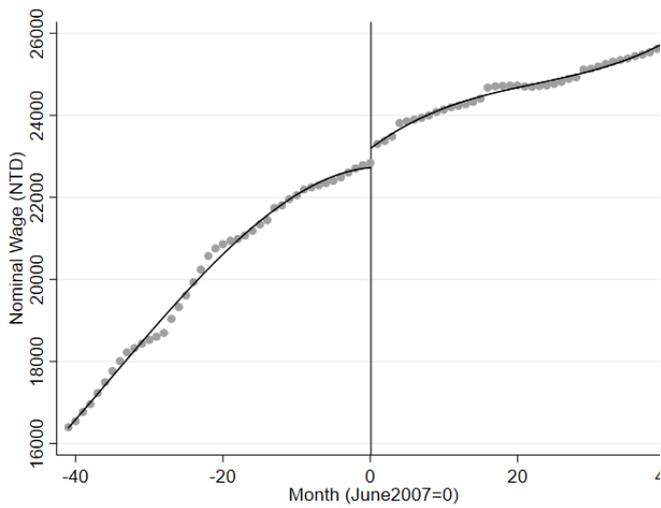
在原低薪樣本部分，由圖 38 可見，由於是以 2004/01 界定樣本，所以在樣本期初其就業率均為 1，隨後下降。薪資部分則因初期在 16,500 以下，持續就業者的薪資必不低於期初薪資(若下降則不在聘僱狀態)。不過，若加入未就業者的薪資(=0)，隨著就業率下滑，其整體平均薪資下滑。上述都為樣本設定之必然趨勢。須加以分析的為在該平滑的趨勢中，在基本工資調漲前後是否存在明顯的改變。而就圖 38 所示，不論男女就業率無法直接觀察出是否有所變動，名目薪資皆顯著增加，實質薪資與納入無業者之實質薪資在調漲後似有提升。



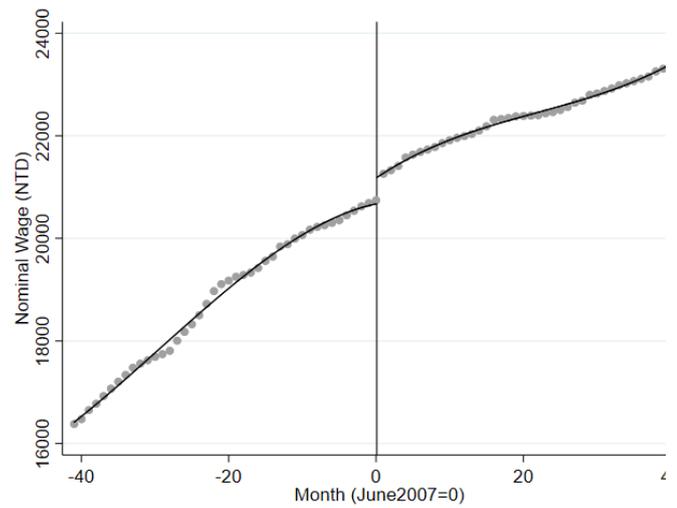
就業率(男性)



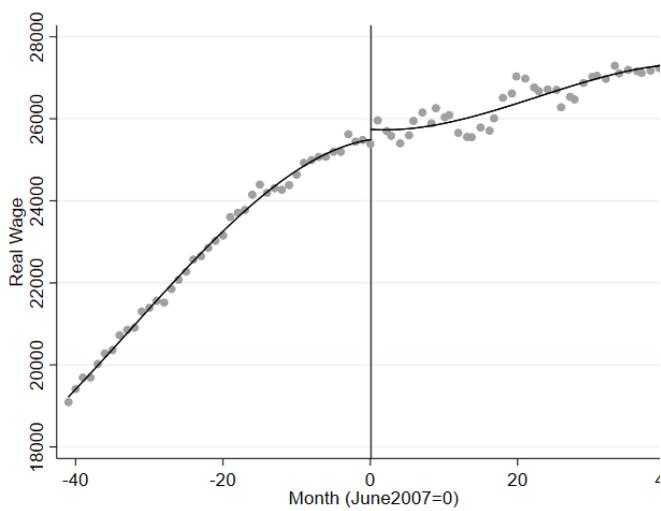
就業率(女性)



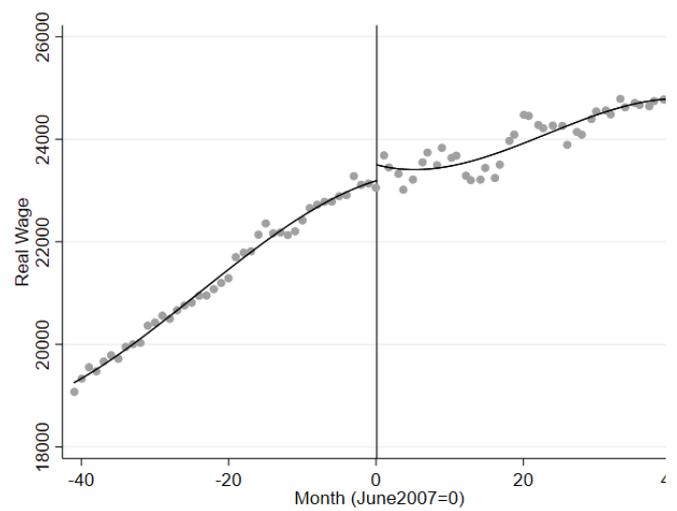
名目薪資(男性)



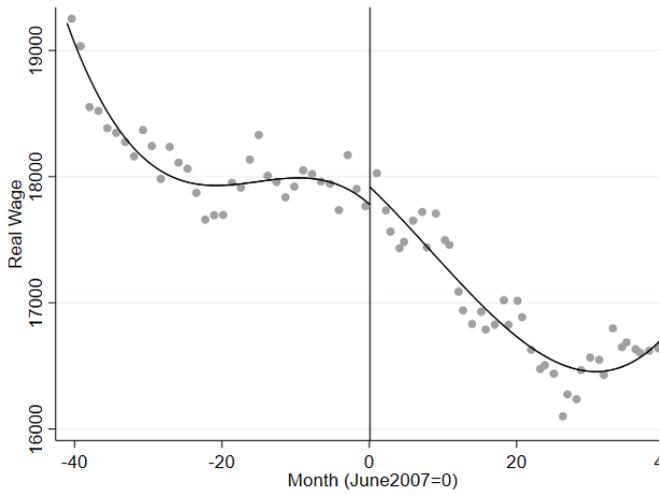
名目薪資(女性)



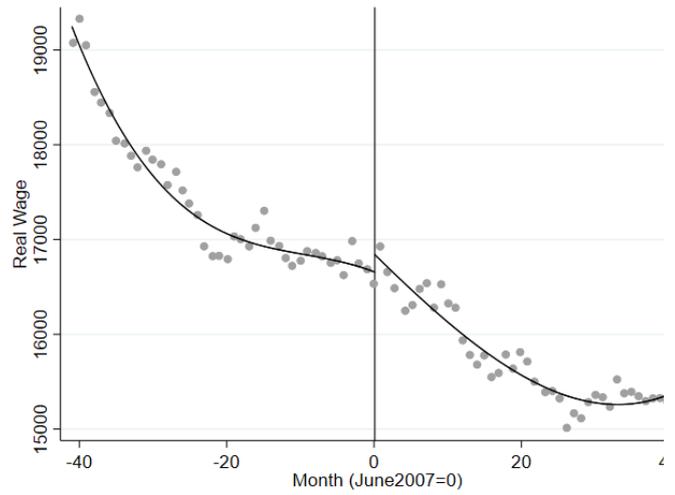
實質薪資(男性)



實質薪資(女性)



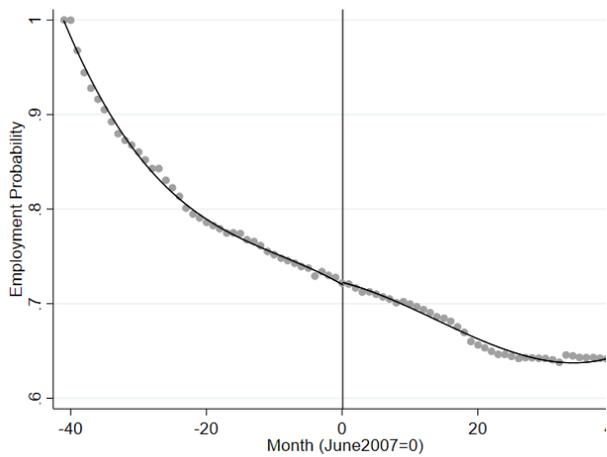
實質薪資(考量就業)(男性)



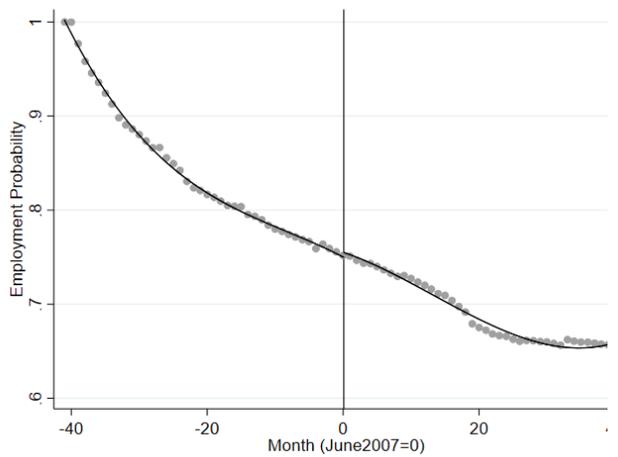
實質薪資(考量就業)(女性)

圖 38 原低薪者就業與薪資

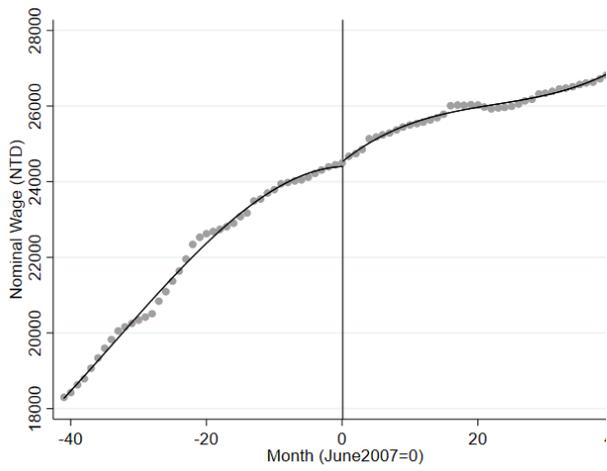
至於原次低薪樣本，由圖 39 可見，除實質薪資可能較低外，其餘變數包括就業率、名目薪資、補足未就業者之實質薪資都似無明顯變化。



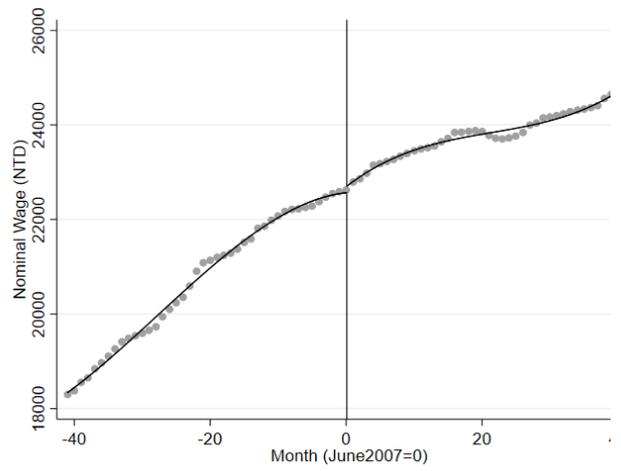
就業率(男性)



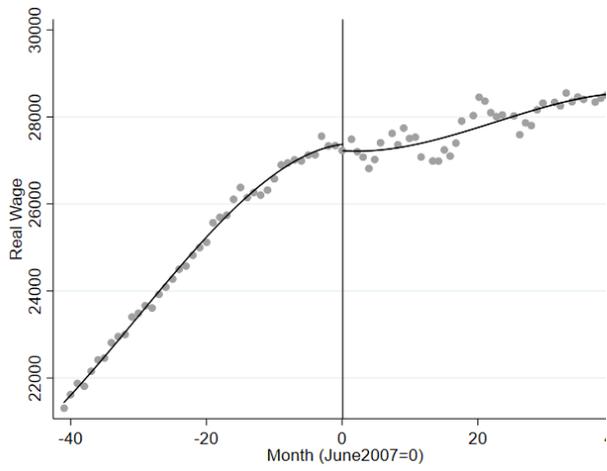
就業率(女性)



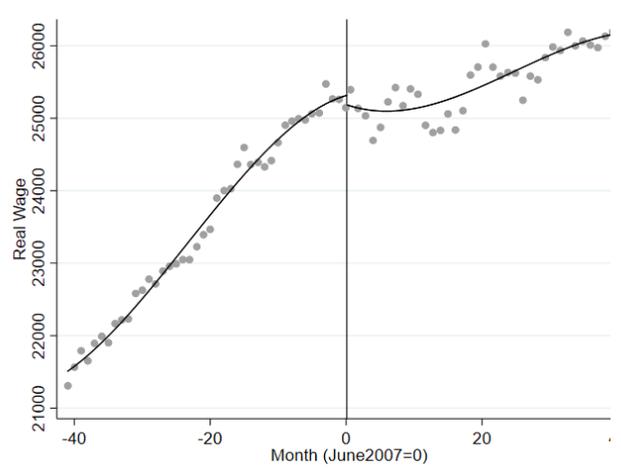
名目薪資(男性)



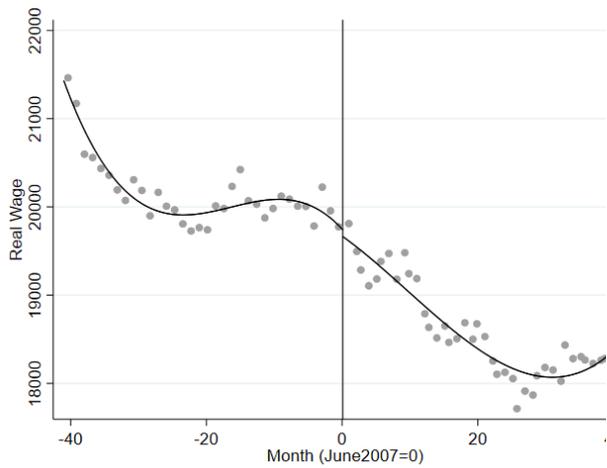
名目薪資(女性)



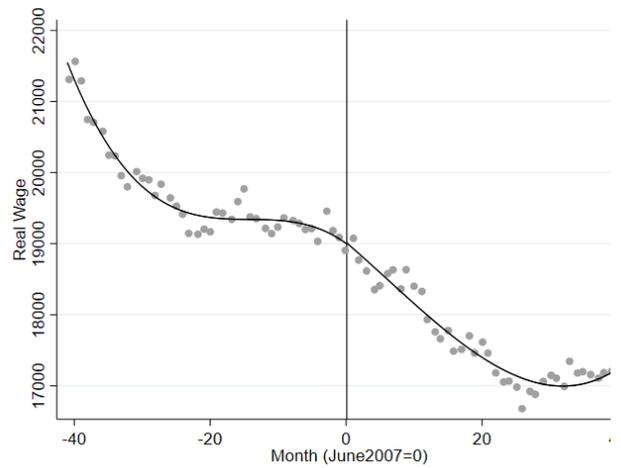
實質薪資(男性)



實質薪資(女性)



實質薪資(考量就業)(男性)



實質薪資(考量就業)(女性)

圖 39 原次低薪者就業與薪資

表 38 為原低薪、原次低薪樣本針對該四項變數之估計。簡言之，「原低薪者」的就業增加、名目薪資微幅增加、實質薪資漲幅較低甚至縮減，但因就業增加，使得考量就業效果後得實質薪資提升。「原次低薪者」其就業在估計區間較長的 MER 統計下有顯著增加，名目薪資與實質薪資均縮減，考量就業的薪資效果後，實質薪資均無明顯變化。

首先，針對「原低薪者」，不論男女，在控制年月效果前，其就業率為負向，但在控制年月效果後，其就業率皆轉為正向，代表除了時間趨勢對就業率影響外，特定的年月也可能影響就業率，若不加以控制，估計效果將混雜特定的時間效果。相對於調漲前的均數，男性提升幅度為 0.5%~2.3%，MER(區間為前後 10 個月)的估計較高；女性提升幅度相當，為 0.6%~2.3%，但 CER(區間為前後 5 個月)的估計較高。

名目薪資不論男女是否控制年月效果均顯著提升，控制年月效果後男性僅增加 0.6~0.7%，女性增加 0.7~1.5%，該增幅明顯低於基本月薪 9%的漲幅。男性實質薪資在 MER 估計下，反轉變為負向但不顯著，CER 估計反倒增加 2.1%，幅度甚至高於名目薪資漲幅；女性狀況類似，MER 估計的效果則僅 0.5%，但 CER 估計實質薪資漲幅則達 3.2%。考量 CPI 短期內大幅波動，MER 的估計應較為可信，亦即實質薪資漲幅縮減，甚至下降。

為考量就業與否帶來的薪資效果，將未就業者之薪資設為 0 之下，在控制年月效果後，不論男女最適區間為何，原低薪者之實質薪資皆顯著提升。以較可信的 MER 估計來看，相較於調漲前，男女均增長約 1.6%。與實質薪資對比，代表因為就業提升，使得原低薪者所得改善。

在「原次低薪者」部分，在控制年月效果後，相較於調漲前均數，男性在 MER 的估計下就業率增加約 2.2%，但 CER 估計極小且不顯著；女性效果類似，MER 估計 2.4%，但 CER 估計僅剩 1.0%。在控制年月效果後，名目薪資均呈負向，但僅女性部分顯著，相較調漲前，變動幅度為 0.3%~0.9%之間。由於名目薪資微幅下滑，不論男女，若以較

長區間的 MER 估計值來看，實質薪資均顯著下滑，男性為-1.4%，女性為-1.6%；在考慮就業帶來的薪資效果後，男女的實質薪資均無明顯變化。

表 38 個人樣本估計

	低薪樣本		次低薪樣本						
	男性		女性		男性		女性		
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	
MER 最適區間									
就業率	-0.0032*** (0.0011)	0.0160*** (0.0011)	-0.0045*** (0.0009)	0.0040*** (0.0009)	-0.0038 (0.0027)	0.0155*** (0.0027)	-0.0024 (0.0022)	0.0186*** (0.0022)	
名目薪資	433*** (23)	144*** (23)	488*** (17)	138*** (16)	109* (59)	-70 (59)	147*** (37)	-192*** (37)	
實質薪資	168*** (26)	-36 (26)	205*** (18)	120*** (18)	-219*** (65)	-386*** (65)	-266*** (41)	-398*** (41)	
實質薪資(若無就業=0)	281*** (32)	164*** (32)	271*** (26)	-308*** (25)	22 (88)	-78 (88)	14 (63)	(63)	
CER 最適區間									
就業率	-0.0023** (0.0010)	0.0034*** (0.0011)	-0.0026*** (0.0009)	0.0164*** (0.0009)	-0.0023 (0.0028)	0.0022 (0.0027)	-0.0009 (0.0021)	0.0078*** (0.0021)	
名目薪資	283*** (23)	164*** (23)	419*** (16)	316*** (16)	33 (58)	-114* (59)	51 (37)	-77** (37)	
實質薪資	508*** (26)	534*** (26)	756*** (18)	735*** (18)	-38 (65)	44 (65)	195*** (42)	262*** (42)	
實質薪資(若無就業=0)	276*** (32)	427*** (32)	28 (25)	347*** (25)	-100 (88)	218** (88)	-134** (62)	133** (62)	
控制：	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	
年、月效果									
基本工資調漲前平均									
就業率	0.696		0.717		0.722		0.752		
名目薪資	22,838		20,743		24,496		22,624		
實質薪資	25,385		23,055		27,227		25,146		
實質薪資(若無就業=0)	17,679		16,534		19652		18905		

*在 10%信賴水準顯著、**在 5%信賴水準顯著、***在 1%信賴水準顯著

由於「原低薪樣本」與「原次低薪樣本」到調漲前皆有部分直接受基本工資影響的「低薪者」與受外溢效果的「次低薪者」，故表 38 之估計係數無法直接視為直接效果與間接效果。透過假設各薪資階層失業率皆一致下，估計男性的「原低薪樣本」到調漲前有 36%的「低薪者」，以及 6%的「次低薪者」；女性則分別為 41%與 9%。相對的，男性「原次低薪樣本」為 11%與 24%；女性為 11%與 29%。

透過上述比例以第(7)式與第(8)式估算係數，並以第(9)式與第(10)式估算標準差，其真實的直接效果與外溢效果如表 39 所示。因無法估算兩真實效果間的共變異數，故在估算標準差時，將共變異數設為 0。不過，共變異數為兩真實效果的殘差乘積，由於低薪與次低薪者之間可能因某些因素，其就業與薪資呈相同方向變動，如經濟衰退導致兩者就業與薪資同時下滑，故其共變異數可能大於 0，在此狀況下，以共變異數為 0 計算之標準差僅會高估，真實的顯著程度可能高於估算結果。

在控制年月效果後，男性的直接就業效果皆為正向，並在估計區間較長的 MER 的就業效果較強；女性在 CER 估計下就業效果正向，但 MER 估計則為微幅的負向。不論男女其外溢效果也均為正向，但僅在 MER 估計下具顯著性。上述代表基本工資調升可能使得低薪女性在短期內就業提升，但長期其就業率反而微幅下滑；低薪男性就業提升；次低薪者，不論男女的就業均增加，長期而言增幅更高。在這樣的狀況下，若以次低薪者作為低薪者的控制組進行 DD 估計，則將低估對於低薪者的就業效果。

在名目薪資效果上，直接的名目薪資效果，即便考慮年月效果仍為正，代表其薪資漲幅高過原先因為時間因素所產生的調薪。在外溢效果部分，即便沒有控制年月效果，除了女性的 MER 估計微幅正向外，其餘皆為負向。由於 RDD 估計包含時間趨勢，所以該負向效果不見得代表次低薪者被降薪，比較可能反映其調薪受到壓抑。而在控制年月效果後，不論男女、不論估計區間，其負向效果均明顯擴大，代表因為某些特定年月的調薪也受到壓抑。

再考量 CPI 後，直接效果部分，低薪者之實質薪資仍為正向，代表其基本工資調

漲幅度仍然高過物價成長水準，使其實質薪資受到提升。不過，CER 估計效果比名目薪資調幅更大，可能反映區間過短，物價變動過大導致估計產生問題。外溢效果部分，MER 估計男女實質薪資均下滑，原因在於其名目薪資受到壓抑，在考量物價後更加縮減。CER 的估計結果反而較名目薪資為佳，但考量估計上的潛在問題，MER 結果應較可信。

最後，在考量就業變動所帶動的薪資效果下，MER 估計結果顯示，低薪者的實質薪資所得增加，次低薪者的實質薪資所得反而下滑，不過，由於基本工資調漲對於次低薪者產生較強的就業效果，所以使其實質薪資所得縮減並不顯著。

表 39 估算直接與外溢效果

	直接效果		外溢效果					
			男性		女性			
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)		
MER 最適區間								
就業率	-0.0068*** (0.0021)	0.0362*** (0.0021)	-0.0099*** (0.0015)	-0.005*** (0.0016)	-0.0125 (0.0112)	0.0474*** (0.0113)	-0.0043 (0.0076)	0.067*** (0.0075)
名目薪資	1233*** (48)	498*** (47)	1179*** (28)	531*** (28)	-112 (243)	-516** (242)	46 (130)	-882*** (130)
實質薪資	691*** (52)	204*** (53)	772*** (31)	655*** (31)	-1220*** (269)	-1684*** (268)	-1237*** (144)	-1650*** (144)
實質薪資(若無就業=0)	257*** (62)	839*** (62)	503*** (39)	712*** (39)	-1387*** (361)	-294 (360)	-473** (220)	-235 (220)
CER 最適區間								
就業率	-0.005** (0.0021)	0.0087*** (0.0021)	-0.0062*** (0.0015)	0.0373*** (0.0015)	-0.0074 (0.0112)	0.005 (0.0113)	-0.0006 (0.0074)	0.0124* (0.0074)
名目薪資	838*** (48)	595*** (48)	1077*** (28)	908*** (28)	-244 (240)	-741*** (240)	-249* (130)	-628*** (130)
實質薪資	1581*** (53)	1594*** (53)	1854*** (31)	1743*** (31)	-877*** (268)	-547** (268)	-52 (145)	224 (145)
實質薪資(若無就業=0)	925*** (62)	1125*** (62)	188*** (37)	816*** (37)	-835** (360)	387 (362)	-542** (215)	140 (215)
控制：	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年、月效果	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes

註：若低薪與次低薪者的就業與薪資變動正相關，則該標準差高估。

*在 10%信賴水準顯著、**在 5%信賴水準顯著、***在 1%信賴水準顯著

1. 穩定性測試

上述方式因為只使用 2004/01 的薪資資料選取樣本，可能存在當時的特殊性問題，導致結果產生偏誤。為驗證是否有類似狀況發生，本研究接著以再增加一季(2004/01~2004/04)的資料選取樣本，只要在這段時間內，最早的工作狀態為低薪或次低薪的全職工作者，即界定為「原低薪者」與「原次低薪者」。相較於之前的樣本，會增加在 2004/01 無就業者，但在 2004/02~2004/04 為低薪或次低薪全職勞工的樣本。

其估計結果如表 40 所示，其估計結果與之前估計(表 38)，無太大幅度的差異。不過，在以實際的低薪與次低薪佔比進行估算後，發現女性的長期就業效果仍為正向，與前述估計不同。考量調整樣本的樣本選擇較不受單一時間的特殊性影響，故該估計應較為可信。此外，CER 控制年月效果估計的女性實質薪資外溢效果，由原先的正向改為負向，更與之前推論一致。在係數大小上，不論男女，以 CER 估計的就業外溢效果皆擴大。

統整上述針對真實效果的描述，基本工資調整同時促進了低薪者與次低薪者就業率提升，但外溢的就業效果較大，故若以不受直接影響之次低薪者作為 DD 的控制組，將會使直接就業效果變為負向。在薪資方面，僅對低薪者有正向的名目薪資、實質薪資、考量就業的實質薪資所得效果，對於不直接接受基本工資影響的次低薪者而言，其名目薪資受到壓抑、實質薪資下滑，在考量正向的就業效果後，該薪資階層者的實質薪資所得負向但不顯著。由於低薪者實質薪資所得增加、次低薪者實質薪資所得無顯著變化，兩者間的所得差距縮減。

表 40 個人就業與薪資效果估計(調整樣本)

	低薪樣本				次低薪樣本			
	男性		女性		男性		女性	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
MER 最適區間								
就業率	-0.0033*** (0.0010)	0.016*** (0.0010)	-0.0032*** (0.0009)	0.014*** (0.0010)	-0.0048* (0.0026)	0.019*** (0.0026)	-0.0036* (0.0021)	0.017*** (0.0021)
名目薪資	433*** (21)	373*** (22)	466*** (16)	230*** (16)	135** (56)	-168*** (56)	159*** (36)	-183*** (36)
實質薪資	102*** (24)	55** (24)	157*** (17)	-31* (17)	-267*** (62)	-476*** (62)	-267*** (40)	-321*** (40)
實質薪資(若無就業=0)	-17 (30)	274*** (30)	24 (24)	319*** (24)	-294*** (84)	-5 (84)	-268*** (60)	70 (60)
CER 最適區間								
就業率	-0.0026*** (0.0010)	0.0065*** (0.0010)	-0.0025*** (0.0009)	0.0069*** (0.0009)	-0.0025 (0.0026)	0.010*** (0.0026)	-0.0016 (0.0021)	0.0095*** (0.0021)
名目薪資	325*** (22)	137*** (22)	383*** (16)	238*** (16)	10 (56)	-157*** (56)	57 (36)	-125*** (36)
實質薪資	260*** (24)	68*** (24)	582*** (17)	590*** (17)	-74 (62)	-12 (62)	199*** (40)	65 (40)
實質薪資(若無就業=0)	111*** (30)	395*** (30)	353*** (24)	566*** (24)	-104 (83)	173** (83)	-52 (60)	245*** (60)
控制：	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年、月效果								
基本工資調漲前平均								
就業率	0.675		0.703		0.704		0.738	
名目薪資	22,976		20,838		24,611		22,703	
實質薪資	25,537		23,161		27,355		25,234	
實質薪資(若無就業=0)	17,247		16,271		19,259		18,613	

*在 10%信賴水準顯著、**在 5%信賴水準顯著、***在 1%信賴水準顯著

表 41 估算直接與外溢效果(調整樣本)

	直接效果		外溢效果					
	男性		女性		男性		女性	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
MER 最適區間								
就業率	-0.0065*** (0.002)	0.0346*** (0.002)	-0.0056*** (0.0014)	0.0244*** (0.0014)	-0.0177 (0.0113)	0.0658*** (0.0113)	-0.0107 (0.0076)	0.0521*** (0.0075)
名目薪資	1282*** (46)	1357*** (46)	1155*** (26)	808*** (26)	-18 (242)	-1368*** (242)	111 (131)	-988*** (131)
實質薪資	569*** (51)	601*** (52)	679*** (29)	204*** (29)	-1428*** (269)	-2352*** (269)	-1241*** (145)	-1247*** (145)
實質薪資(若無就業=0)	208*** (57)	890*** (57)	311*** (34)	827*** (34)	-1376*** (362)	-443 (362)	-1097*** (218)	-81 (218)
CER 最適區間								
就業率	-0.0061*** (0.002)	0.012*** (0.002)	-0.0055*** (0.0014)	0.0105*** (0.0014)	-0.0079 (0.0112)	0.0378*** (0.0113)	-0.0036 (0.0075)	0.03*** (0.0075)
名目薪資	1045*** (45)	582*** (45)	1016*** (26)	778*** (26)	-451* (242)	-955*** (242)	-202 (131)	-768*** (131)
實質薪資	906*** (50)	232*** (50)	1445*** (29)	1588*** (29)	-749*** (269)	-161 (269)	138 (146)	-404*** (146)
實質薪資(若無就業=0)	453** (57)	1124*** (57)	1033*** (34)	1358*** (34)	-664* (361)	223 (361)	-606*** (217)	340 (217)
控制：	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年、月效果	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes

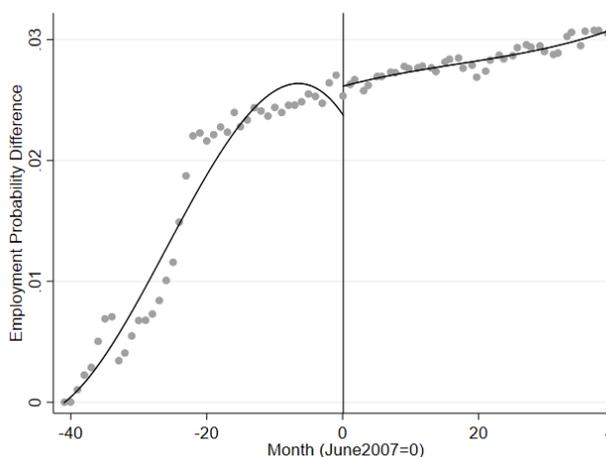
註：若低薪與次低薪者的就業與薪資變動正相關，則該標準差高估。

*在 10%信賴水準顯著、**在 5%信賴水準顯著、***在 1%信賴水準顯著

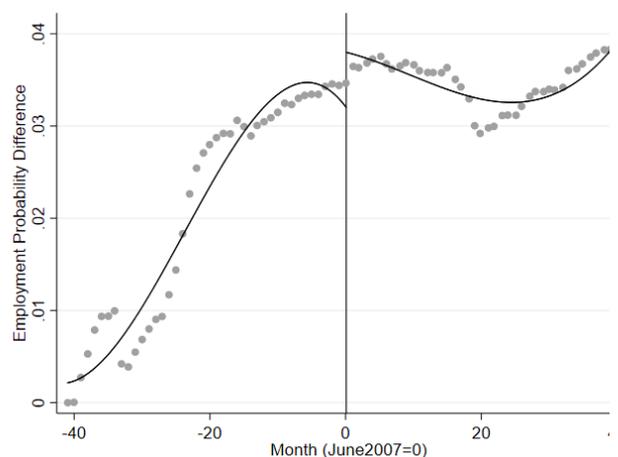
2. 就業與薪資差距

除了透過上述對於低薪與次低薪者推估的係數觀察兩薪資階層者的薪資差距，本研究再透過觀察「原低薪」與「原次低薪」的差距來分析低薪與次低薪者的就業與薪資差距。其估算方式為「原次低薪者」的均數與個別「原低薪者」的差距，由前者減去後者。若兩樣本共同受到某些觀察不到的因素，則以差分的方式進行估近，可降低該類因素對估計的影響。同時，透過差分的方式，也直接控制了兩樣本共同面對的年月效果。

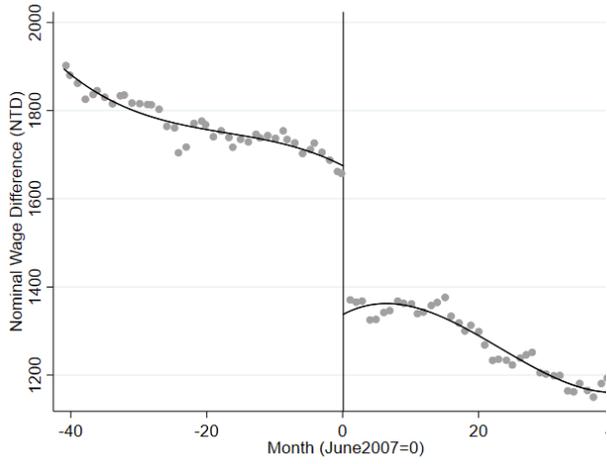
圖 40 呈現兩樣本間的各项差距變化。由圖可見兩樣本間的男性就業率差異在政策調整後變化不大，但原次低薪女性的就業率看起來在政策調整後低於原次低薪樣本。在工資上，不論男女其名目薪資與實質薪資的差距都有明顯的縮減。即便考量原次低薪樣本較高的就業效果，不論男女其實質薪資仍就有明顯的縮減，代表原低薪者的實質薪資所得提升幅度較大。



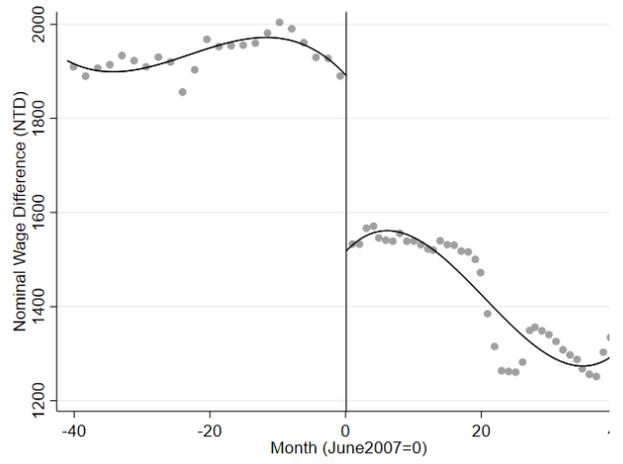
就業率差距(男性)



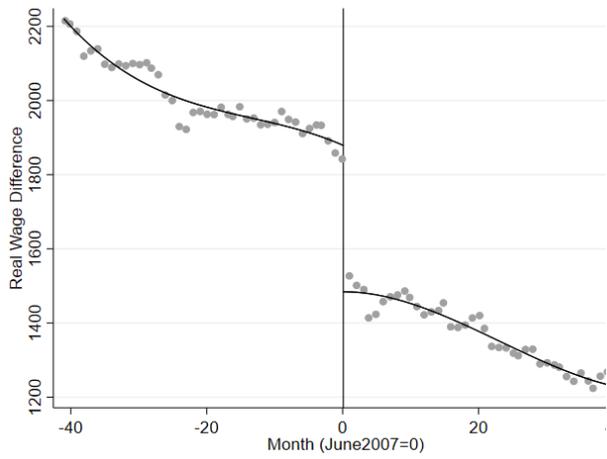
就業率差距(女性)



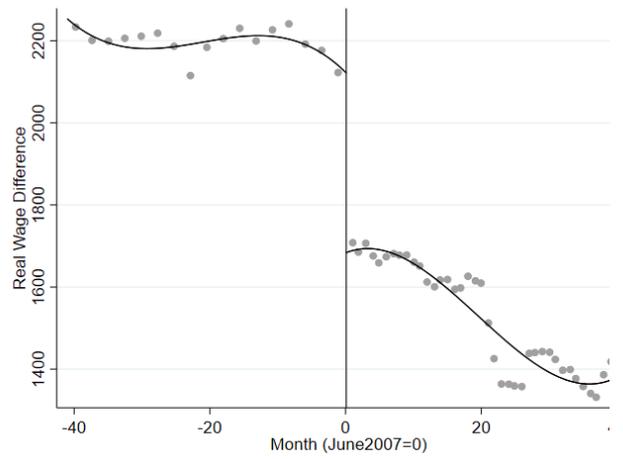
名目薪資差距(男性)



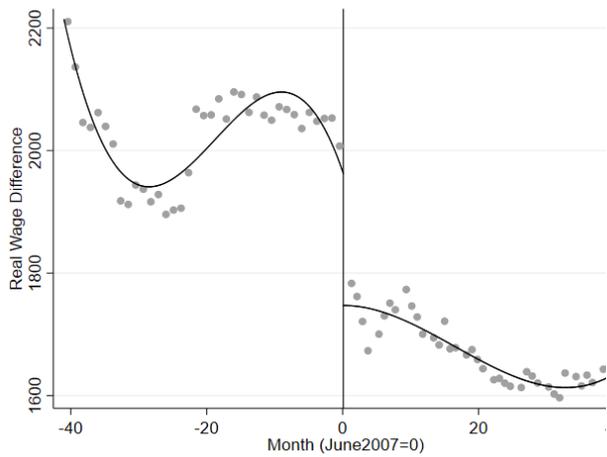
名目薪資差距(女性)



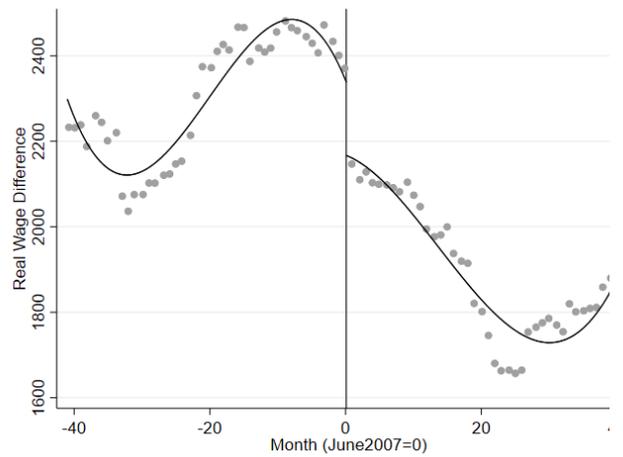
實質薪資差距(男性)



實質薪資差距(女性)



實質薪資差距(考量就業)(男性)



實質薪資差距(考量就業)(女性)

圖 40 「原次低薪者」與「原低薪者」差異

表 42 為原樣本與調整樣本的估計結果，發現不論 MER 或 CER，「原低薪」樣本女性的就業率均明顯較低(係數較大)，就業率差距相較於政策調整前，擴大 5.7%~10.8%(調漲前約為 0.035，變動 0.0020~0.0038)；男性估計結果不一，在調整樣本下，僅 MER 估計較有相對的負面效果，就業率差距擴大 8.7%。名目薪資方面，男性薪資縮減幅度為 17%~19%，MER 估計較大；女性為 18%~20%，一樣是 MER 估計較大。不論男女，實質薪資差距也在縮減，相較名目薪資的調整，實質薪資差距縮減幅度提升，男性縮減約 18%~21%；女性則為 19%~21%。在考量就業效果後，男性實質薪資所得差距縮減約 10%~14%，女性較低為 10%~11%。

簡言之，相對於「原次低薪者」，「原低薪者」女性的就業率下滑，使就業差距擴大；名目薪資、實質薪資、考量就業效果後的實質薪資所得都提升，使薪資差距縮減 2 位數以上。男性的就業差距效果不一，但在調整樣本的較長期(前後 10 個月)估計下，就業差距擴大將近 2 位數；薪資效果上，與女性一致，薪資的差距都明顯縮減 2 位數以上。

表 42 就業與薪資差距估計

	原樣本		調整樣本	
	男性	女性	男性	女性
MER 最適區間				
就業率	-0.00056 (0.0011)	0.0038*** (0.0009)	0.0025** (0.0010)	0.0036*** (0.0009)
名目薪資	-320*** (23)	-372*** (17)	-319*** (22)	-365*** (16)
實質薪資	-378*** (26)	-442*** (19)	-376*** (24)	-431*** (18)
實質薪資(若無就業=0)	-285*** (32)	-243*** (25)	-205*** (31)	-233*** (24)
CER 最適區間				
就業率	-0.0001 (0.0010)	0.0024*** (0.0009)	0.0006 (0.0010)	0.0020** (0.0009)

	原樣本		調整樣本	
	男性	女性	男性	女性
名目薪資	-287*** (23)	-351*** (16)	-283*** (22)	-339*** (16)
實質薪資	-323*** (26)	-413*** (18)	-319*** (24)	-400*** (17)
實質薪資(若無就業=0)	-202*** (32)	-249*** (25)	-239*** (30)	-244*** (23)
基本工資調漲前平均				
就業率	0.0253	0.0347	0.0287	0.0351
名目薪資	1,657	1,881	1,636	1,864
實質薪資	1,842	2,090	1,818	2,072
實質薪資(若無就業=0)	1,973	2,371	2,012	2,342

不過，由於上述樣本都參雜了在調漲前低薪與次低薪者(如第 11 式所示)，故上述結果無法直接推論為真實的就業與薪資縮減。考慮名目工資調整為機械式的調整，只要知道低薪者在各階層的比例，可以推估名目薪資應機械式調漲範圍，考慮時間效果可能抵銷名目薪資的調整，故推估出來的名目薪資效果應為高標。

由於低薪者包含兩薪資階層(15,840、16,500)，不知實際上兩者真實的比例，但假設「原低薪」樣本到政策調漲前兩薪資階層的相互比例較接近真實的相互比例，可計算出機械式的名目薪資直接效果為男性 885 元、女性 895 元²¹。同時，假設沒有任何薪資外溢效果為 0，可將第 11 式改為下式，但僅能用名目工資上。

$$\bar{y}_t - y_{it} = \Delta\tilde{\gamma} - \Delta(r_L^l - r_L^h)\beta_l D_{it} + \Delta\tilde{\theta}Time_t + \Delta\tilde{\eta}D_{it}Time_t + \Delta\epsilon_{it} \quad (12)$$

估計結果列於表 43。可以發現，不論男女、不論樣本，實際的名目薪資差距顯著地大於(係數較小)在假設外溢效果為 0 的預期名目薪資差距變化。代表原假設被顯著拒絕，即名目薪資的外溢效果存在且

²¹ 男性的 15,840 比例為 16%、16,500 比例為 84%；女性為 17%與 83%。

小於 0。這樣的結果與前述個別的估計相符，且因 CPI 在政策調整後飆漲，故預期實質薪資的外溢效果亦為負數。但因為低薪者的就業率並非機械式的變動，所以無法透過原來方式分析是否有就業的外溢效果，同時也無法驗證考量就業的實質薪資所得是否有外溢效果。

表 43 名目薪資差距估計

	原樣本		調整樣本	
	男性	女性	男性	女性
MER 最適區間				
名目薪資差距	-320*** (23)	-372*** (17)	-319*** (22)	-365*** (16)
與預期效果之差異	-101***	-107***	-114***	-110***
與預期效果之差異(t 值)	-4.37	-6.44	-5.22	-6.95
CER 最適區間				
名目薪資差距	-287*** (23)	-351*** (16)	-283*** (22)	-339*** (16)
與預期效果之差異	-69***	-85***	-78***	-84***
與預期效果之差異(t 值)	-2.98	-5.24	-3.61	-5.41
預期名目薪資差距變化 (假設無外溢效果)	-218	-266	-205	-255

八、研究發現、限制與討論

(一) 研究發現

過去文獻多透過給年齡、教育、產業來界定受基本工資影響者，因而無法區分出直接效果與外溢效果。同時，又以 DD 進行估計，導致估計效果可能產生偏誤。同時，也因為無法適當的區分外溢效果，所以無法確知是否讓薪資差距的縮減擴及其他不直接被基本工資調漲影響的薪資階層。

本研究以 2004 到 2010 年的月行政資料—我國的勞、就保月投保資料，以投保薪資界定出直接受影響之低薪者與受外溢效果影響的次低薪者，並結合事業單位檔，整合為廠商員工的合併資料(matched employer employee data)，藉以觀察

廠商的僱用、薪資支出、員工離職率、新聘率是否產生明顯變化。接著，在避免樣本選擇問題產生下，以最早的資料界定出「原低薪」、「原次低薪」樣本，藉以推估對真實低薪者產生之直接效果，與對真實次低薪者的外溢效果。最後，再以兩群樣本的差距，再次推估直接與外溢的薪資效果。

結果發現，廠商的數量並未因為基本工資變動而產生改變。在限定僱用不到 30 人的小廠商，並控制年月效果後，兼職僱用人數明顯上升，相較於調漲前的水準，上升幅度高達 11%~24%。整體全職僱用數量增加，但在短最適區間(CER 估計，約前後 5 個月)下不顯著；次低薪的僱用人數增加 2%左右；但低薪全職僱用人數在長最適區間下下滑 1.1%，但短最適區間下其僱用量反而增加 1%。由於長估計區間的全職總僱用量增加，所以除了在長期之下，廠商可能縮減低薪的僱用量外，亦有可能是因為該低薪就業者移轉到相對高薪的薪資階層中。這部分無法透過廠商分析證實，需再以個人進行分析。

除僱用量外，針對廠商的平均給薪來看，全職與兼職的平均名目薪資上揚，但實質薪資卻可能停滯或微幅縮減，而其背後原因為 CPI 在調漲後大幅提升。由於在廠商層次，無法用薪資界定出不同的薪資族群的薪資變動，所以全職與兼職的平均薪資其實同時包括了直接與外溢效果，故也需以個人分析作為補充。至於在總薪資上，名目的全職總薪資增加，但轉為實質薪資時也無顯著效果；然而，由於兼職僱用人數大幅增加，故即便其平均實質薪資沒有明顯變化，其實質總薪資仍舊大幅上升 14%~23%。

除了僱用量與薪資支出外，本研究同時發現，兼職員工的周轉率既沒下降反而大幅上升，相較於調漲前水平，離職率提高 32%~35%，但同時新聘率更上升 36%~42%，從而導致兼職總人數增加。全職新聘率短期上升 39%，但長期無明顯變化，離職率在較長期間內下降約 3%。

由個人分析全職者，推估出基本工資的直接與外溢就業效果均為正向，但外溢效果較高；各種薪資的直接效果都為正，但不僅沒有存在正向的薪資外溢效果，次低薪者的名目薪資反而受到壓抑，由於 CPI 的提升，實質薪資的縮減效果

更大。這些結果不論透過新的樣本或是透過估計薪資差距中均可得到確認。

同時，個人資料也進而解釋了廠商層次的發現，包括直接與外溢的就業效果皆為正，所以整體而言就業人數增加，但因低薪的就業率增加的少，且有可能轉移進次低薪，使得廠商低薪僱用量有可能在長估計區間下滑。就薪資部分，由於在轉換為實質薪資後，薪資的直接效果與外溢效果為反向，方才使得廠商的平均實質薪資無明顯變化。

此外，由於低薪與次低薪者就業量均增加，但次低薪者的實質薪資甚至名目薪資反而倒退，故使得兩者間的薪資差距更大幅度地縮減。

簡言之，本研究發現低薪者實質薪資增加，但就業不減反增，尤其兼職者就業大幅提升；次低薪者的薪資受到壓抑，其實質薪資因此下滑，但就業率明顯提升，可能反映雇主更傾向於僱用原先薪資較高者。廠商全職總實質薪資成本無明顯改變，顯示廠商透過壓抑次低薪者的方式來維持全職成本不變；但因兼職就業大幅提升，廠商的兼職總實質薪資成本仍明顯上揚，反映廠商因此付出更多成本在僱用兼職勞工。此外，僅全職員工之離職率在長期下滑，兼職員工周轉率反而大幅提升，與文獻指出之基本工資調漲透過員工周轉率下降而得到緩解不同。

(二) 限制與討論

本研究的限制包括幾點，因無時薪資料，故無法辨識兼職的直接受影響的低時薪者與受外溢效果影響的次低薪者。因此，無法得知兼職就業效果的大幅增加由誰貢獻；也無法知道，兼職薪資的直接與外溢效果。然而，考量就業外溢效果通常源於替代需求，即以高技術工來替代低技術工，整體就業應無明顯改變，但本研究發現兼職僱用量增加 2 成多，故該結果可能非為外溢效果，較有可能是直接受影響者的就業明顯提升。

另一項限制是，因在個人層次無法知道真正的低薪與次低薪者，故只能透過「原低薪」與「原次低薪」樣本進行估計與推估真實效果。雖然本研究針對不同薪資族群的佔比假設簡單，但這樣的方法一定遜於直接用真實低薪者與真實次

低薪者估計的結果。然而，考量只要有人沒有就業，就無法知道「真實」為何，故本研究認為，本研究綜合了廠商與個人分析，以及以較長期間來界定樣本，已經為目前實證研究上最貼近真實的分析。若有新的研究方法，能界定出真實受各種影響的族群，將可帶來更直接的估計。

最後的限制，也可能是最無法根絕的限制是，勞、就保資料存在薪資低估效果。根據粗估觀察到的低薪者與次低薪者，可能僅有 3 成屬於該薪資階層，其他的都高於該薪資階層。換句話說，低薪樣本裡面還有次低薪與更高薪者，次低薪樣本裡面還有更高薪者。在更高薪者不受基本工資影響的假設下，代表次低薪的結果應屬低估，也就是其正向就業效果應該更強、薪資效果應該縮減更大；將這樣的結果再導入可觀察到的低薪估計中，代表其正向的就業效果有可能來自於次低薪者的貢獻，不過並不知事實上為次低薪者但低報為低薪者的占比。

然而，考量雇主之所以低報員工薪資，在於降低其勞保費率支出，故員工真實的薪資越高，雇主越有誘因進行低報。換言之，被低報者的真實薪資為次低薪的可能較低。若被低報者真實薪資均高於次低薪，則估計出來的低薪就業效果也是低估；即便部分被低報者的真實薪資為次低薪者，只要比例不夠高，仍舊可能導致低估直接的就業效果²²。考量上述雇主誘因，本研究認為低估直接就業效果的可能較大。

另外，就薪資來看，因為兩者呈現不同方向，所以代表低估了低薪者的正向薪資效果，同時也低估了兩者之間的薪資差距縮減幅度。換句話說，即便考慮了薪資低報的問題，唯一產生的問題是，本研究可能誤判低薪的就業率變動方向，即便可能性不大。至於其他部分，反而是低估了次低薪者的正向就業、負向薪資效果，以及低薪者的正向薪資效果。

²² 舉例估計男性就業外溢效果為 6.6%，若真實狀況為 3 成為次低薪者，其他都為更高薪者，那其雇用效果為 22%；而這時若估計出來的低薪就業效果為 3.5%，但其中 3 成的人為真實的低薪者，僅 1 成的人為低報薪資的次低薪者，那真實的直接就業效果應為 4.3%，還比原估計來的大。

最後，針對兼職僱用人數的大幅度擴張，與新古典模型的預測並不符合。若為新古典所預設之完全競爭市場，員工薪資應等同於勞動生產力，基本工資調漲使得低薪者的薪資超過其生產力，雇主將予以解雇。即便因為某些市場摩擦，在完全競爭市場的前提下，也只可能發現就業沒有明顯變化，不可能發現就業大幅增長的效果。然而，本研究不僅沒有發現明顯的負向就業效果，反而發現兼職就業明顯攀升 2 成多。

如前所述，即便存在某些高薪兼職替代低薪兼職者，其幅度也不應如此之大。另一種可能是，因全職薪資提升，所以廠商改以兼職替代。但由於基本時薪的調整幅度遠高於月薪，相較於之前用兼職替代全職勞力，在基本工資調漲的替代成本明顯變高，故廠商應沒有更多的誘因以兼職替代全職。

相較於新古典模型的完全競爭勞動市場假設，獨買模型較能予以解釋。由於勞動市場上雇主具有某些獨買力，其並非面對外生給定、無法調整的單一勞動價格，相反的，雇主可能因為擁有比勞工更多的資訊、更低的尋找成本，可給予較低的薪資來極大化利潤，附帶效果是僱用較低。若此為真，則在基本工資上調的當下，其薪資與就業乃沿著正斜率的勞動供給曲線變動，而非沿著負斜率的勞動需求曲線變動，使得僱用量反而提高。

同時，原先的工作者也會留任，因為事實上這些在低薪資環境就已經就業的人，其低薪反映的並非低生產力，而是其供應勞力的低成本。調漲薪資對他們唯一效果是，將他們生產力與低勞動成本的差額從資方哪邊還給他們一些。簡言之，他們並非 Milton Friedman 所稱一旦薪資調漲，雇主不會再「慈善地」僱用的低技術工；相反的，因為其可接受相當低的薪資，雇主一直在賺取該低薪與生產力之間的差距，即便薪資提升，該差額仍舊存在，故仍維持僱用。

不過，即便本研究的估計結果與獨買模型預期相合，也不意味就可反推其為獨買市場，未來研究若能更进一步地問是什麼機制導致這些現象產生，將對於臺灣的勞動市場研究有相當之幫助。

第四節 新住民的就業與健康

一、外籍勞工的引進對本國勞動市場的影響

(一) 資料與樣本

由於新住民的勞動市場結果與其健康相關之議題的分析受到本研究進行跨部會行政資料串連之期程的影響(勞保資料預計與健保資料庫進行串連)，故本研究在現階段並未能研究新住民與低技術性本籍勞工在勞動市場中的替代關係、第一代新住民與本籍勞工勞動市場結果兩者差異(economic assimilation)的情形，以及新住民代間流動的關係(亦即第一代新住民的所得如何影響其下一代的人力資本水準(以第一代新住民的生育率與下一代的健康狀態衡量))。然而，考量第一代新住民剛開始移居至接收國時其生產力(薪資或職業)通常較其他具有相同教育程度和工作經驗水準的本籍勞工為低(相關文獻一般將此現象稱之為「降階的現象(downgrading)」)，本研究在相關資料缺乏的情形下首先分析外籍勞工政策對本國勞動市場的影響。第一代新移民因文化背景因素致使其最初移居本國時僅能從事低技術性工作，將透過此計畫初步勾勒該工作限制對本籍勞工薪資水準與就業狀態的影響。

本研究主要使用勞動部勞工保險局 2000-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連資料，研究外籍勞工政策對本籍勞工的勞動市場結果與職災死亡、傷病結果的影響。由於勞保單位被保險人檔詳細記載個別勞工的基本背景(包括身分證字號、出生日期與外籍註記等)以及投保情形(包括保險證號與投保薪資等)，故本研究將主要使用該筆資料衡量本籍勞工的勞動市場結果。表 44 即顯示本所所含歷年勞保單位被保險人檔之月份資料的概況。另外，本研究亦利用勞保單位被保險人檔內勞工所屬的保險證號(工廠證號)串連被保險人檔與事業單位檔，以藉此取得勞工所從事之行業別(大類與細類行業)與其工廠所在縣市等資訊。最後，歷年工廠別的本籍與外籍勞工之

職災死亡、傷病人數則取自於勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔。

表 44 勞保單位被保險人檔之資料一覽表

勞保調查 年度	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
舊勞保												
2000									V			V
2001			V			V			V			V
2002					V	V			V			V
2003	V	V			V				V			V
2004			V			V						V
2005						V						V
2006						V						V
2007			V						V			V
2008						V						V
2009			V			V			V			V
2010			V			V			V			V
2011			V			V			V			V
2012			V			V			V			V
2013			V			V			V			V
2014			V			V			V			V
2015			V			V			V			V
新勞保												
2016							V	V	V	V	V	V
2017	V	V	V									

註：本研究所使用勞保單位被保險人檔之資料月份以粗體表示。

本研究即使用上述串連資料，評估產業外勞引進的衝擊對本國勞動市場的影響。我國於 1990 年 12 月 8 日為因應十四項重要建設工程之人力的需求(行政院臺七十九勞字第三六七三八號函)始同意十四項重要建設工程之後續工程、一次集中興建 500 戶以上或由政府單位直接興建之國民住宅工程以及經行政院專案核定之其他重要公共建設工程可以專案核准的方式引進海外補充的勞工。其後，我國亦緊接著於 1991 年 9 月 13 日公告「因應當前人力短缺暫行措施(行政院臺八十勞字第二九八四七號函)」，核准下列 6 行業 15 種職業之工作在國內無法找到適當勞力時得專案申請聘僱海外補充勞工：(1)紡織業(染布工、整燙工)；(2)金屬基本工業(鑄造工、金屬熔煉工、衝剪機械操作工)；(3)金屬製品製造業(金屬熔煉工、鑄造工、電鍍工、衝剪機械操作工、油漆塗裝工、金屬表面研屬熔煉屬熔煉工、鑄造工、電鍍工、衝剪機械操作工、油漆塗裝工、金屬表面研磨工)；(4)機械設備製造修配業(鑄造工、電鍍工、油漆塗裝工、衝剪機械操作工、金屬表面研磨工)；(5)電力及電子機械器材製造修配業(油漆塗裝工、衝剪機械操作工、金屬表面研磨工)；(6)營造業(重機械操作與維護工、焊接工、泥水工、模板工、鋼筋工、鷹架工、體力工)。我國有關外國人的聘僱與管理自 1992 年 5 月 8 日「就業服務法」的頒佈起始有一正式的法規之依據。其中，根據「就業服務法」第 46 條第 1 項第 10 款規定，雇主得聘僱外國人於國內從事與國家重要建設工程相關或因應經濟社會發展需要且經中央主管機關指定之工作。考量「就業服務法」所核准開放外籍勞工引進的業別，本研究主要係將樣本限制在製造業與營造業內具有 10 人以上規模的工廠。另外，儘管勞保單位被保險人檔內含所有勞工豐富的投保資訊，該筆資料卻因缺乏勞工的教育程度、工作年資與健康狀況以及其所從事之職業等重要變項而無法有效地判別個別勞工人力資本的水準。有鑑於此，本研究在相關資料到位之前主要係以各個工廠而非個別勞工做為分析的單位。在上述樣本篩選的原則下，本研究最終用以進行分析的製造業與營造業的工廠數共計有 33,637 家；工廠與勞保調查年別的樣本數則為 130,245 個(表 45)。

表 45 敘述統計量

本籍勞工	平均數	標準差	樣本數
應變數			
月投保薪資的第 1 個四分位數(Q1) (元)	23,402.28	7,016.26	130,205
月投保薪資的第 2 個四分位數(Q2) (元)	27,346.60	8,527.31	130,205
月投保薪資的第 3 個四分位數(Q3) (元)	33,273.28	8,732.68	130,205
適用基本工資之勞工的流動比率(%)	20.14	820.00	130,245
職災死亡比率(每萬個本籍勞工)	3.47	44.00	130,205
職災傷病比率(每萬個本籍勞工)	3.24	38.95	130,205
職災死亡比率(每百個職災死亡人數)	2.59	15.86	130,245
職災傷病比率(每百個職災傷病人數)	3.18	17.53	130,245
解釋變數			
外籍勞工占比(%)	0.08	0.59	130,245
男性勞工占比(%)	54.96	20.19	130,245
15-19 歲勞工占比(%)	1.54	3.66	130,245
20-29 歲勞工占比(%)	22.62	14.62	130,245
30-39 歲勞工占比(%)	31.03	12.49	130,245
40-49 歲勞工占比(%)	27.21	11.34	130,245
50-59 歲勞工占比(%)	16.86	12.50	130,245
60-65 歲勞工占比(%)	3.43	4.92	130,245
工廠規模	316.81	986.30	130,245

註：樣本包含製造業與營造業內具有 10 人以上規模的工廠。適用基本工資之本籍勞工的流動比率為每年 12 月適用基本工資之本籍勞工人數相較於同年 6 月的變動比率。其中，由於 2000 年、2003 年、2007 年、2016 年的勞保單位被保險人檔缺乏 6 月的資料，故本研究分別以各年度 9 月、5 月、9 月、7 月的本籍勞工人數做為該流動比率的計算基礎。外籍勞工占比為外籍勞工占所有勞工人數(本籍與外籍勞工人數)之比值。

資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 6 月、12 月勞保單位被保險人檔(若缺乏 6 月資料，則以最接近之月份為主)與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連資料。

在進行工廠層級有關勞動力的運用與勞動安全結果等變數的建構之前，本研究首先將身分證字號為 10 碼且第 1 碼為英文字、第 2 碼為 1 或 2 的勞工定義為本籍勞工；以勞保單位被保險人檔內「外籍註記」記載為外國籍且其投保薪資不適用勞工保險投保薪資分級表中最高等級的投保薪資級距之勞工定義為外籍

勞工。²³

由於相關文獻大多著重於外籍勞工的引進對低技術性本籍勞工之薪資與就業的影響，是故本研究將使用各個工廠內本籍勞工的月投保薪資第 1 個四分位數、第 2 個四分位數與第 3 個四分位數分別衡量本籍勞工之薪資分配中低、中、高的薪資水準；適用基本工資之本籍勞工的流動比率衡量低技術性本籍勞工之就業變動的情形。其中，適用基本工資之本籍勞工的流動比率係為每年 12 月適用基本工資之本籍勞工人數相較於同年 6 月的變動比率。²⁴其次，有鑑於我國所核准開放外籍勞工引進的行業與職業別主要皆集中於那些低技術性且深具職災風險的工作，本研究亦考量外籍勞工政策對本籍勞工的勞動安全結果的影響。²⁵本研究主要係以本籍勞工之職災死亡和傷病人數分別占本籍勞工總人數與職災死亡和傷病總人數之比值衡量本籍勞工所面臨之職災的風險。

表 45 顯示相關變數的敘述統計量。表中說明製造業與營造業所聘僱本籍勞工最低 25% 的投保薪資水準平均約為 23,400 元；投保薪資的中位數水準為 27,300

²³ 外國人從事專門性或技術性工作之給薪標準主要係依據「外國人從事就業服務法第四十六條第一項第一款至第六款工作資格及審查標準」第 8 條的規定。例如：依據 2014 年 7 月 3 日勞動部的公告(勞動發管字第 10318099193 號)，外國人受聘僱從事「外國人從事就業服務法第四十六條第一項第一款至第六款工作資格及審查標準」第 4 條之工作，其月平均薪資不得低於 47,971 元。

²⁴ 由於 2000 年、2003 年、2007 年、2016 年的勞保單位被保險人檔缺乏 6 月的資料，故本研究分別以各年度 9 月、5 月、9 月、7 月的本籍勞工人數做為該流動比率的計算基礎。

²⁵ 我國於 2006 年 12 月 8 日起即以定額開放的方式受理符合「特定製程」或「特殊時程」的行業(俗稱 3K3 班的產業)申請引進外籍勞工。其中，根據「外國人從事就業服務法第四十六條第一項第八款至第十一款工作資格及審查標準(2007 年 10 月 1 日修正)」第 13 條第 1 項規定，「外國人受聘僱從事第四條第一款之製造工作，其雇主申請初次招募時，應具下列條件之一：一、屬異常溫度作業、粉塵作業、有毒氣體作業、有機溶劑作業、化學處理、非自動化作業及其他特定製程之行業，並經中央目的事業主管機關或自由貿易港區管理機關認定符合附表二規定者。二、屬午後十時至翌晨六時之時段內，生產運作工作時數至少達一小時以上之特殊時程之行業，並經中央目的事業主管機關或自由貿易港區管理機關認定符合附表三規定者。」

元；最高 25%的投保薪資水準則平均約為 33,300 元。另外，有關本籍勞工所面臨的職災風險方面，本籍勞工發生職災死亡與傷病的機率分別為萬分之 3.47 與 3.24。換言之，工廠內每百個職災死亡與傷病的案例中即分別有 2.59 人與 3.18 人為本籍勞工。

(二) 研究方法

本研究主要使用工廠別的固定效果模型，評估外籍勞工政策的效果，同時並藉此排除個別工廠未被觀察且不隨時間變動之因素對其勞動力運用之情形與勞動安全狀況的影響。本研究用以進行實證分析之迴歸模型設定如下：

$$Y_{it} = \alpha + \delta FLR_{it} + \pi X_{it} + \lambda T_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中， Y_{it} 表示工廠 i 於 t 年的勞動力運用之情形(包括月投保薪資第 1 個四分位數(取對數)、第 2 個四分位數(取對數)與第 3 個四分位數(取對數)與適用基本工資之本籍勞工的流動比率)以及職災死亡、傷病發生的比率(分別以每萬個本籍勞工、每百個職災死亡或傷病人數衡量)； FLR_{it} 表示外籍勞工聘僱的比率； X_{it} 為一工廠特性的向量，包括男性勞工占比、15-19 歲勞工占比、20-29 歲勞工占比、30-39 歲勞工占比、40-49 歲勞工占比、50-59 歲勞工占比、60-65 歲勞工占比與工廠規模(取對數)； T_t 為一勞保調查年度的向量；誤差項則包含工廠 i 未被觀察且不隨時間變動的固定效果(μ_i)以及具有獨立且有相同分佈 (independent and identically distributed, 簡稱 i.i.d)特質的隨機項(ε_{it})。

給定外籍勞工比率並不與其他未被觀察且隨時間變動的因素之間存在任何相關性的情形下，式(7)中的 δ 將可有助於判定真正政策的效果。最後，所有迴歸模型皆允許存在變異數異質(robust)的情形。

(三) 初步分析結果

在正式進入實證研究之前，本研究首先使用 2000-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連檔案中勞工層

級的資料，分別由年別、縣市別與細類行業別等三個面向分析製造業與營造業勞動力運用之情形與勞動安全概況，以藉此初步地勾勒出本籍與外籍勞工的勞動市場結果兩者之間的差異。

表 46 顯示製造業與營造業勞動力運用之情形與勞動安全狀況的趨勢。表中說明我國從事製造業與營造業之本籍勞工的規模主要由 2000 年的 350 萬人增加至 2016 年的 360 萬人；在此調查期間，外籍勞工的規模則成長約五成而達到 33 萬人的水準。另外，製造業與營造業外籍勞工的人數在 2009 年亦被觀察到有一劇烈的降幅：外籍勞工人數由 2008 年約 21 萬人的規模大幅地降低至 2009 年約 4 萬人的水準(圖 41 左上方)。若從本籍、外籍勞工所在縣市的分佈來看，則桃園市內製造業與營造業的工廠聘僱最多的外籍勞工從事相關的工作；新北市內則擁有全國最多從事製造業與營造業的勞工(圖 41 右上方)。最後，電子及半導體生產用機械設備製造業與其他土木工程業則被發現其分別為製造業與營造業中聘僱最多外籍勞工的細類行業(圖 41 左下方、右下方)。

表 46 本國勞動力運用之情形與勞動安全狀況

	勞動力運用情形			勞動安全狀況					
	本籍勞工 人數(人)	外籍勞工 人數(人)	外籍勞工 占比 (%)	職災死亡 總人數(人)	本籍勞工 職災死亡 人數(人)	外籍勞工 職災死亡 人數(人)	職災傷 病總人數 (人)	本籍勞工 職災傷病 人數(人)	外籍 勞工 職災 傷病 人數 (人)
2000	3,536,420	221,065	0.06	489	443	46	23	23	0
2001	3,378,525	193,029	0.06	419	387	32	92	92	0
2002	3,411,374	185,796	0.08	400	377	23	381	371	10
2003	3,458,047	186,728	0.08	324	297	27	805	780	25
2004	3,533,080	196,617	0.08	313	302	11	852	831	21
2005	3,522,175	198,601	0.07	350	334	16	800	781	19
2006	3,564,816	202,560	0.06	319	311	8	962	940	22
2007	3,601,426	209,566	0.07	281	267	14	1,015	992	23
2008	3,548,031	207,679	0.07	262	247	15	952	929	23
2009	3,528,607	42,878	0.02	271	261	10	839	811	28

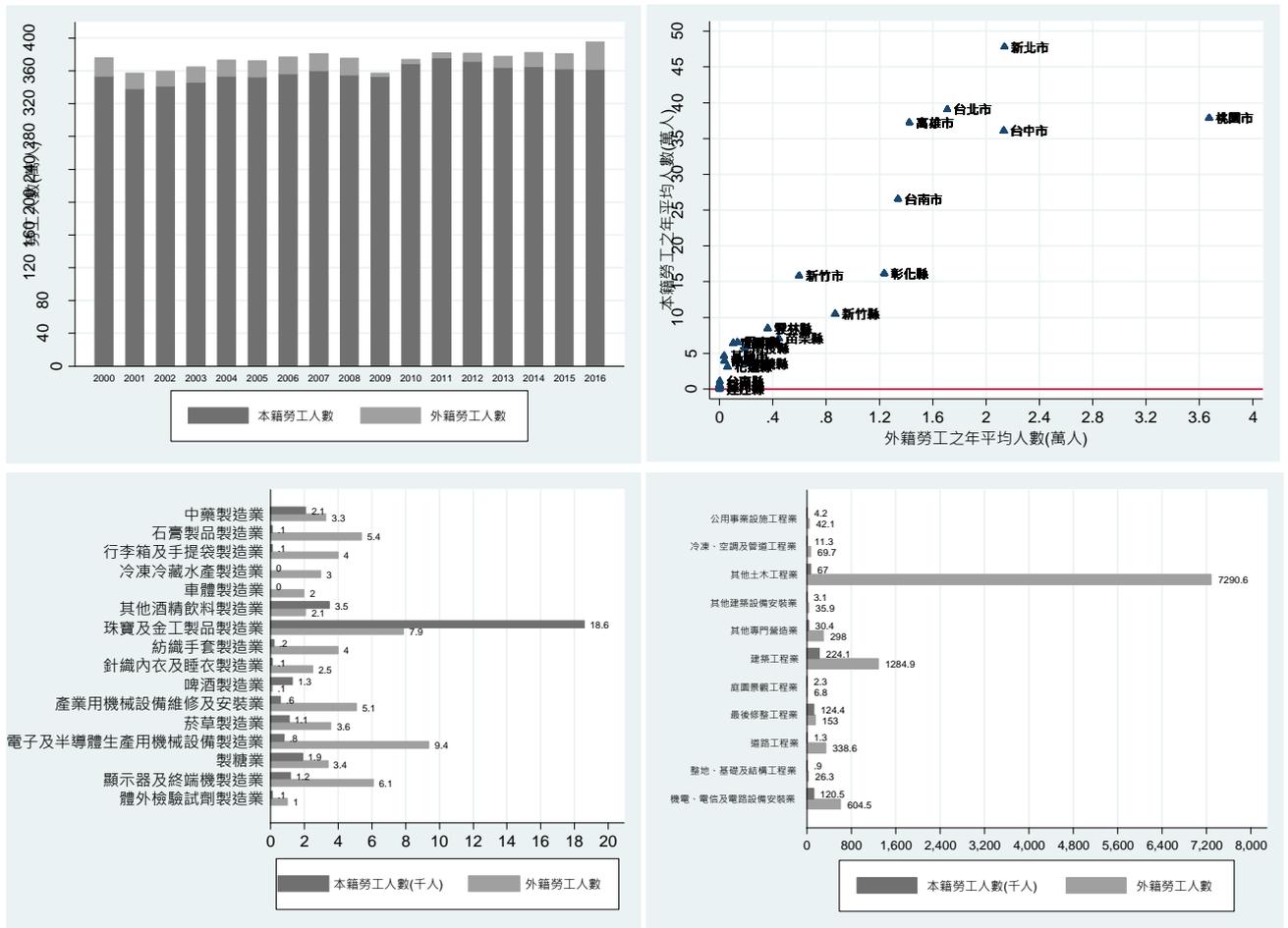
勞動力運用情形	勞動安全狀況								
	外籍勞工			本籍勞工			外籍勞工		
勞保調 查年度	本籍勞工 人數(人)	外籍勞工 工人數 (人)	占比 (%)	職災死 亡總人 數(人)	職災死 亡人 數(人)	職災死 亡人 數(人)	職災傷 病總人 數(人)	職災傷 病人 數(人)	職災傷 病人 數(人)
2010	3,690,805	50,339	0.03	309	297	12	841	817	24
2011	3,751,919	65,835	0.03	340	318	22	412	401	11
2012	3,712,330	100,469	0.04	314	291	23	269	262	7
2013	3,640,430	134,348	0.04	288	267	21	294	286	8
2014	3,651,740	172,279	0.06	305	286	19	227	220	7
2015	3,623,340	187,241	0.06	276	252	24	156	151	5
2016	3,618,670	332,562	0.10	237	217	20	61	58	3

註：樣本包含所有從事製造業與營造業且受僱於 10 人以上規模之工廠的勞工。

外籍勞工占比為外籍勞工占所有勞工人數(本籍與外籍勞工人數)之比值。

資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連資料。

其次，我國製造業與營造業的勞動安全條件在 2000-2016 年期間呈現大幅度的改善：職災死亡的總人數由 2000 年約 500 個案例巨幅地下降至 2016 年約 240 個案例；職災傷病總人數則由 2007 年的高峰(約 1,000 人)減低至 2016 年 61 個案例(表 46)。由於製造業與營造業所聘僱本籍與外籍勞工的人數存在懸殊的差距，是故職災死亡與傷病的案例仍主要發生在本籍勞工的身上；外籍勞工發生職災死亡與傷病的情形平均約各占總案例的 6%與 3% (圖 42 左上方、圖 43 左上方)。在所有縣市中，高雄市是本籍勞工所面臨職災風險最高的縣市；臺北市、臺中市則分居外籍勞工職災死亡與傷病比率最高的縣市(圖 42 右上方、圖 43 右上方)。最後，圖 42 下方與圖 43 下方指出從事金屬模具製造業(梭織外衣製造業)、建築工程業的本籍勞工面臨最高職災死亡(傷病)的風險；外籍勞工發生職災死亡與傷病的比率則大致維持在一相當低的水準。



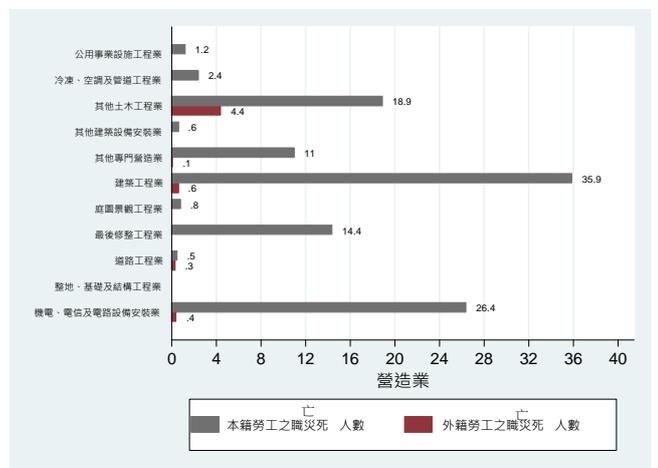
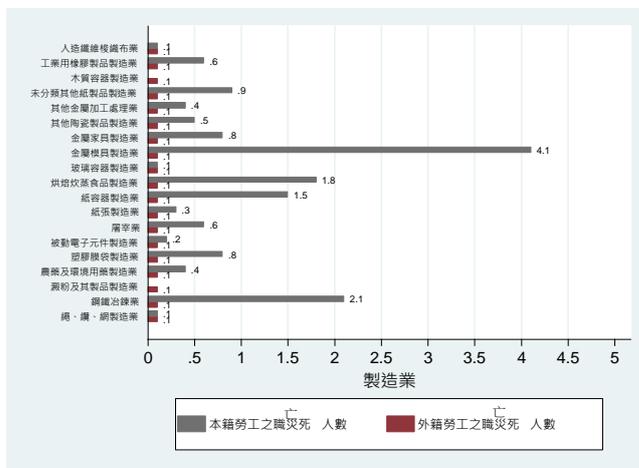
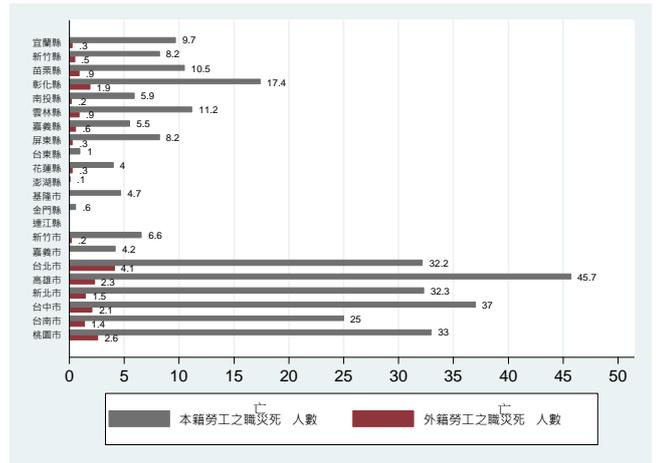
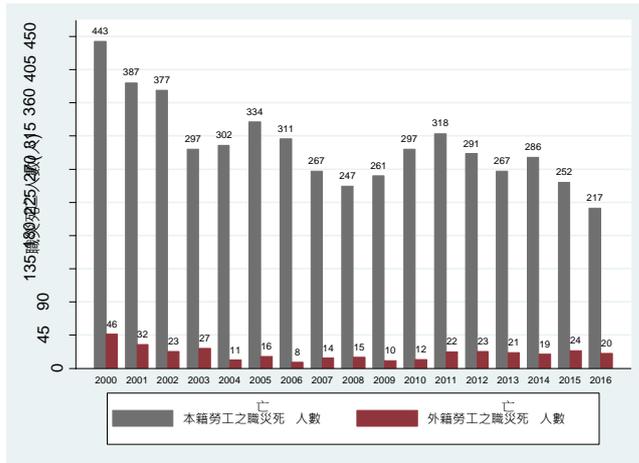


圖 42 本籍與外籍勞工職災死亡人數

註：樣本包含所有從事製造業與營造業且受僱於 10 人以上規模之工廠的勞工。
 圖中左上方顯示歷年本籍與外籍勞工職災死亡人數的趨勢；右上方顯示縣市別的散佈圖；左下方顯示發生最多外籍勞工職災死亡事件的前二十大製造業之概況；右下方顯示營造業的概況。

資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連資料。



表 47 本籍勞工之勞動市場結果

本籍勞工之勞動市場結果				
勞保調查年 度	月投保薪資的 第 1 個四分位數 (元)	月投保薪資的 第 2 個四分位數 (元)	月投保薪資的 第 3 個四分位數 (元)	適用基本工資之 勞工的流動比率 (%)
2000	18,300	20,100	31,800	-71.03
2001	18,300	20,100	31,800	-59.19
2002	18,300	20,100	33,300	-52.89
2003	18,300	21,000	33,300	-57.91
2004	18,300	21,900	33,300	-64.89
2005	19,200	24,000	36,300	-67.30
2006	19,200	24,000	36,300	-68.78
2007	19,200	25,200	38,200	-76.77
2008	19,200	26,400	38,200	-77.02
2009	19,200	26,400	38,200	-74.06
2010	20,100	27,600	40,100	-74.64
2011	20,100	28,800	42,000	-76.34
2012	21,000	30,300	43,900	-52.25
2013	21,000	30,300	43,900	6.67
2014	21,000	30,300	43,900	93.98
2015	21,000	30,300	43,900	-35.78
2016	21,000	31,800	45,800	-36.15

註：樣本包含所有從事製造業與營造業且受僱於 10 人以上規模之工廠的勞工。
 適用基本工資之本籍勞工的流動比率為每年 12 月適用基本工資之本籍勞
 工人數相較於同年 6 月的變動比率。其中，由於 2000 年、2003 年、2007
 年、2016 年的勞保單位被保險人檔缺乏 6 月的資料，故本研究分別以各
 年度 9 月、5 月、9 月、7 月的本籍勞工人數做為該流動比率的計算基礎。
 資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 6 月、12 月勞保單位被保險人檔
 (若缺乏 6 月資料，則以最接近之月份為主)與事業單位檔、勞保死亡給付
 檔和勞保傷病給付檔之串連資料。

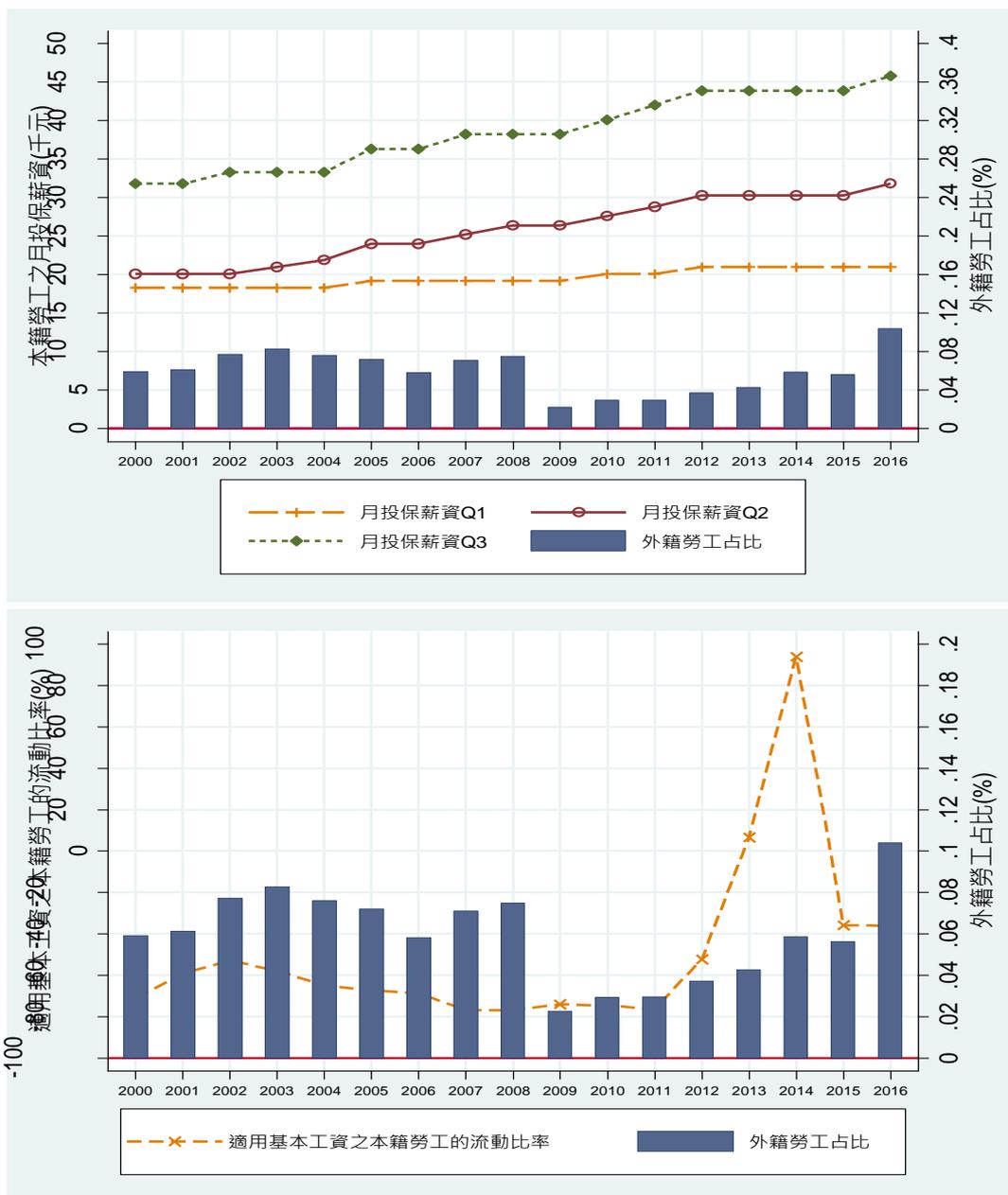


圖 44 歷年本籍勞工勞動市場結果之趨勢

註：樣本包含所有從事製造業與營造業且受僱於 10 人以上規模之工廠的勞工。適用基本工資之本籍勞工的流動比率為每年 12 月適用基本工資之本籍勞工人數相較於同年 6 月的變動比率。其中，由於 2000 年、2003 年、2007 年、2016 年的勞保單位被保險人檔缺乏 6 月的資料，故本研究分別以各年度 9 月、5 月、9 月、7 月的本籍勞工人數做為該流動比率的計算基礎。外籍勞工占比為外籍勞工占所有勞工人數(本籍與外籍勞工人數)之比值。資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 6 月、12 月勞保單位被保險人檔(若缺乏 6 月資料，則以最接近之月份為主)與事業單位檔之串連資料。



圖 45 歷年本籍勞工職災死亡、傷病結果之趨勢

註：樣本包含所有從事製造業與營造業且受僱於 10 人以上規模之工廠的勞工。
 外籍勞工占比為外籍勞工占所有勞工人數(本籍與外籍勞工人數)之比值。
 資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連資料。

表 47 顯示製造業與營造業所聘僱之本籍勞工的勞動市場結果。其中，適用基本工資之本籍勞工的流動比率為負值說明低技術性的本籍勞工大約在每年年底相對於年中會有「流出」基本工資層級的情形。表中指出適用基本工資之本籍勞工的「流出」比率有逐年減緩的情形。若細究造成上述結果的原因，據推測則可能與我國適用基本工資的本籍勞工人數在近十年間亦有大幅縮減的情形有關。圖 44 顯示外籍勞工占比與上述本籍勞工的勞動市場結果兩者之間似乎並不存在明顯的相關性。反之，圖 45 說明外籍勞工占比與本籍勞工發生職災死亡的比率則被觀察到具有微弱的負向關係。

表 48、表 49 分別顯示外籍勞工政策之影響的固定效果模型的估計結果表 48 說明外籍勞工占比每增加 1 個百分點，製造業與營造業工廠所聘僱本籍勞工

之月投保薪資第 1 個四分位數、中位數與第 3 個四分位數將分別增加 0.66%、0.90%與 0.89%。反之，外籍勞工占比對低技術本籍勞工的流動比率(就業的變動率)則並未被觀察到有任何統計顯著的影響。上述結果因而間接證實了 Ottaviano et al.(2013)的發現：當工廠聘僱低成本的外籍勞工時將會產生兩個效果，一為取代效果、二為生產力效果；若生產力效果大於取代效果，則外籍勞工的引進將會拉大其與本籍勞工所從事工作的複雜程度(亦即提高本籍勞工所從事工作的職業位階)，進而增加本籍勞工月投保薪資的水準。

最後，表 49 顯示外籍勞工占比對製造業與營造業所聘僱之本籍勞工發生職災死亡和傷病結果的影響。估計結果說明儘管外籍勞工占比對本籍勞工發生職災死亡比率的影響之估計係數呈現與圖 45 一致的結果(負向關係)，然而無論本籍勞工所面臨之職災風險係以何種方式(每萬個本籍勞工或每百個職災死亡和傷病人數)衡量，外籍勞工占比與本籍勞工發生職災死亡和傷病的比率兩者之間仍並未被發現有任何統計顯著的關係。

表 48 外籍勞工占比對本籍勞工勞動市場結果的影響

	本籍勞工之勞動市場結果			
	<i>ln</i> (月投保薪資	<i>ln</i> (月投保薪資	<i>ln</i> (月投保薪資	適用基本工資之
	Q1)	Q2)	Q3)	勞工的流動比率
外籍勞工占比(%)	0.0066*** (5.30)	0.0090*** (6.88)	0.0089*** (6.01)	-0.4693 (-0.44)
男性勞工占比(%)	0.0011*** (9.50)	0.0002 (1.32)	-0.0004*** (-3.37)	0.8427*** (3.53)
15-19 歲勞工占比(%)	-0.0076*** (-29.45)	-0.0077*** (-28.48)	-0.0066*** (-23.20)	2.2900*** (3.95)
20-29 歲勞工占比(%)	-0.0025*** (-23.14)	-0.0027*** (-23.27)	-0.0020*** (-14.30)	-0.1003 (-0.48)
30-39 歲勞工占比(%)	0.0009*** (9.23)	0.0004*** (4.01)	-0.0016*** (-10.58)	-0.9239*** (-3.67)
40-49 歲勞工占比(%)	0.0008*** (7.45)	-0.0001 (-0.72)	-0.0032*** (-18.95)	-1.8692*** (-3.87)
50-59 歲勞工占比(%)	0.0004*** (2.98)	0.0009*** (5.98)	-0.0001 (-0.56)	-1.7194*** (-2.99)
60-65 歲勞工占比(%)	0.0000 (0.00)	-0.0002 (-0.65)	-0.0045*** (-14.10)	-4.3409*** (-4.47)
<i>ln</i> (工廠規模)	-0.0135*** (-5.57)	-0.0267*** (-10.49)	-0.0505*** (-17.05)	11.2628 (1.34)
工廠數	33,637	33,637	33,637	33,653
樣本數	130,205	130,205	130,205	130,245

註：樣本包含製造業與營造業內具有 10 人以上規模的工廠。適用基本工資之本籍勞工的流動比率為每年 12 月適用基本工資之本籍勞工人數相較於同年 6 月的變動比率。其中，由於 2000 年、2003 年、2007 年、2016 年的勞保單位被保險人檔缺乏 6 月的資料，故本研究分別以各年度 9 月、5 月、9 月、7 月的本籍勞工人數做為該流動比率的計算基礎。外籍勞工占比為外籍勞工占所有勞工人數(本籍與外籍勞工人數)之比值。所有迴歸模型亦控制 16 個勞保調查年份之虛擬變數。括弧內為計算自允許變異數異質(robust)的標準誤差的 t 值。***代表 1%的統計顯著性；**代表 5%的統計顯著性；*代表 10%的統計顯著性。

資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 6 月、12 月勞保單位被保險人檔(若缺乏 6 月資料，則以最接近之月份為主)與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連資料。

表 49 外籍勞工占比對本籍勞工職災死亡、傷病結果的影響

	本籍勞工之職災死亡、傷病結果			
	職災死亡比率	職災傷病比率	職災死亡比率	職災傷病比率
	(每萬個本籍勞工)	(每萬個本籍勞工)	(每百個職災死亡人數)	(每百個職災傷病人數)
外籍勞工占比(%)	-0.0728 (-0.51)	0.0700 (0.35)	-0.1412 (-1.49)	0.0532 (0.40)
男性勞工占比(%)	0.0364 (1.48)	0.0101 (0.44)	0.0213** (2.49)	-0.0249*** (-3.00)
15-19 歲勞工占比(%)	-0.0075 (-0.14)	-0.0585 (-1.06)	0.0026 (0.13)	0.0297 (1.39)
20-29 歲勞工占比(%)	-0.0412* (-1.79)	-0.0510* (-1.85)	0.0052 (0.61)	-0.0126 (-1.30)
30-39 歲勞工占比(%)	-0.0151 (-0.65)	-0.0268 (-1.09)	0.0047 (0.55)	-0.0131 (-1.41)
40-49 歲勞工占比(%)	-0.0852*** (-3.27)	-0.0419 (-1.60)	-0.0011 (-0.11)	0.0335*** (3.20)
50-59 歲勞工占比(%)	-0.0227 (-0.67)	-0.0732** (-1.96)	0.0100 (0.89)	0.0621*** (4.98)
60-65 歲勞工占比(%)	-0.0541 (-0.91)	-0.0093 (-0.14)	0.0223 (1.11)	0.1543*** (7.29)
<i>ln</i> (工廠規模)	-1.9681*** (-4.19)	-1.3507*** (-3.07)	1.6043*** (8.33)	2.5841*** (12.99)
工廠數	33,637	33,637	33,653	33,653
樣本數	130,205	130,205	130,245	130,245

註：樣本包含製造業與營造業內具有 10 人以上規模的工廠。適用基本工資之本籍勞工的流動比率為每年 12 月適用基本工資之本籍勞工人數相較於同年 6 月的變動比率。其中，由於 2000 年、2003 年、2007 年、2016 年的勞保單位被保險人檔缺乏 6 月的資料，故本研究分別以各年度 9 月、5 月、9 月、7 月的本籍勞工人數做為該流動比率的計算基礎。外籍勞工占比為外籍勞工占所有勞工人數(本籍與外籍勞工人數)之比值。所有迴歸模型亦控制 16 個勞保調查年份之虛擬變數。括弧內為計算自允許變異數異質(robust)的標準誤差的 t 值。***代表 1%的統計顯著性；**代表 5%的統計顯著性；*代表 10%的統計顯著性。

資料來源：勞動部勞工保險局 2000-2016 年 6 月、12 月勞保單位被保險人檔(若缺乏 6 月資料，則以最接近之月份為主)與事業單位檔、勞保死亡給付檔和勞保傷病給付檔之串連資料。

二、新住民的勞動市場結果

(一) 勞保資料與其研究新住民議題的限制

目前本所內共有兩套勞保單位被保險人檔：(1)研究所內的研究員曾用以進行分析的舊勞保資料；(2)取自勞動部本部的新勞保資料。這兩套勞保資料的涵蓋期間與「外籍註記」變項編碼的原則各不相同(表 50)。例如：舊勞保資料僅涵蓋 2000-2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月四個月份的資料；新勞保資料則有 2004-2017 年各月的資料。另外，2009 年以後的舊勞保資料始將外籍勞工再進一步地區分為外籍配偶與大陸配偶；新勞保資料則直至 2016 年方能辨別外籍勞工的身分。

本研究即首先使用勞動部勞工保險局 2009-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔(包括 2009-2015 年 12 月的舊勞保資料與 2016 年 12 月的新勞保資料)與事業單位檔、勞保死亡給付檔之串連資料，針對新住民(包含外籍與大陸配偶)的就業狀態、投保薪資水準與其所從事之工作的條件等相關的敘述統計量進行初步的分析。

本研究主要將勞保單位被保險人檔內「外籍註記」記載為「外籍配偶」與「大陸配偶」的勞工定義為新住民。另外，本研究亦將主要分析的樣本限制在全職的工作者。在以下敘述統計量的分析中，本研究將分別以新住民的就業人數、工作型態、就業地點以及其所從事之細類行業別衡量就業狀態；以勞保的投保薪資水準與是否適用基本工資衡量薪資水準。最後，為瞭解新住民是否會因為國籍、文化的差異而在從事勞動條件較差的工作，本研究將以新住民所屬之工廠的規模以及危險程度(亦即其所屬工廠的職災死亡風險高於當年工廠別職災死亡率的中位數數值)衡量其工作條件。

表 50 勞保季資料及月資料比較表

	勞保季資料	勞保月資料
資料期間	2000/09-2015/12	2004/01-2017/03
涵蓋月份	3 月、6 月、9 月、12 月資料	1-12 月
外籍註記		
適用下列編碼期間：		
F 外國籍 本國籍	2000-2008	2004-2015
適用下列編碼期間：		
1 外籍配偶		
2 大陸配偶		
3 單一國籍		
4 取得國籍		
5 雙重國籍	2009-2015	2016-2017
F 外國籍(人工認定)		
Y 外國籍(系統自動代入)		
N 本國籍(人工認定)		
本國籍		

註：舊勞保資料僅有在 2009 年 6 月至 2015 年 12 月期間每年有完整四個月的資料；其餘年度則有部分月份資料的缺漏。

表 51 即首先呈現新住民的就業狀態。圖 46 顯示大陸配偶於 2009 年的在臺人數主要係與外籍配偶在臺人數相當，但大陸配偶在臺人數其後卻以較高的速度成長，且於 2013 年 12 月底突破 20 萬人的水準。反之，大陸配偶的就業人數占比卻僅達外籍配偶就業人數占比的三分之二：外籍配偶於 2009-2016 年期間的就業比率大致維持在 6.12-6.83%；大陸配偶在同時期的就業比率則約為 3.47-4.57%。

其次，若比較外籍、大陸配偶所從事之工作的型態，則可發現除了 2012 年兩者兼職比率相當之外，大陸配偶在其他勞保調查年度的兼職人數占比皆略高於外籍配偶在臺兼職的比率：外籍配偶從事兼職工作的就業人數占比大約介於 8.20%至 11.91%之間；大陸配偶的兼職比率則約為 8.54-12.83% (圖 47)。

圖 48 顯示外籍、大陸配偶工作地點的分佈。圖中說明外籍、大陸配偶的就業地點主要係集中在桃園市、新北市與臺北市三個縣市。其中，桃園市擁有最多的外籍配偶就業者；大陸配偶就業者則以臺北市居多。另外，外籍、大陸配偶所從事之細類行業別亦存在明顯的差異：外籍配偶主要係從事電子零組件製造業、電力設備製造業與金屬製品製造業的工作(圖 49)；大陸配偶則大多選擇在電子零組件製造業、個人服務業與餐館業工作(圖 50)。

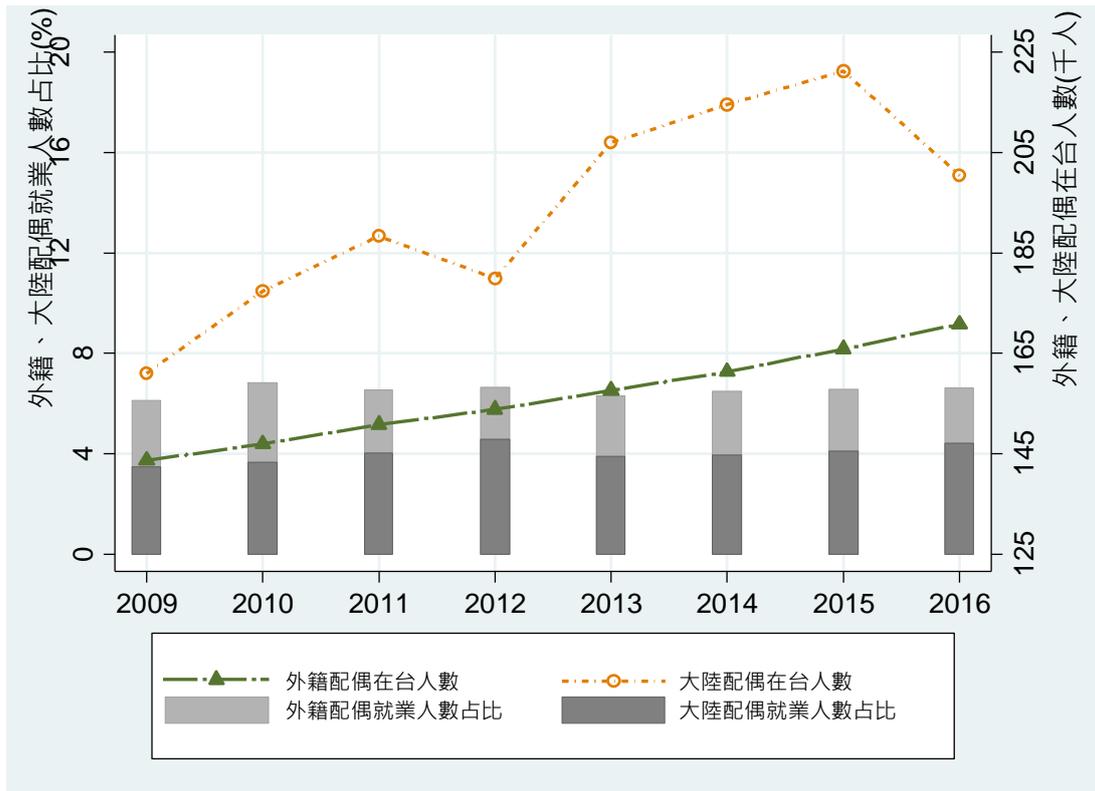


圖 46 歷年外籍、大陸配偶就業人數占比

註：外籍配偶在臺人數包含外國籍者歸化(取得)我國國籍之人數與外僑居留者持有效外僑居留證及永久居留證的人數；大陸配偶在臺人數則為大陸籍者持有效居留證及定居證的人數。外籍、大陸配偶就業人數占比為外籍、大陸配偶就業人數占外籍、大陸配偶在臺人數之比值。

資料來源：外籍、大陸配偶在臺人數取自內政部移民署網站 (<https://www.immigration.gov.tw/lp.asp?ctNode=29699&CtUnit=16434&BaseDSD=7&mp=1>)；外籍、大陸配偶就業人數則取自勞動部勞工保險局 2009-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔。



圖 47 歷年外籍、大陸配偶從事全職與兼職工作之就業人數占比

註：外籍、大陸配偶從事全職與兼職工作之就業人數占比為外籍、大陸配偶從事全職與兼職工作的就業人數占外籍、大陸配偶就業人數之比值。

資料來源：勞動部勞工保險局 2009-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔。

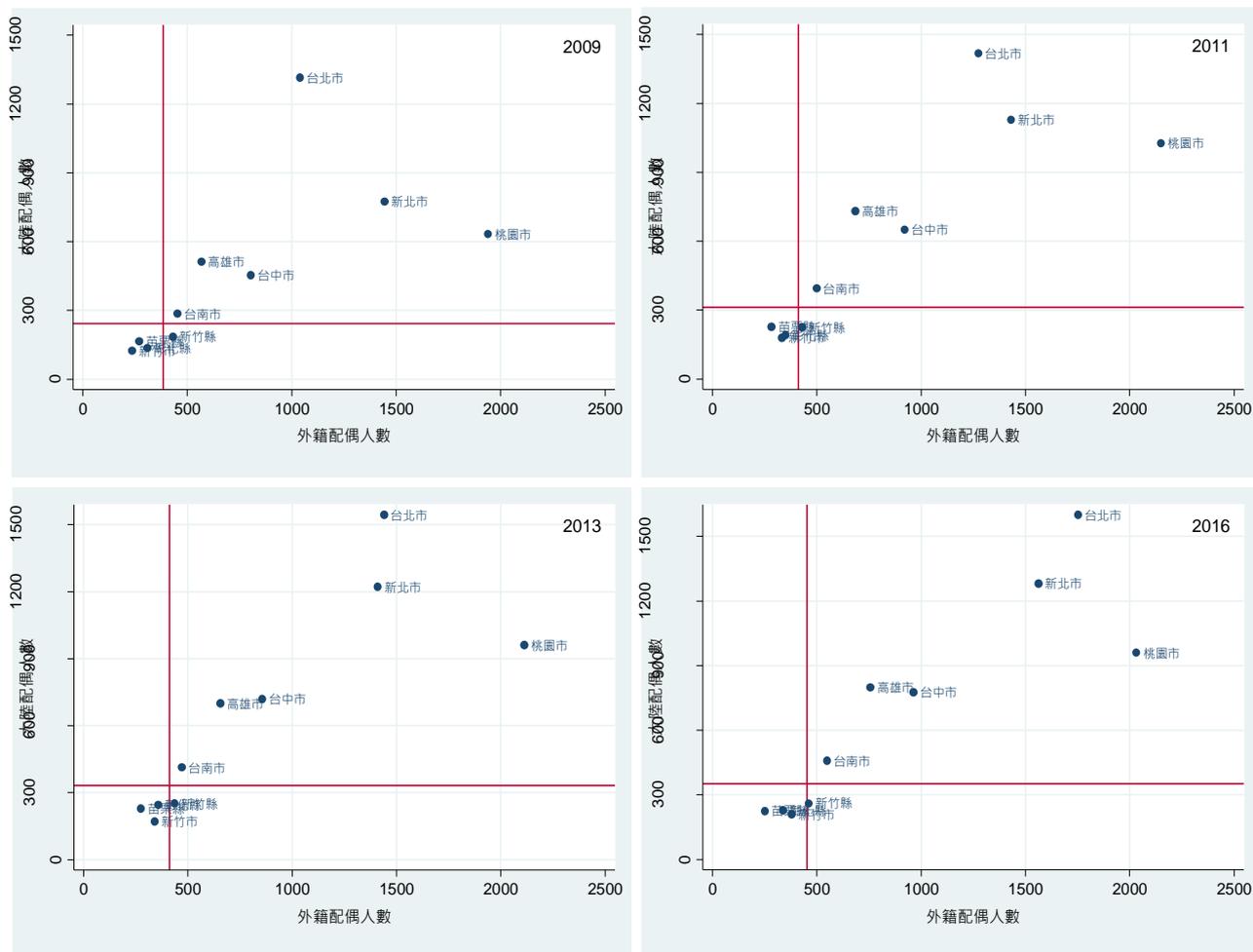


圖 48 外籍、大陸配偶就業人數排名前十大縣市

註：樣本包含所有從事全職工作的外籍與大陸配偶。圖中的垂直線為當年縣市別的外籍配偶人數之平均數；水平線則為當年縣市別的大陸配偶人數之平均數。

資料來源：勞動部勞工保險局 2009 年、2011 年、2013 年與 2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔之串連資料。

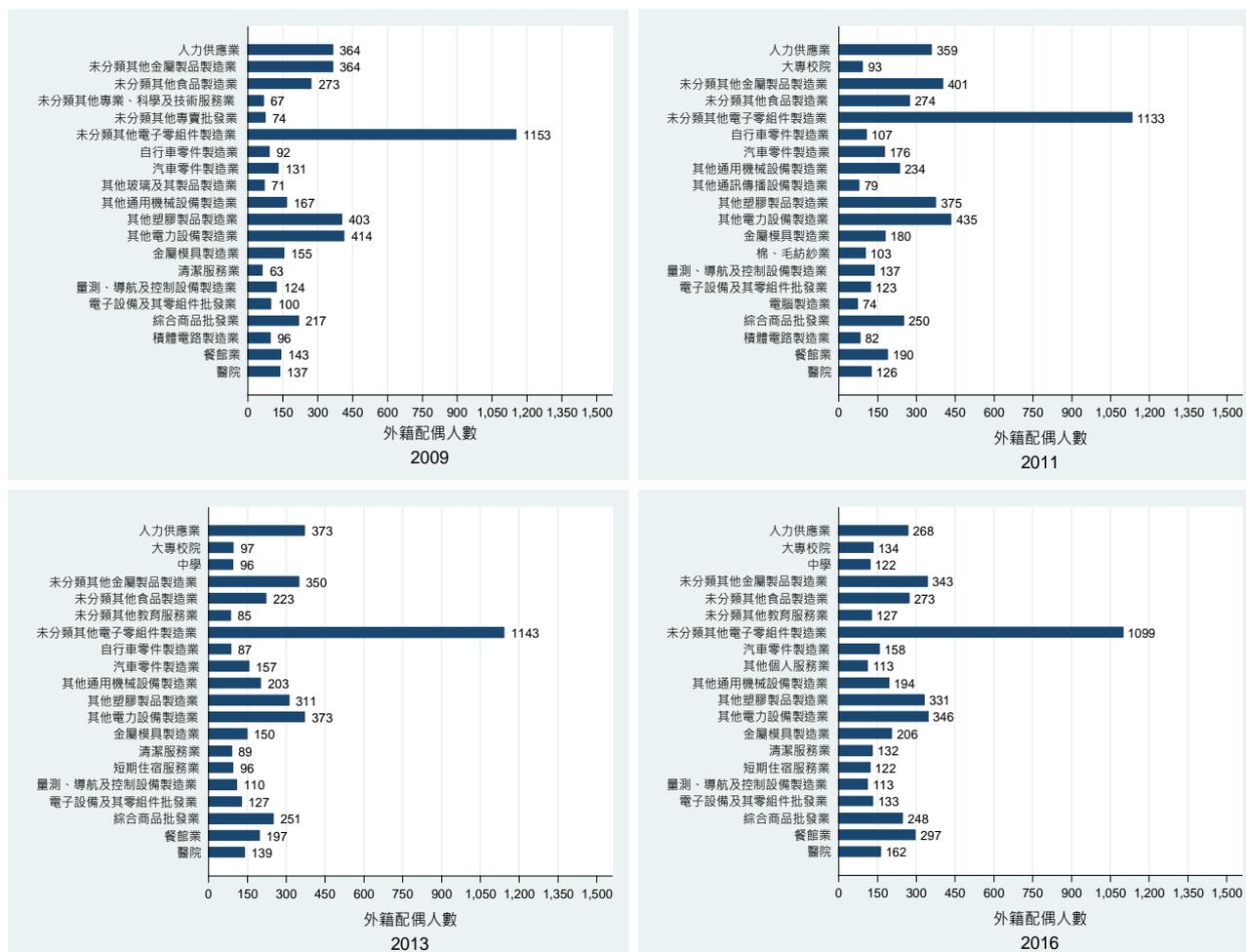


圖 49 外籍配偶就業人數排名前二十大產業

註：樣本包含所有從事全職工作的外籍配偶。

資料來源：勞動部勞工保險局 2009 年、2011 年、2013 年與 2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔之串連資料。

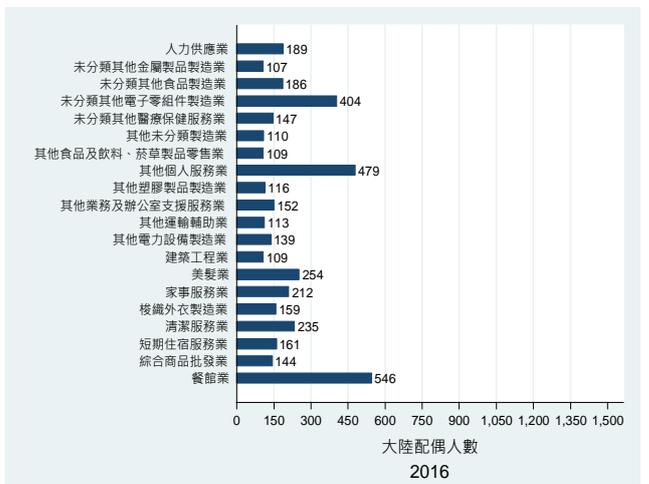
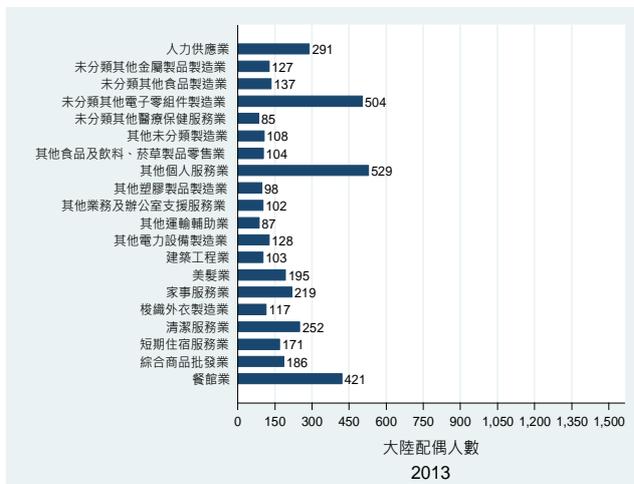
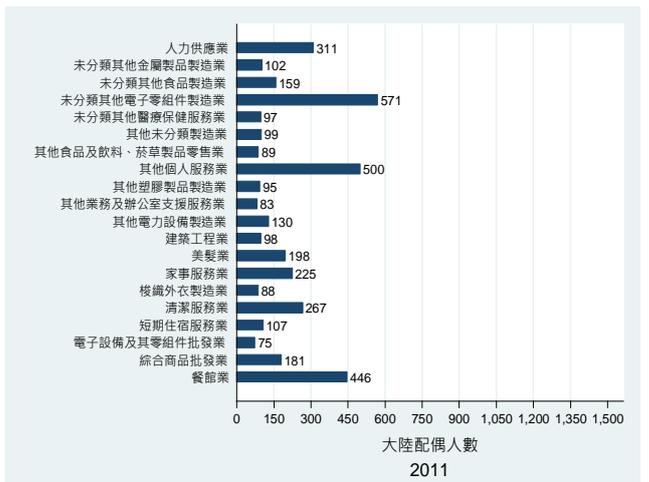
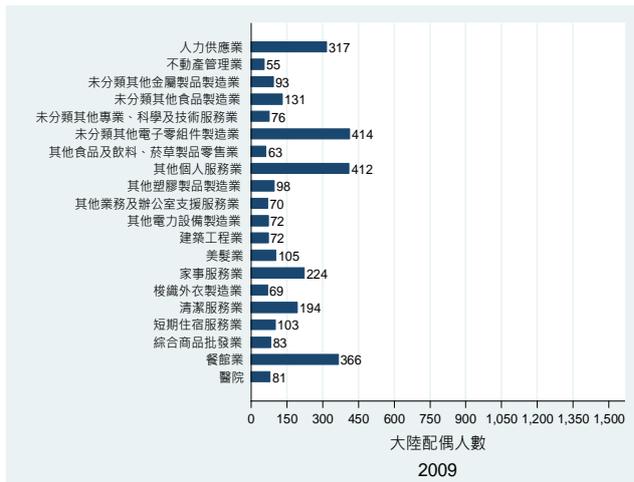


圖 50 大陸配偶就業人數排名前二十大產業

註：樣本包含所有從事全職工作的大陸配偶。

資料來源：勞動部勞工保險局 2009 年、2011 年、2013 年與 2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔之串連資料。

表 51 接著說明外籍與大陸配偶平均的投保薪資水準。表 51 指出外籍配偶的全職工作者平均領有較大陸配偶就業者為高的薪資報酬：外籍配偶全職工作者於 2009-2016 年期間平均的投保薪資水準為 26,616 元；大陸配偶全職工作者則為 22,557 元(圖 51)。而與上述趨勢一致的是大陸配偶適用基本工資的就業人數占比亦遠高於外籍配偶相關的比值：外籍配偶適用基本工資的就業人數占比主要係落在 23.95-28.78%的區間內；大陸配偶適用基本工資的就業人數占比則為 21.47-44.80%(排除 2013 年的數據)(圖 52)。²⁶ 其中，大陸配偶適用基本工資的就業人數占比在 2014 年之後甚至大幅地躍升至 41.59-44.80% (排除 2013 年的數據)。

最後，圖 53 指出外籍與大陸配偶有超過兩成的比例受僱於 200-499 人與 1,000 人以上的工廠。另外，圖 54 說明在 2009-2016 年期間有約 3.13-5.78%的大陸配偶從事危險的工作，而此比例亦高出外籍配偶在同時期從事危險工作的比例甚多。

值得注意的是，表 51 以及圖 46 至圖 54 所顯示外籍與大陸配偶在就業人數占比、從事的工作型態與細類行業別、從事危險工作的人數占比以及投保薪資水準方面的差距可能係導因於兩者在性別組成與移入時間的差異。根據相關文獻的發現，不同性別的勞工擁有不同風險趨避的程度，且傾向於選擇不同類型的工作。考量男性與女性的婚配型態在教育程度的面向上通常呈現「男高女低」的現象(駱明慶，2006)，一般人普遍認為外籍配偶大多係以那些在臺從事高技術性(職需教育程度較高)工作的男性勞工為主；反之，大陸配偶則是以那些在臺從事低技術性(職需教育程度較低)工作的女性勞工居多。另外，新住民移入時間的差異亦會對其勞動市場的結果產生決定性的影響：近期移入的新住民將會因為先前相同國籍的新住民在臺所建構的人脈網絡基礎而能更快

²⁶ 由於外籍、大陸配偶在 2013 年適用基本工資 19,047 元(勞保投保薪資第 1 等級)的就業人數占比遠低於其他年度的數值(外籍、大陸配偶適用基本工資之就業人數占比分別為 8.67%與 13.66%)，亦依據 2013 年適用勞保投保薪資第 1 與第 2 等級的外籍與大陸配偶就業人數，計算 2013 年適用基本工資的就業人數占比，同時並陳列在「調整：適用基本工資人數占比」一欄中(2013 年外籍、大陸配偶適用基本工資之就業人數占比在調整後分別為 31.88%與 48.67%)。

速地融入臺灣的社會。

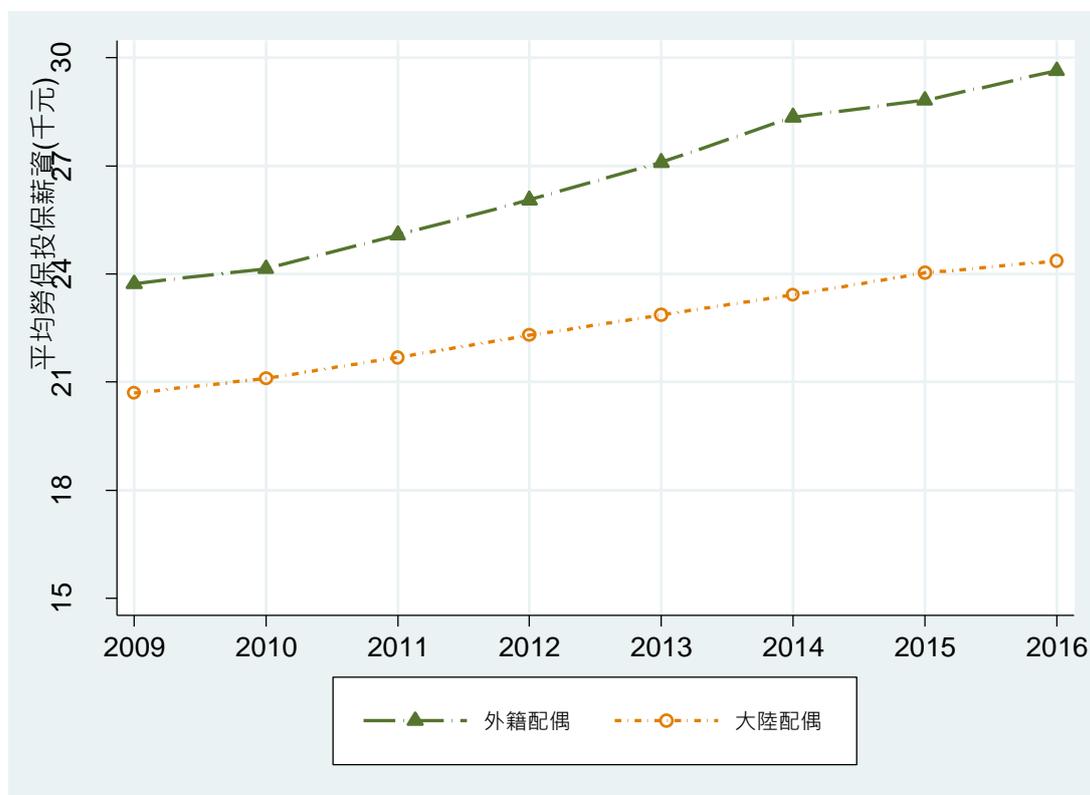


圖 51 歷年外籍、大陸配偶勞保平均的投保薪資水準

註：樣本包含所有從事全職工作的外籍、大陸配偶。

資料來源：勞動部勞工保險局 2009-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔之串連資料。

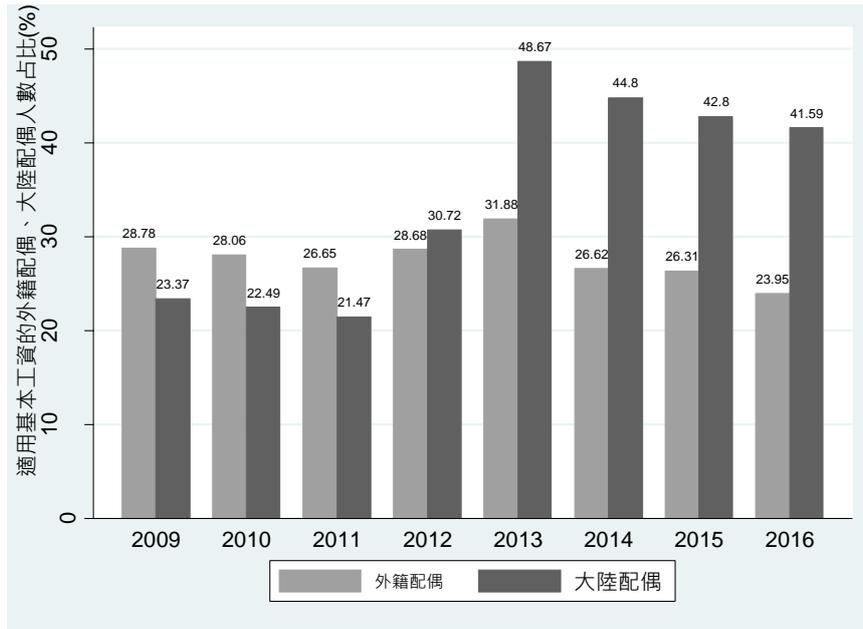


圖 52 歷年外籍、大陸配偶適用基本工資的就業人數占比

註：樣本包含所有從事全職工作的外籍、大陸配偶。外籍、大陸配偶適用基本工資的就業人數占比為外籍、大陸配偶適用基本工資的就業人數占外籍、大陸配偶就業人數之比值。由於外籍、大陸配偶在 2013 年適用基本工資 19,047 元(勞保投保薪資第 1 等級)的就業人數占比遠低於其他年度的數值(外籍、大陸配偶適用基本工資之就業人數占比分別為 8.67%與 13.66%)，故 2013 年相關數據主要係計算自那些適用勞保投保薪資第 1 與第 2 等級的外籍與大陸配偶的就業人數。

資料來源：勞動部勞工保險局 2009-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔之串連資料。

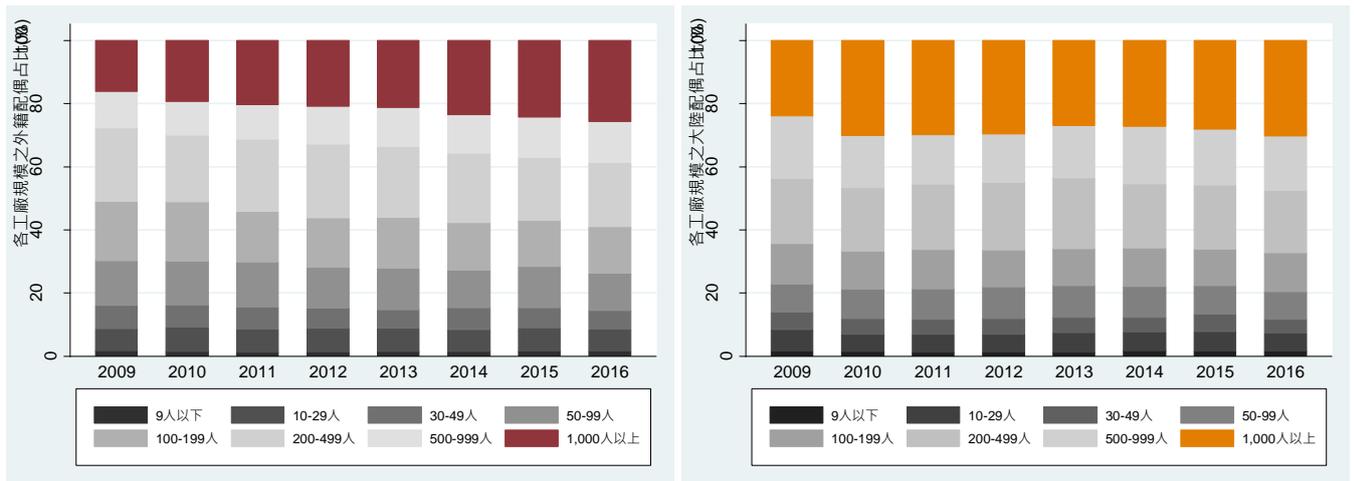


圖 53 歷年受僱於各種工廠規模的外籍與大陸配偶之人數占比



圖 54 歷年從事危險工作的外籍與大陸配偶之人數占比

註：樣本包含所有從事全職工作的外籍、大陸配偶。若外籍或大陸配偶所屬之工廠的職災死亡率高於當年工廠別職災死亡率的中位數數值，則該外籍或大陸配偶即被定義為從事危險的工作。從事危險工作的外籍、大陸配偶之人數占比為從事危險工作的外籍、大陸配偶人數占外籍、大陸配偶就業人數之比值。

資料來源：勞動部勞工保險局 2009-2016 年 12 月勞保單位被保險人檔與事業單位檔、勞保死亡給付檔之串連資料。

(二) 樣本建構

由於勞保資料並未有判別新住民的國籍、移入時間、教育程度與婚育情形等影響個人勞動供給行為的特質的變項，是故本研究接著則再進一步地串連勞保資料與健保資料庫，同時並探索健保資料庫所有變項，以試圖解決勞保資料在分析新住民議題上的限制。有鑑於新住民與本籍勞工勞動市場結果的差異分析係以具有相似個人特質之本籍勞工的勞動市場結果做為基準，接著再檢視各個世代新住民的勞動市場結果是否有隨著時間而愈來愈趨近於本籍勞工勞動市場結果的現象，是故本研究在建構新住民樣本的過程中亦納入本籍勞工的觀察值，以做為接下來研究各個世代新住民與本籍勞

工勞動市場結果兩者差異情形的分析樣本。另外，考量外籍配偶的國籍與文化背景較為多元，以及大陸配偶無論是在文化背景或是在語言方面皆與我國較為相似，本研究僅先探討大陸配偶與本籍勞工勞動市場結果差異的情形。

我國於 1992 年 7 月 31 日所公布的「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」主要係規範臺灣地區與大陸地區人民的往來。依據「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」第 17 條第一項規定：「大陸地區人民為臺灣地區人民配偶，得依法令申請進入臺灣地區團聚，經許可入境後，得申請在臺灣地區依親居留。」該條例第 17 條第三項規定：「經依第一項規定許可在臺灣地區依親居留滿四年，且每年在臺灣地區合法居留期間逾一百八十三日者，得申請長期居留。」第 17 條第五項規定：「經依前二項規定許可在臺灣地區長期居留者，居留期間無限制；長期居留符合下列規定者，得申請在臺灣地區定居：一、在臺灣地區合法居留連續二年且每年居住逾一百八十三日。.....」圖 55 顯示大陸配偶申請來臺由「團聚」、「依親居留」、「長期居留」至「定居」的四個階段。其中，大陸配偶在臺團聚期間依法並未擁有工作權；其他在臺依親居留或長期居留者，在居留期間得在臺工作(「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」第 17 條之一)。「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」有關大陸配偶申請依親居留的規定在 2009 年 8 月 14 日有了重大的改變：原條文規定大陸配偶依法令申請進入臺灣地區團聚，經許可入境後需結婚滿二年或已生產子女者方得以申請依親居留；2009 年 8 月 14 日該條文則修改為大陸配偶經許可入境後即得以申請依親居留。

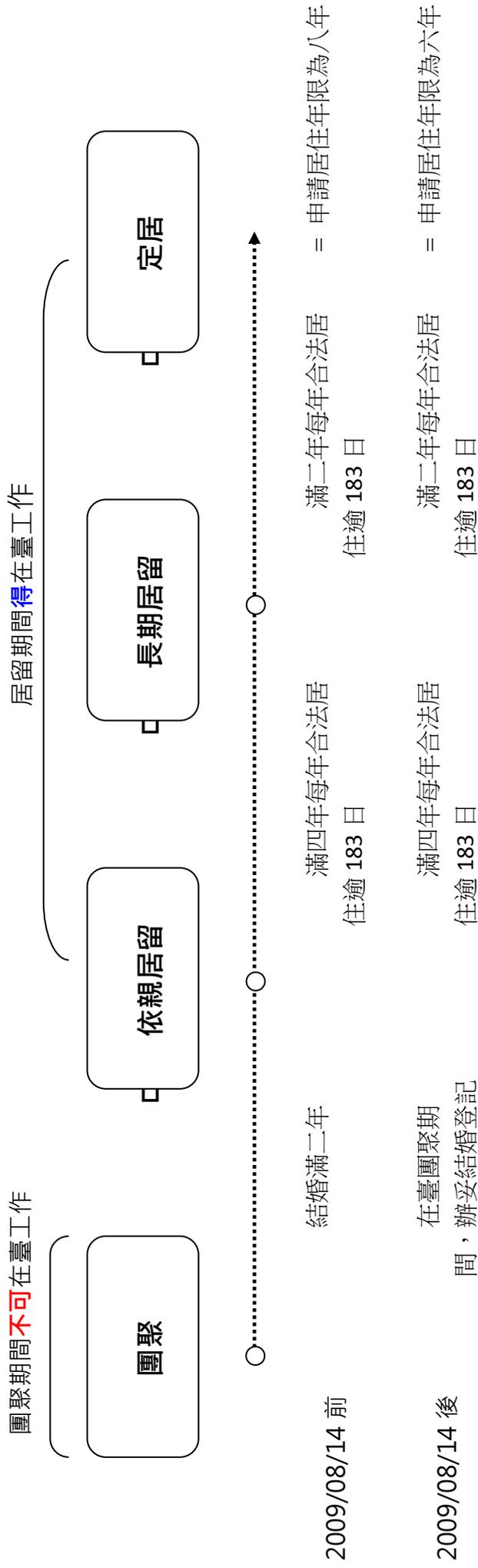


圖 55 大陸配偶團聚至初設戶籍登記流程圖

資料來源：歷次的「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」。

表 52 我國國民身分證編碼方式

ID	長度	十碼
	第 1 碼：英文字	區域碼
	第 2 碼：數字	1：男性；2：女性
	第 3-10 碼：數字	0-9
居留證		
ID	長度	十碼
	第 1 碼：英文字	區域碼
	第 2 碼：英文字	
	臺灣地區無戶籍國民、大陸地區人民或港澳居民	A：男性；B：女性
	外籍人士	C：男性；D：女性
	第 3 碼：數字	0-9

註：新住民包括外籍配偶與大陸配偶。

2009-2015 年的舊勞保資料與 2016-2017 年新勞保資料內「外籍註記」的變項以及被保險人身份證號(或居留證)的第 2 碼數字(或英文字)將可有助於本研究能正確地辨別新住民的身分(亦即該名勞工係為外籍配偶，亦或是大陸配偶)與其性別。表 52 說明新住民可能已歸化我國國籍並領有國民身分證，是故本研究可藉由身分證第 2 碼的數字判別新住民的性別。然而，絕大多數的新住民仍主要係以持有居留證的形式而合法地在臺居留。根據居留證統一編號編碼的規則，其第 2 碼英文字亦有助於辨別新住民的性別。例如：針對大陸地區人民或港澳居民，本研究將可藉由相關人民所持有居留證的第 2 碼英文字為 A 或 B，判別該名大陸配偶係為男性亦或是女性。

為能克服勞保資料缺乏大陸配偶個人特質的限制，本研究因此使用 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月以及 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月總共八個月份可完全確知新住民身分的舊勞保資料，串連內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」，以藉此找出在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值(以下簡稱「分析主體」)。²⁷表 53 說明以舊勞保資料內「外籍註記」所判定的大陸

²⁷ 由於健保資料庫(全民健保處方及治療明細檔)內就診人的身分證號係為隨機

配偶有高達 94% $((1,868 + 113,599) / 122,262)$ 係為女性。在所有大陸配偶中，持有居留證的大陸配偶占有身分別的 98% $(120,150 / 122,262)$ 。另外，由於舊勞保大陸配偶同時亦出現在同月的新勞保資料的筆數高達 98.33%，是故以此方法所判定的大陸配偶並不會因為使用新、舊勞保資料而有差別。²⁸舊勞保資料與「出生通報檔」的串連將具有下列兩項優點：(1)由於勞保資料缺乏勞工除了勞動市場結果外其他個人特質的變數，是故兩套資料的串連將可篩選出擁有相似生育特質的大陸配偶與本籍女性勞工。(2)本研究可藉由與「出生通報檔」串連的過程，建構大陸配偶與本籍女性勞工在 2001-2015 年十五年間的生育史。

接著，本研究再使用分析主體資料(在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值)，往前合併 2014-2015 年其他月份以及 2004-2013 年各月的新勞保資料，以藉此建構他們的工作史，同時並間接地判別他們移入時間的先後。表 54 顯示藉由此方法，本研究將可依序建構出具有不同工作經驗長度的大陸配偶與本籍女性勞工的樣本。其中，工作經驗主要被定義為(樣本觀察值最近投保的年月 - 最早投保的年月) / 12。表 54 說明絕大多數的大陸配偶在臺皆具有 5 年及以下的工作經驗(占比為 10,720 / 11,605)；反之，本籍女性勞工則多半擁有 5 年以上的工作經驗(占比為 1,264,203 / 1,368,444)。考量在樣本期間持有居留證的大陸配偶占比高達 98%(表 52)、「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」在 2009 年 8 月 14 日放寬大陸配偶申請依親居留的規定，以及大陸配偶在臺居留的期間長達 6-8 年且一旦持有我國的國民身分證則該大陸配偶即具有我國國民的身分而之前依親居留的身分(居留證號)隨即消失等事實，本研究以此兩個步驟所建構出來的樣本可真正區分大陸配偶一開始在臺時期的就業與福利的情形。本

號，且「性別」變項亦是取自身分證第 2 碼的數字，是故本研究並無法藉由勞保資料與健保資料庫的合併判斷新住民的性別。

²⁸ 由於衛生福利部衛生福利資料科學中心內所有個人的 ID 均以經過亂數處理，且只保留 ID 第 2 碼性別的辨識碼，是故本研究僅能使用舊勞保資料內的「外籍註記」變數判定其大陸配偶的身分。

研究即以分析主體資料在 2004-2015 年十二年間的工作經驗長度區分不同世代的勞動族群，同時並藉由不同世代的大陸配偶與本籍女性勞工的比較，探索大陸配偶與本籍勞工勞動市場結果兩者差異的情形。

表 53 大陸配偶的樣本數

	舊勞保											
	2014年3月	2014年6月	2014年9月	2014年12月	2015年3月	2015年6月	2015年9月	2015年12月	總計			
我國國民身分證												
男性	7	5	5	6	6	6	6	6	46			
女性	234	234	238	237	234	228	229	234	1,868			
總計	241	239	243	242	240	234	235	240	1,914			
居留證												
男性	734	747	771	786	817	865	905	926	6,551			
女性	13,285	13,786	13,955	14,127	14,170	14,685	14,704	14,887	113,599			
總計	14,019	14,533	14,726	14,913	14,987	15,550	15,609	15,813	120,150			
其他	24	32	34	32	27	14	18	17	198			
(1) 舊勞保大陸配偶人數	14,284	14,804	15,003	15,187	15,254	15,798	15,862	16,070	122,262			
(2) 舊勞保大陸配偶出現在同月新勞保的人數	14,070	14,581	14,787	14,937	14,994	15,524	15,557	15,767	120,217			
(3) 新勞保大陸配偶人數	14,284	14,804	15,003	15,187	15,254	15,798	15,862	16,070	122,262			
(2)/(3)	98.50	98.49	98.56	98.35	98.30	98.27	98.08	98.11	98.33			

註：針對已歸化我國國籍並領有國民身分證的大陸配偶，本研究係以其身分證第 2 碼數字判別性別；第 3 碼數字為 9 判別其為大陸配偶的身分。

資料來源：勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保與新勞保資料。

表 54 不同工作經驗長度的本籍勞工與大陸配偶之樣本數

3月、6月、9月、12月本籍女性勞工與大陸配偶
+ 2001-2015年有生育記錄者

資料年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
工作經驗	10+	9	8	7	6	5	4	3	2	1		0
本籍勞工	1,046,972	72,915	53,160	52,931	38,225	29,445	23,184	16,912	11,579	10,729		12,392
大陸配偶	81	71	120	174	439	1,369	1,687	1,721	1,631	1,835		2,477

註：樣本包含所有在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值。工作經驗定義為(樣本觀察值最近投保的年月 - 最早投保的年月) / 12。

資料來源：勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保資料、2004-2015 年各月的新勞保資料，以及內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」之串連資料。

(三) 結果分析

表 55 顯示本研究主要用以進行大陸配偶與本籍勞工勞動市場結果差異性分析之分析主體的敘述統計量。表 55 指出在 2014-2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月有就業記錄且育有子女的大陸配偶其進入我國勞動市場工作的年齡通常較本籍女性勞工為長。然而，大陸配偶在臺的工作經驗卻被觀察到較本籍女性勞工為短：大陸配偶在臺平均(實際)的工作經驗為 3.05 (2.51)年；本籍女性勞工平均(實際)的工作經驗則為 10.56 (9.43)年。另外，大陸配偶與本籍女性勞工從事全職工作的比例相當；大陸配偶所適用的投保薪資平均而言則被觀察到低於本籍女性勞工的投保薪資水準。

本研究接著再進一步地探索不同工作經驗長度之大陸配偶與本籍女性勞工其最早可追溯的第一份工作之特質，包括工作經驗、進入勞動市場的年齡、是否從事全職工作以及投保薪資水準(表 56)。若以勞工的工作經驗區分不同世代的外籍配偶與本籍女性勞工，則本研究發現各個世代的大陸配偶從事第一份工作的年齡大致皆維持在 28.54-31.40 歲之間。反之，本籍女性勞工從事第一份工作的年齡則有延後的趨勢：工作經驗在十年以上的本籍女性勞工其從事第一份工作的平均年齡為 27.33 歲；工作經驗不到一年的本籍女性勞工其從事第一份工作的平均年齡則提升至 35.05 歲(圖 56)。值得注意的是，由於本研究所建構的樣本包含所有在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值，故本籍女性勞工在 2004-2015 年間被觀察到其從事第一份工作的平均年齡有提高的情形與其生育年齡逐年延後的趨勢有著密切的關聯性。另外，各個世代的大陸配偶其第一份工作即從事全職工作的比例大多皆能維持在 88%的水準以上。反觀本籍女性勞工第一份工作即是全職工作的比例則有愈趨下降的現象：工作經驗在十年以上的本籍女性勞工其第一份工作為全職工作的比例占 97%；工作經驗不到一年的本籍女性勞工其第一份工作為全職工作的比例則占 81%(圖 57)。最後，儘管各個世代大陸配偶的投保薪資水準均較本籍女性勞工為低，然而本研究發現兩者的

差距有逐漸縮小的趨勢(圖 58)。若比較對應年份的平均基本工資水準，則本研究發現大陸配偶與本籍女性勞工投保薪資水準兩者的趨勢有逐年收斂的現象顯然並非導因於該段期間基本工資的調漲，而可能是與政府在該段期間針對新住民所進行相關的就業輔導措施有關。²⁹

由於「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」於 2009 年 8 月 14 日所適用有關大陸配偶團聚者依親居留的規定等同於放寬了大陸配偶在臺的工作權(原先團聚者需在臺二年方能申請依親居留，且擁有在臺的工作權)，同時大陸配偶申請定居的年限亦由八年縮減為六年，是故在 2014-2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月有就業記錄，且工作經驗低於 5-7 年、育有子女之大陸配偶其勞動市場結果將有可能會因為法規的變革而在工作的選擇與條件方面產生巨大的變化。圖 56 至圖 58 說明大陸配偶其進入勞動市場的年齡在 2009 年團聚者申請依親居留規定的修法後有短暫趨於年輕化的現象。另外，其從事全職工作的比例亦在 2009 年後有微幅增加的趨勢，而此趨勢主要與本籍女性勞工全職工作比例呈現下降的情形不同。最後，大陸配偶最早可追溯的第一份工作所適用之投保薪資水準在相關規定剛執行的期間並未被觀察到呈現任何明顯的趨勢。

²⁹ 平均基本工資水準係為不同的工作經驗長度所對應年度之基本工資的平均水準。以工作經驗為 0-1 (不含)為例，其涉及到 2014-2015 年基本工資的平均水準。由於 2014 年 1 月 1 日的基本工資為 19,047 元；2014 年 7 月 1 日為 19,273 元(2014 年基本工資的平均水準為 $19,047 \times 0.5 + 19,273 \times 0.5 = 19,160$)；2015 年 7 月 1 日為 20,008 元(2015 年基本工資的平均水準為 $19,273 \times 0.5 + 20,008 \times 0.5 = 19,641$)，是故 2014-2015 年基本工資的平均值為 19,400 元($19,160 \times 0.5 + 19,641 \times 0.5 = 19,400$)。

表 55 分析主體的敘述統計量

家庭特性	本籍女性勞工					大陸配偶					
	變數定義	平均數	標準差	最小值	最大值	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值	樣本數
子女數	在 2001-2015 年所生育的子女數	1.53	0.64	1	9	1,368,444	1.34	0.52	1	4	11,605
最早可追溯的第一份工作之特質	樣本觀察值最近投保的年月 - 最早投保的年月	126.73	30.08	1	144	1,368,444	36.59	25.67	1	144	11,605
工作經驗(月)	工作經驗(月) / 12	10.56	2.51	0.08	12	1,368,444	3.05	2.14	0.08	12	11,605
進入勞動市場年齡		27.41	5.83	11	62	1,368,444	30.13	4.75	18	54	11,605
全職工作 = 1		0.94	0.23	0	1	1,368,444	0.91	0.28	0	1	11,605
投保薪資		22,276.2	8,181.17	6,000	43,900	1,368,444	18,954.58	4,917.32	11,100	43,900	11,605

註：樣本包含所有在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值。

資料來源：勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保資料、2004-2015 年各月的新勞保資料，以及內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」之串連資料。

表 56 不同工作經驗長度之分析主體的敘述統計量

本籍女性勞工									
最早可追溯的第一份工作之特質									
工作經驗(年)	子女數	工作經驗(月)	工作經驗(年)	實際工作經驗(月)	實際工作經驗(年)	年齡	全職工作 = 1	平均基本工資水準	樣本數
10+	1.56	140.93	11.74	127.20	10.60	27.33	0.97	15,840	1,046,972
9-10 (不含)	1.50	113.79	9.48	92.61	7.72	24.94	0.86	15,840	72,915
8-9 (不含)	1.47	101.69	8.47	83.63	6.97	25.58	0.84	16,200	53,160
7-8 (不含)	1.47	88.85	7.40	77.59	6.47	28.05	0.88	16,920	52,931
6-7 (不含)	1.45	78.04	6.50	68.60	5.72	28.43	0.87	17,280	38,225
5-6 (不含)	1.43	65.70	5.48	55.81	4.65	27.94	0.84	17,280	29,445
4-5 (不含)	1.41	53.80	4.48	45.44	3.79	28.85	0.84	17,580	23,184
3-4 (不含)	1.41	42.04	3.50	35.58	2.97	30.19	0.84	18,330	16,912
2-3 (不含)	1.40	29.80	2.48	25.47	2.12	31.25	0.83	18,880	11,579
1-2 (不含)	1.44	17.57	1.46	15.86	1.32	33.43	0.85	19,070	10,729
0-1 (不含)	1.49	5.42	0.45	5.28	0.44	35.05	0.81	19,400	12,392
大陸配偶									
最早可追溯的第一份工作之特質									
工作經驗(年)	子女數	工作經驗(月)	工作經驗(年)	實際工作經驗(月)	實際工作經驗(年)	年齡	全職工作 = 1	平均基本工資水準	樣本數
10+	1.26	127.30	10.61	86.58	7.22	30.19	1	15,840	81
9-10 (不含)	1.41	113.21	9.43	77.38	6.45	29.34	0.96	15,840	71
8-9 (不含)	1.43	100.93	8.41	72.83	6.07	30.8	0.93	16,200	120
7-8 (不含)	1.45	89.29	7.44	66.24	5.52	29.82	0.92	16,920	174
6-7 (不含)	1.40	75.72	6.31	61.10	5.09	28.94	0.92	17,280	439
5-6 (不含)	1.44	65.25	5.44	53.01	4.42	28.54	0.93	17,280	1,369

4-5 (不含)	1.39	53.47	4.46	43.43	3.62	28.96	0.93	17,580	1,687
3-4 (不含)	1.35	41.74	3.48	34.83	2.90	29.71	0.94	18,330	1,721
2-3 (不含)	1.32	29.52	2.46	25.40	2.12	30.42	0.91	18,880	1,631
1-2 (不含)	1.29	17.47	1.46	15.68	1.31	31.11	0.91	19,070	1,835
0-1 (不含)	1.29	5.55	0.46	5.41	0.45	31.40	0.88	19,400	2,477

註：樣本包含所有在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值。平均基本工資水準係為不同的工作經驗長度所對應年度之基本

工資的平均水準。以工作經驗為 0-1 (不含) 為例，其涉及到 2014-2015 年基本工資的平均水準。由於 2014 年 1 月 1 日的基本工資為 19,047 元；2014 年 7 月 1 日為 19,273 元(2014 年基本工資的平均水準為 $19,047 \times 0.5 + 19,273 \times 0.5 = 19,160$)；2015 年 7 月 1 日為 20,008 元(2015 年基本工資的平均水準為 $19,273 \times 0.5 + 20,008 \times 0.5 = 19,641$)，是故 2014-2015 年基本工資的平均值為 19,400 元($19,160 \times 0.5 + 19,641 \times 0.5 = 19,400$)。

資料來源：勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保資料、2004-2015 年各月的新勞保資料，以及內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」之串連資料。

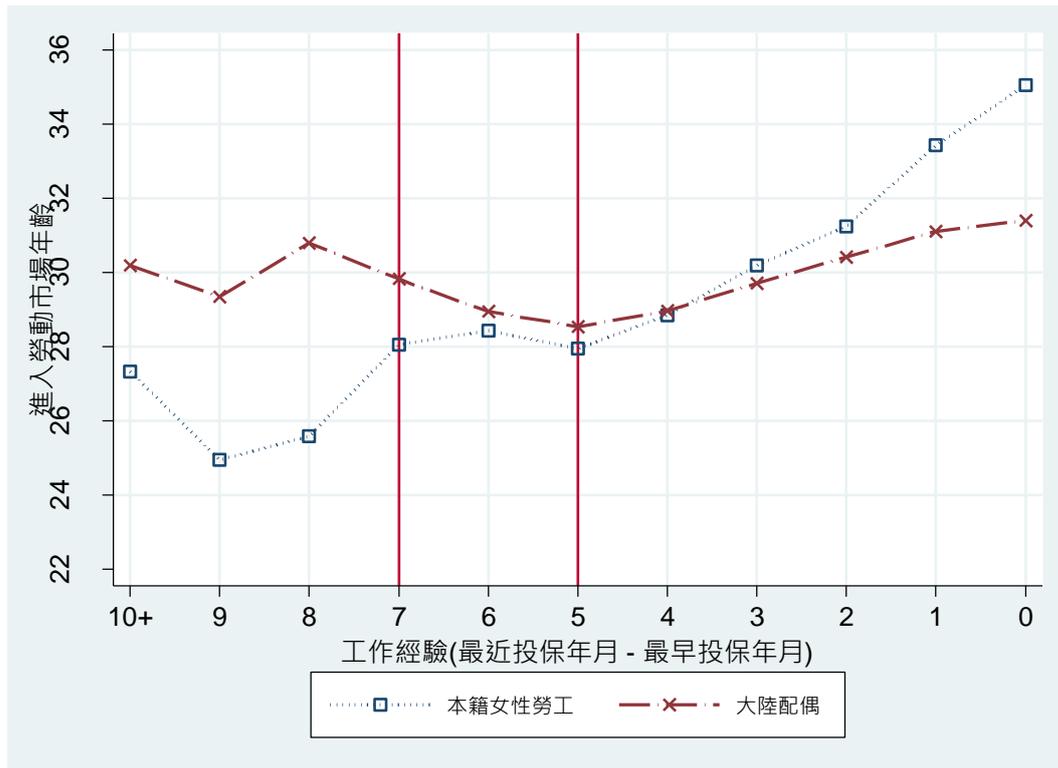


圖 56 不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶首次進入勞動市場的年齡
 註：兩條分別位於工作經驗 5 年與 7 年的參考線顯示受到「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」有關團聚者依親居留規定之變革(2009 年 8 月 14 日)影響的世代族群。

資料來源：勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保資料、2004-2015 年各月的新勞保資料，以及內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」之串連資料。

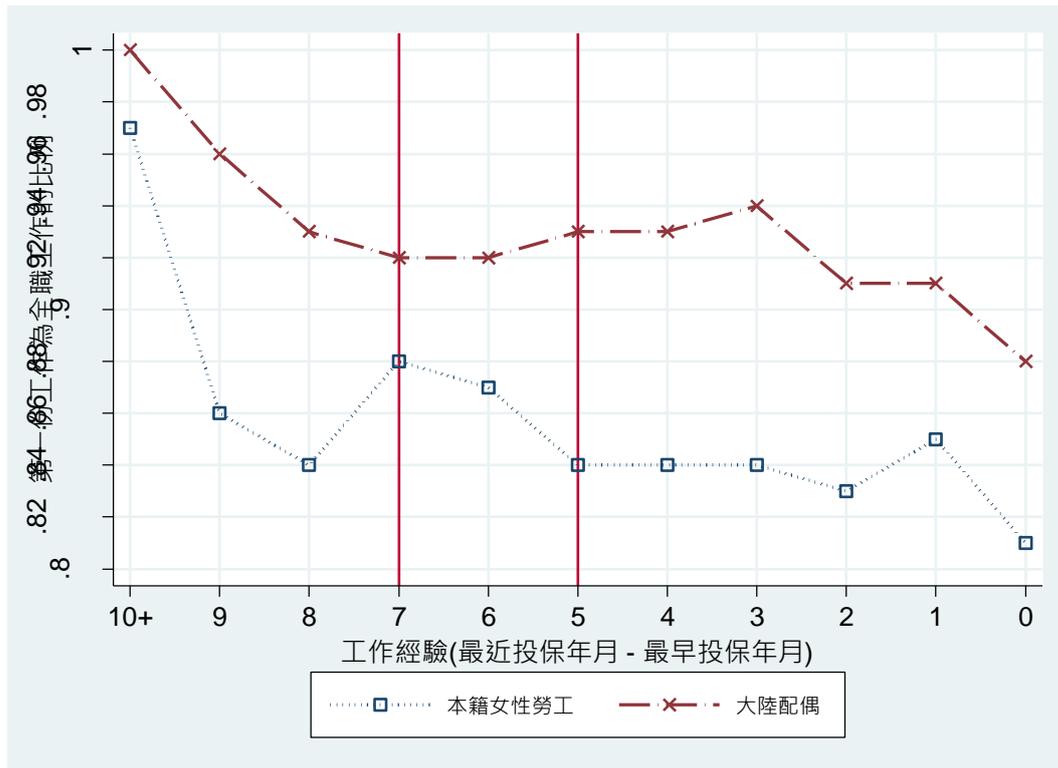


圖 57 不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶第一份工作即從事全職工作的比例

註：兩條分別位於工作經驗 5 年與 7 年的參考線顯示受到「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」有關團聚者依親居留規定之變革(2009 年 8 月 14 日)影響的世代族群。

資料來源：勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保資料、2004-2015 年各月的新勞保資料，以及內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」之串連資料。

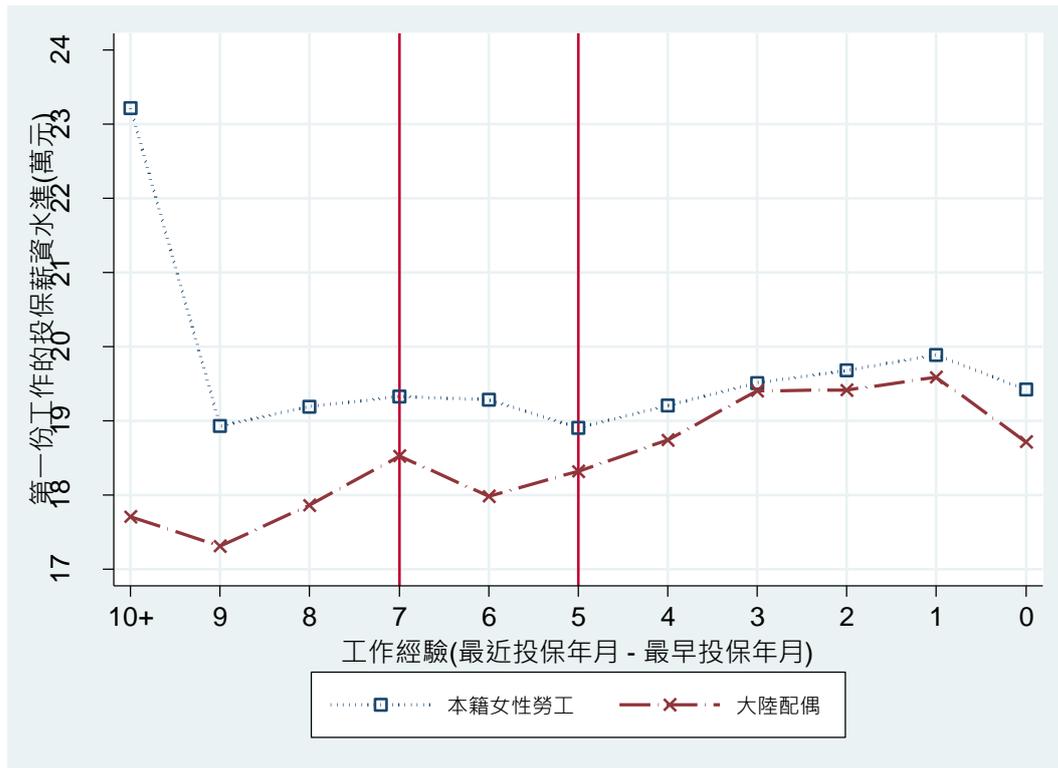


圖 58 不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶第一份工作的投保薪資水準

註：樣本包含所有在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值。平均基本工資水準係為不同的工作經驗長度所對應年度之基本工資的平均水準。以工作經驗為 0-1 (不含) 為例，其涉及到 2014-2015 年基本工資的平均水準。由於 2014 年 1 月 1 日的基本工資為 19,047 元；2014 年 7 月 1 日為 19,273 元(2014 年基本工資的平均水準為 $19,047 \times 0.5 + 19,273 \times 0.5 = 19,160$)；2015 年 7 月 1 日為 20,008 元(2015 年基本工資的平均水準為 $19,273 \times 0.5 + 20,008 \times 0.5 = 19,641$)，是故 2014-2015 年基本工資的平均值為 19,400 元($19,160 \times 0.5 + 19,641 \times 0.5 = 19,400$)。兩條分別位於工作經驗 5 年與 7 年的參考線顯示受到「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」有關團聚者依親居留規定之變革(2009 年 8 月 14 日)影響的世代族群。

資料來源：勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保資料、2004-2015 年各月的新勞保資料，以及內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」之串連資料。

三、研究進度及資料限制

本研究預計後續將進一步地分析新住民的就診情形，以藉此瞭解相關在臺就業人口的人力資本情形(以健康狀態衡量)。

由於目前仍未能取得外籍配偶國籍的變項，以及勞保單位被保險人檔與內

政部戶政資料的合併資料，是故有關外籍配偶與本籍勞工勞動市場結果差異性的分析以及探討新住民在臺配偶的勞動市場結果與其工作選擇的關聯性等議題則須待相關資料庫之取得方得以進行深入的研究。

四、結論與政策建議

(一) 結論

本研究主要使用本所的舊勞保資料(2014-2015年3月、6月、9月、12月)、勞動部勞工保險局的新勞保資料(2004-2013年與2014-2015年排除3月、6月、9月、12月的其他月份)，以及內政部的「出生通報檔」(2001-2015年)，建構在2014-2015年3月、6月、9月、12月有就業記錄且育有子女的大陸配偶與本籍女性勞工樣本，且針對不同工作經驗(=(樣本觀察值最近投保的年月 - 最早投保的年月) / 12)長度的大陸配偶與本籍女性勞工進行勞動市場結果差異性的分析。

本研究主要的結論可摘要如下：(1)由於本研究所建構的大陸配偶與本籍女性勞工樣本皆為在2001-2015年育有子女者，是故不同工作經驗長度之大陸配偶與本籍女性勞工其最早可追溯第一份工作的就業年齡亦反映出兩者歷年在生育年齡上的差距：大陸配偶從事第一份工作的年齡大致皆維持在28.54-31.40歲之間；本籍女性勞工其從事第一份工作的平均年齡則隨著工作經驗長度的縮短而有增加的趨勢。(2)各個世代(以工作經驗的長度判斷)的大陸配偶其第一份工作即從事全職工作的比例大多皆能維持在88%的水準以上；反之，本籍女性勞工第一份工作即是全職工作的比例則有愈趨下降的現象。(3)最近來臺的大陸配偶其第一份工作的投保薪資水準有愈來愈趨近本籍女性勞工的現象，且此收斂的現象與我國在這段期間所採取調漲基本工資的政策無關。

由於有高達94%的大陸配偶係為女性(表53)，是故本研究利用勞動部勞工保險局近十年(2009-2016年)12月勞保單位被保險人檔(包括2009-2015年12月的舊勞保資料與2016年12月的新勞保資料)與事業單位檔之串連資料，針對大陸配偶的工作型態、就業地點以及其所從事之細類行業別等相關的敘述統計量所

做的初步分析因而可輔助上述大陸配偶與本籍女性勞工薪資差異性分析的結果，同時並大致勾勒出各個世代大陸配偶就業的質化狀態。例如：圖 46 說明大陸配偶從事兼職工作的比例有逐年上升的趨勢：在 2009 年從事兼職工作的比例為 8.54%；2011 年為 9.25%；2013 年為 9.31%；2016 年為 12.83%。其次，圖 47 指出大陸配偶在 2009-2016 年期間的工作地點大致以臺北市、新北市與桃園市為主。最後，圖 49 顯示大陸配偶在 2009-2016 年間所從事前三大的細類行業分別為未分類其他電子零組件製造業、其他個人服務業以及餐館業；只是在此期間主要的細類行業別歷經顯著的變動：2009-2011 年主要從事的細類行業為未分類其他電子零組件製造業、2013 年轉為其他個人服務業、2016 年又轉為以餐館業為主。

(二) 政策建議

由於本研究主要發現大陸配偶第一份工作的投保薪資水準與本籍女性勞工有隨著其來臺工作時間的晚近而逐漸收斂的現象，且該現象與我國在這段期間所採取調漲基本工資的政策無關，故本研究據此做出以下推論：若投保薪資水準可作為一反映大陸配偶就業狀態的衡量指標，則大陸配偶在 2004-2015 年期間的就業條件有隨著不同的世代(以工作經驗的長度判斷)而有顯著改善的趨勢。

我國政府在 2008 年 8 月 20 日公布並施行「促進新住民就業補助作業要點」(在 2017 年 7 月 3 日前稱之為「促進外籍配偶及大陸地區配偶就業補助作業要點」)，同時並針對新住民進行相關的就業補助措施(表 57)。我國自 2008 年起針對新住民所採取的就業補助措施共包括：(1)臨時工作津貼；(2)職業訓練生活津貼，以及(3)雇主僱用獎助。其後，我國分別在 2009 年 8 月 14 日放寬大陸配偶在臺的工作權，取消原先團聚者需在臺二年方能申請依親居留的規定；2011-2013 年則依序調漲臨時工作津貼與雇主僱用獎助的發給標準。

表 57 我國政府輔助新住民的就業措施

生效日期	補助項目/變革	請領條件/變革內容	補助發給標準
2008/08/20	臨時工作津貼	公立就業服務機構受理失業之外籍配偶及大陸地區配偶辦理求職登記後，經就業諮詢並推介就業，有下列情形之一者，公立就業服務機構得指派其至用人單位從事臨時性工作，並發給其臨時工作津貼： (1)於求職登記日起十四日內未能推介就業。(2)工作報酬未達原投保薪資百分之六十，或工作地點距離日常居住處所三十公里以上而無法接受推介工作。 經公立就業服務機構就業諮詢並推介參訓，且其所參訓性質為各類全日制職業訓練。	每小時新臺幣一百元，每月最高發給一百七十六小時，最長以六個月為限。
	職業訓練生活津貼		職業訓練生活津貼每月按基本工資百分之六十發給，最長以六個月為限。
	雇主僱用獎助	僱用失業期間連續達三十日以上之外籍配偶或大陸地區配偶連續達三個月以上的雇主。	(1) 僱用外籍配偶或大陸地區配偶每週工作時數為三十二小時以上，期間連續達三個月以上者，依僱用人數每人每月發給新臺幣一萬元。 (2) 僱用外籍配偶或大陸地區配偶每週工作時數未達三十二小時者，期間連續達三個月以上者，依僱用人數每人每月發給新臺幣十元。
2008/10/22	雇主僱用獎助 (放寬雇主請領僱用獎助的條件)	僱用失業期間連續達三十日以上之外籍配偶或大陸地區配偶連續達三十日以上的雇主。	(1) 僱用外籍配偶或大陸地區配偶每週工作時數為三十二小時以上，期間連續達三十日以上者，依僱用人數每人每月發給新臺幣一萬元。 (2) 僱用外籍配偶或大陸地區配偶每週工作時數未達三十二小時者，期間連續達三十日以上者，依僱用人數每人每月發給新臺幣十元。
2009/08/14	修改「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」	取消原先團聚者需在臺二年方能申請依親居留的規定	-
2011/01/01	臨時工作津貼	未異動。	每小時新臺幣一百零二元，每月最高發給一百七十六小時，最長以六個月為限。
2012/01/01	臨時工作津貼	未異動。	每小時新臺幣一百零七元，每月最高發給一百七十六小時，最長以六個月為限。

生效日期	補助項目/變革	請領條件/變革內容	補助發給標準
	雇主僱用獎助	未異動。	<p>(1) 勞雇雙方約定按月計酬方式給付工資者，依下列標準核發：僱用外籍配偶或大陸地區配偶，依受僱人數每人每月發給新臺幣一萬元。</p> <p>(2) 勞雇雙方約定按前款以外方式給付工資者，依下列標準核發：僱用外籍配偶或大陸地區配偶，依受僱人數每人每小時發給新臺幣五十五元，每月最高發給新臺幣一萬元。</p>
2013/01/01	臨時工作津貼	未異動。	按中央主管機關公告之每小時基本工資核給，每月最高發給一百七十六小時，最長以六個月為限。
2017/07/03	勞動部勞動發特字第 10605110041 號令修正發布名稱及全文 27 點	<p>原名稱「促進外籍配偶及大陸地區配偶就業補助作業要點」修改為「促進新住民就業補助作業要點」</p>	<p>資料來源：「促進新住民就業補助作業要點」的法規沿革(https://laws.moj.gov.tw/FLAW/FLAWDAT07.aspx?lsid=FL046924)以及「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」的法規沿革(https://law.moj.gov.tw/LawClass/LawContent.aspx?PCODE=Q0010001)。</p>

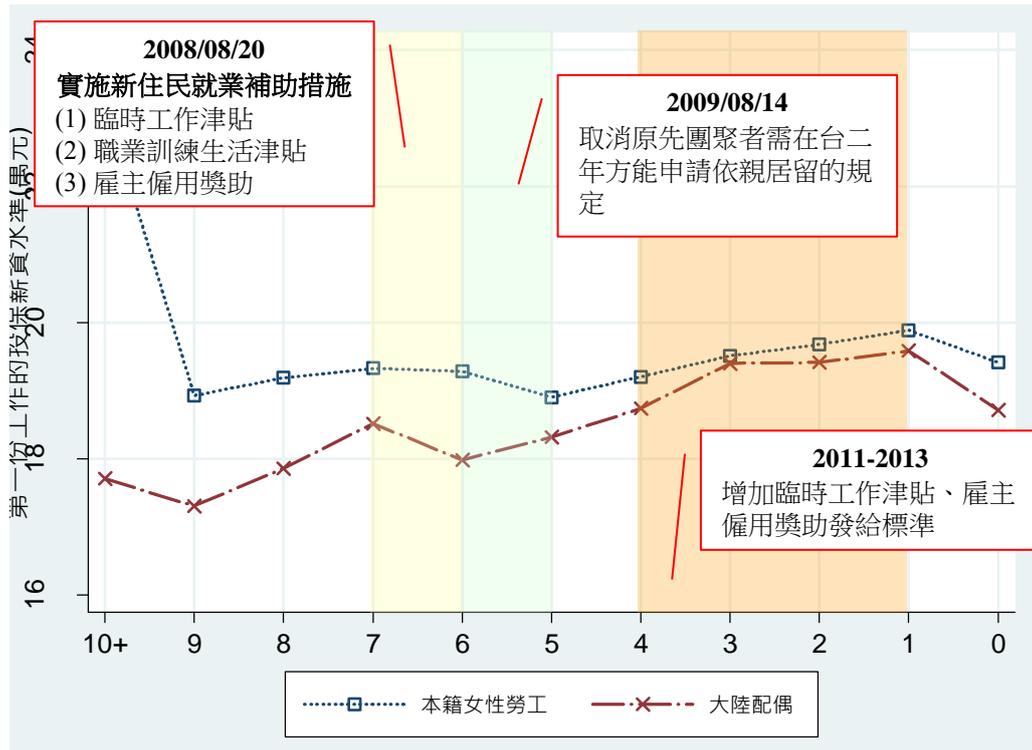


圖 59 不同工作經驗長度的本籍女性勞工、大陸配偶第一份工作的投保薪資水準與我國政府輔助新住民的就業措施

註：樣本包含所有在 2001-2015 年有生育記錄的大陸配偶與本籍女性勞工的觀察值。

資料來源：大陸配偶與本籍女性勞工第一份工作的投保薪資水準取自勞動部勞工保險局 2014 年 3 月、6 月、9 月、12 月與 2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月的舊勞保資料、2004-2015 年各月的新勞保資料，以及內政部 2001-2015 年的「出生通報檔」之串連資料。我國政府輔助新住民的就業措施則取自「促進新住民就業補助作業要點」的法規沿革 (<https://laws.mol.gov.tw/FLAW/FLAWDAT07.aspx?lsid=FL046924>) 以及「臺灣地區與大陸地區人民關係條例」的法規沿革 (<https://law.moj.gov.tw/LawClass/LawContent.aspx?PCODE=Q0010001>)。

若比較不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶第一份工作的投保薪資水準和我國政府在 2008-2015 年間輔助新住民的就業措施，則可發現大陸配偶與本籍女性勞工的投保薪資水準兩者之間所觀察到收斂的現象和我國政府在該段期間所採取的就業補助措施有一致的趨勢(圖 59)。綜言之，政府在這段期間所採行針對新住民(尤其是大陸配偶)在勞動供給端有關求職(就業諮詢並推介就業)與職業訓練方面的輔導與補助，以及在勞動需求端針對僱用新住民的雇主發給獎

助等措施似乎能有效地達成政府當初所設定促進新住民就業，同時並盡可能地給予不同族群的勞工與本籍勞工一致的工作條件的目標。未來政府應朝向繼續深化針對新住民所實施既有的就業補助措施。例如：針對那些領取僱用獎助的雇主，前三個月派員訪視並瞭解新住民的就業情形，同時並給予適時的輔導與幫助。

第五節 22K 政策對就業市場的影響

一、資料串連與分析方法

本研究將運用勞就保單位被保險人檔，討論 22K 政策實施對就業市場的衝擊，及長短期效果。使用的研究方法為差異中之差異估計法 (Difference-in-difference) 及中斷點迴歸設計 (Regression Discontinuity Design)。另外，除了勞就保單位被保險人檔外，亦將串聯事業單位檔，以取得公司規模、產業、地點等可能影響薪資及就業情形的相關變數，以做為控制外生因素之用。

(一) 差異中之差異估計法 (Difference-in-differences)

Difference-in-differences (DD)估計法，目前已廣泛應用於應用個體經濟的領域中，原因在於其主要解決了遺漏變數的問題，並且在政策效果評估的應用上，可處理「與時間有關但與政策無關」及「非政策造成之組間差異」等變數，在政策效果的評估上具有相當的便利性。

此法透過將資料區分為實驗組 (treatment group，受政策影響之群體) 與對照組(control group，未受政策影響之群體)的設計，免去工具變數 (instrumental variable)難尋的困擾，並選擇性偏誤 (selection bias)的影響，提供實證經濟學家分析政策的一個重要方法。

運用此一方法估計 22K 政策的影響時，必須要找到一個未受政策影響的對照組。而一個好的對照組須同時滿足不受政策影響，與資料呈現共同趨勢 (common trend) 等兩個要件，以排除在同時間，除了欲分析的修法政策之外，其他影響勞動市場的因素。

又由前文之敘述，22K 政策補貼的對象是大專畢業不超過三年的新進勞工，畢業超過三年的人不在補助之列，因此可以作為估計時的對照組。而又因為政策只有實施兩年，第三年後才畢業的新進勞工不在補助之列，因此也可以成為對照將迴歸模型設計如下：

$$Y_{it} = \alpha + \tau D_i + \beta_1 T_t + \beta_2 D_i T_t + \beta_3 X_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在(1)式中， Y_{it} 為主要的結果變數，代表個人 i 在 t 年時的就業狀態與工資； D_i 為一個二元虛擬變數，有資格請領 22K 補助者其值為 1，其餘為 0； T_t 為一個二元虛擬變數，22K 政策執行期間中其值為 1，其餘為 0； X_i 為其他外生因素項； ε_{it} 為隨機誤差項。

其中，迴歸係數 β_1 捕捉了被解釋變數在政策改變前後的變化，而迴歸係數 τ 則顯示了實驗組與對照組組間的平均差異。 β_2 是本研究最感興趣的迴歸係數，其代表由 DD 估計法所得之實施後的政策效果。如果政策沒有對結果變數有任何效果，也就是當政策沒有對個人的就業狀態及工資等有任何效果時，則 β_2 應該為零。

(二) 中斷點迴歸設計 (Regression discontinuity design)

Regression discontinuity design(RDD) 亦是當今實證經濟學常用的估計方法之一，其可利用離臨界點 (cut-off point) 較近的資料進行估計，以減少偏誤的發生，並判斷政策執行期間前後出現的斷點是否顯著。本研究使用中斷點迴歸於 22K 政策分析上，主要的優點在於政策執行時間點明確，臨界點左側樣本接受處置效果 (treatment effect) 的機率為 0，臨界點右側的樣本接受處置效果的機率為 1，表示可使用確定型 RDD (Sharp Regression discontinuity design) 對 22K 政策進行效果分析。藉由迴歸模型進行估計並繪製圖表，觀察各種結果變數是否出現不尋常的墜落現象 (discontinuity)，以檢視 22K 政策對於就業與工資的影響。

以 Local linear regression 建立之模型如下：

$$Y_{ic} = \alpha + \beta_1 c + \beta_2 T_c + \beta_3 c T_c + \beta_4 X_i + \varepsilon_{ic} \quad (2)$$

在(2)式中， Y_{ic} 為一結果變數，主要的結果變數為個人 i 在 c 日的就業狀態或工資； c 為 running variable，在此為相對於政策實施日的天數(政策開始當日為 0，隔日為 1，前一日則為-1，以此類推)； T_c 為一個二元虛擬變數，政策執行期間中為 1，其他為 0； X_i 為其他外生因素項； ε_{ic} 為隨機誤差項。

其中， β_2 為 RDD 估計法中最關心的迴歸係數，該係數為 22K 政策的效果。如果政策沒有對該結果變數，也就是個人的就業狀態或工資，有任何效果，則 β_2 應該為零。

在資料使用上，勞就保單位被保險人檔中載有被保險人(即勞工)的加退保日期及投保薪資，可藉以識別個別勞工的就業狀況。因為勞保投保薪資不包含獎金、紅利、各類津貼，且級距具有上限，故有低估勞工薪資的情形。但由於本研究之研究對象集中在青年族群，其受薪資級距上限之影響較小，使得勞工薪資低估的情形較為輕微。

二、分析結果

(一) 圖形分析

圖 60 是 22-25 歲男性青年勞工的薪資組成時間趨勢圖。本圖中每一條線代表一個特定的薪資級距；橫軸為季度，縱軸則是以該薪資級距投保的男性青年勞工，於該季度中佔全體勞工人數的百分比。在圖 60 中，可看到在 2009 年第 2 季，22K 政策開始實行後，投保薪資在 22K 所屬的 22,800 元級距的男性青年勞工比例有明顯的增加，但在一年後的 2010 年第 3 季後，22,800 元級距的比例開始下滑。於此同時，在 22800 的上下幾個級距中，雖比例略有下降，但整體來說並未有太顯著的影響。

圖 61 則是 22-25 歲女性勞工的薪資組成時間趨勢圖。本圖繪製方式與圖 60 相同，除縱軸比例略有不同外，其他設定皆相同。在圖 61 中，可看到女性勞工的薪資級距組成，與男性青年勞工相同的部分是，在 2009 年第 2 季，22K 政策開始實行後，投保薪資在 22K 所屬的 22,800 元級距的女性青年勞工比例也有明顯的增加，而且幅度較男性更大；但不同的是，女性勞工此一比例在 2010 年第 1 季才達到峰值，且較前一季的增加幅度也相當大，相對的，女性勞工在政策結束後，22,800 元級距的比例下滑的幅度也更大。綜合以上分析，本研究認為 22K 政策有暫時性的影響，但政策是否存在以受補助的新員工取代薪資較高的舊員工

的替代效果、22K 政策是否造成大學生起薪的錨定效應(anchoring)，以及是否有在補助期滿後解雇受補助員工的現象，由於從圖中未能看出其他級距於政策前後有明顯下降，仍待進一步的分析。

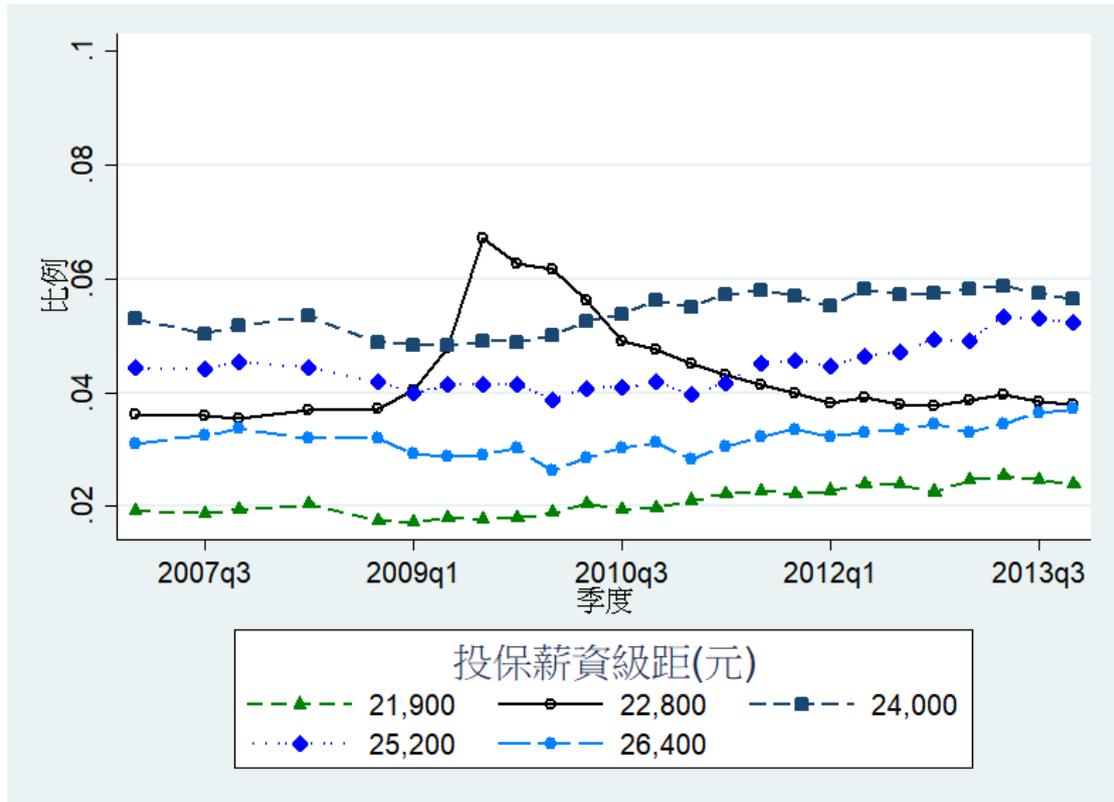


圖 60 22-25 歲男性勞工薪資組成時間趨勢



圖 61 22-25 歲女性勞工薪資組成時間趨勢

另外，使用 2004 年 1 月至 2017 年 3 月期間，勞就保單位被保險人檔的月資料，以圖形分析了不同出生年份的青年就業比例以及平均薪資。必須說明的是，由於無法得知青年投入勞動市場的確切人數，因此在此將就業比例定義為「勞保的投保人數，除以該年度所有出生人數」，而非一般定義的就業率。此外，由於本國學年是自 9 月開始至隔年 8 月結束，圖中所有出生年份，皆指該年度 9 月至隔年 8 月出生之青年，以避免學年與曆年不一致的影響。

圖 62 是男性青年的就業比例時間趨勢圖，灰色虛線(顏色由淺至深)分別為 1981 年學年度至 1990 年學年度(即 1981 年 9 月至 1991 年 8 月)出生的男性青年逐月的就業比例，藍色實線(顏色由淺至深)分別是各年度 22 至 27 歲男性青年，於當年 7 月的就業比例，而兩條垂直線代表 22K 政策開始以及結束的時間點(後同，不再贅述)。圖中可以看到自 2007(即民國 96 年)年開始，23 歲以下青年就業的比例不斷減少，且在 2008 年(即民國 97 年)，此一效果擴大到 26 歲以下的青年，並在 2009 年(即民國 98 年)達到低點。但在 2009 年 22K 政策實行後，各年

齡的就業比例皆有明顯的回升，顯示該政策可能達成了促進青年就業的效果。

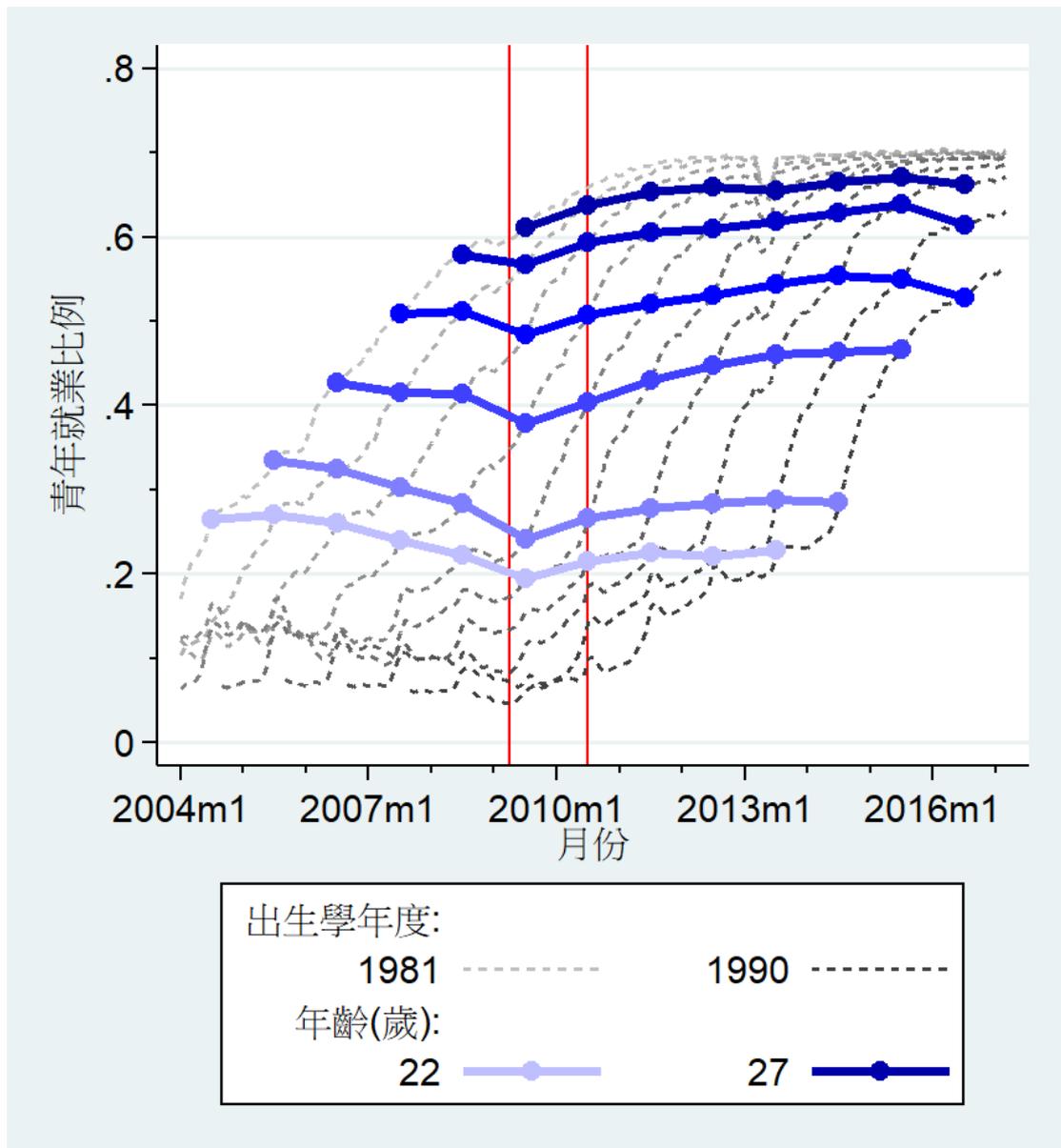


圖 62 男性青年的就業比率時間趨勢圖

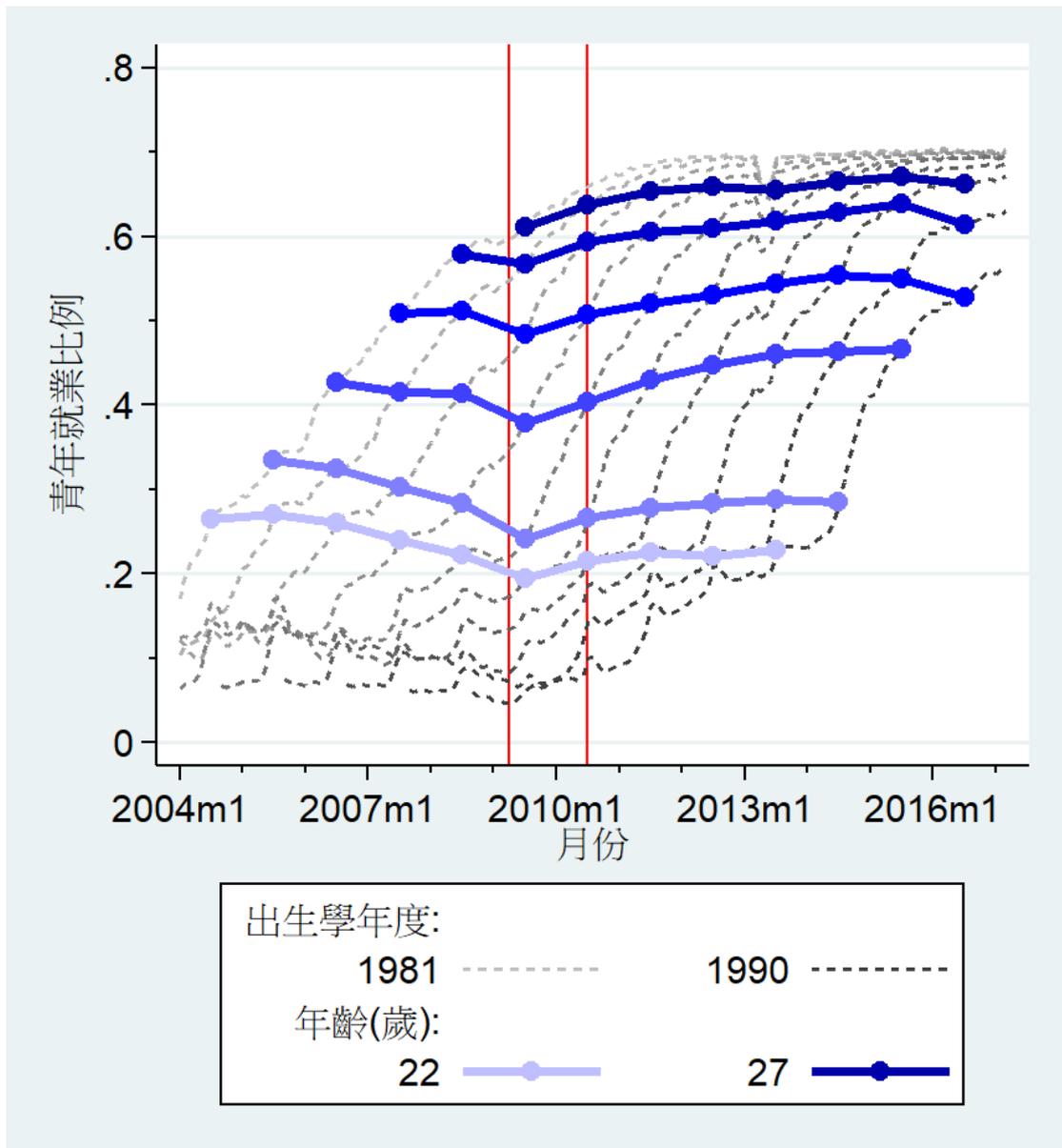


圖 63 女性青年的就業比率時間趨勢圖

圖 63 則是女性青年的就業比率時間趨勢圖，灰色虛線(顏色由淺至深)分別為 1981 年學年度至 1990 年學年度出生的女性青年逐月的就業比例，綠色實線(顏色由淺至深)分別是各年度 22 至 27 歲女性青年，於當年 7 月的就業比例。圖中可以看到在 22 歲(大多數人的大學畢業年齡)時投入職場的女性青年比例，在 22K 政策實行之前逐年下滑。但相較於男性青年，女性青年在 23 歲之後的就業比例，在 2009 年 22K 政策實行前較無變動。而在 22K 政策實行後，2010 年(即民國 99 年)起各年齡層的就業比例皆有上

升，惟幅度較男性青年為小。

接下來是薪資的時間趨勢圖。本研究使用逐月的消費者物價指數(以 2015 年平均
值為基準)計算實質薪資，以去除物價變動的影響。因此，下列所呈現的途中，薪資皆
為實質薪資，後文不再贅述。

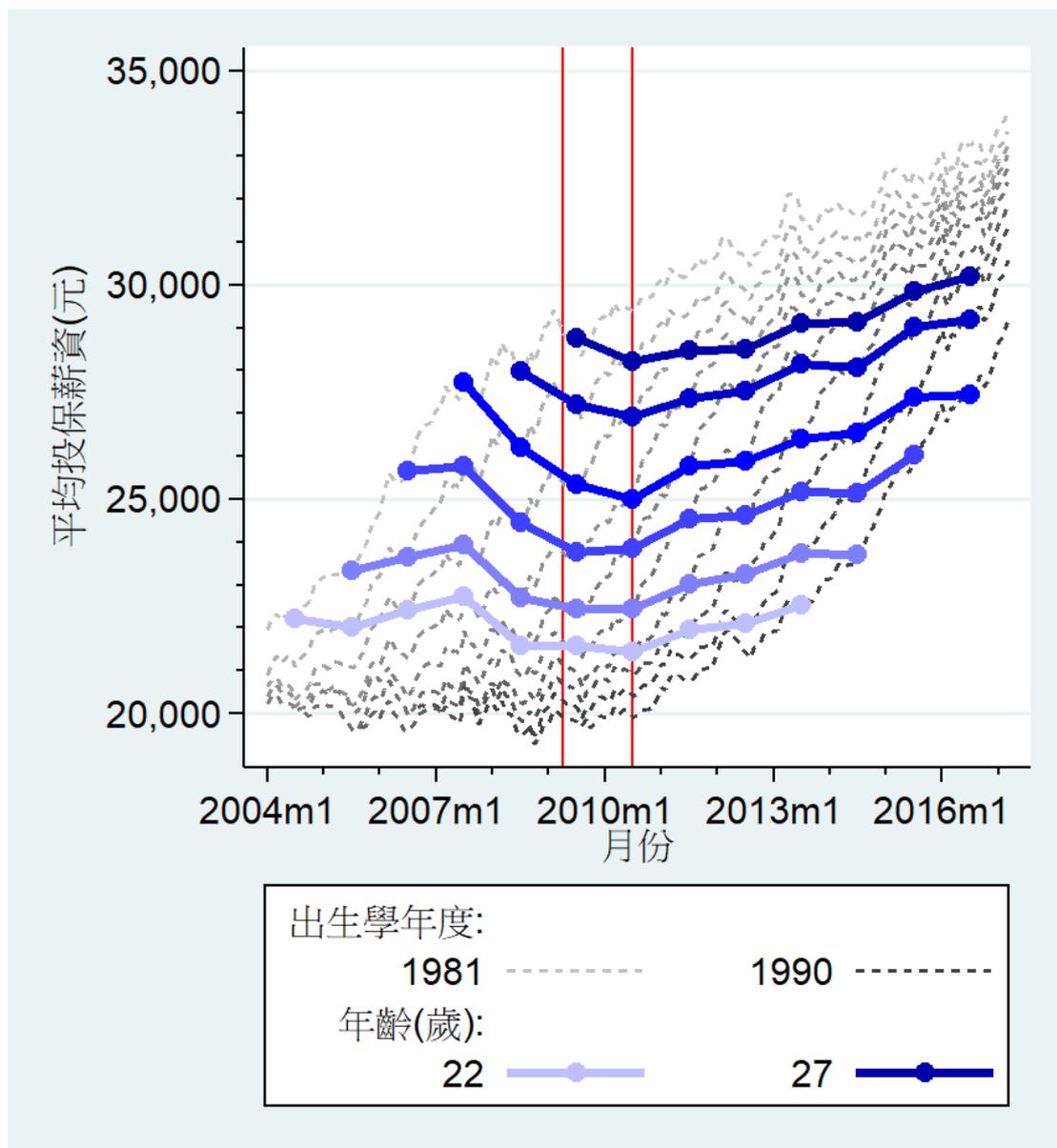


圖 64 男性青年平均薪資時間趨勢圖

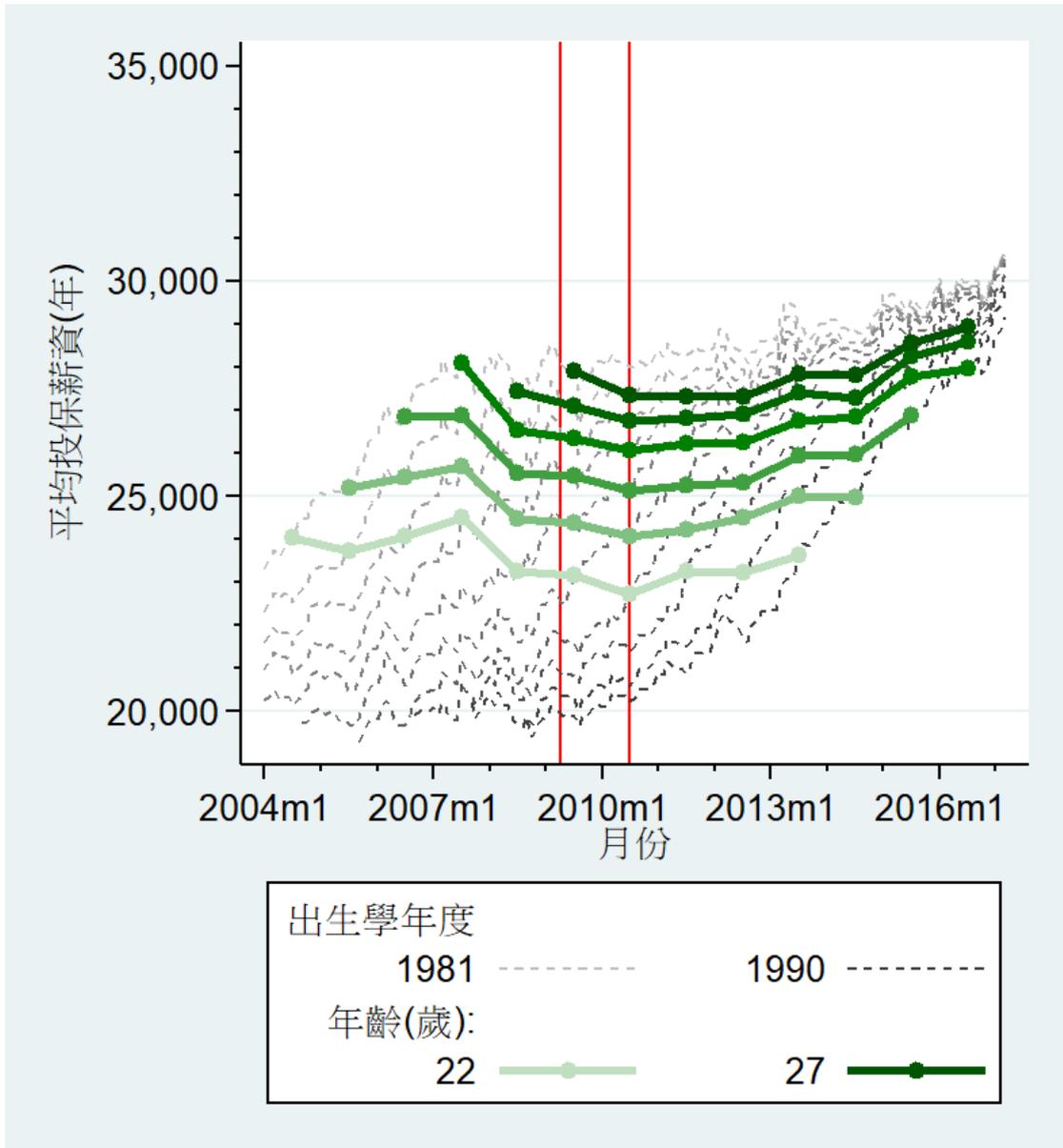


圖 65 女性青年平均薪資時間趨勢圖

圖 64 及圖 65 分分別是男性青年以及女性青年的平均實質薪資時間趨勢圖，灰色虛線(顏色由淺至深)分別為 1981 年學年度至 1990 年學年度出生的男性(女性)青年逐月的平均實質薪資，藍(綠)色實線(顏色由淺至深)分別是各年度 22 至 27 歲男性(女性)青年，於當年 7 月的平均實質薪資。在兩圖中可以看到，無論男性或女性，在 2007 年開始的金融海嘯期間，平均薪資皆明顯的下滑，一直到了 22K 政策結束的 2010 年到達低

點，但在 2011 年起皆逐步回升，且男性青年實質薪資的回升速度高於女性。此一結果顯示，22K 政策對青年薪資的提昇可能較無效果，但應未造成青年起薪的錨定效應 (anchoring)。

另外，女性青年雖然在 22-24 歲的時期，平均實質薪資高於男性，但因為男性薪資成長較快，到了 27 歲左右時，男性的平均實質薪資就已明顯超越女性。這也是在計畫之外的另一個發現，往後亦可針對此現象進行研究。

(二) 數據分析

本研究之分析資料來自 2004 年 1 月至 2017 年 3 月之勞就保單位被保險人檔的逐月資料。由於硬體設備之限制，迴歸分析無法以所有勞工之母體進行，故本研究以取後不放回之方式，自母體資料抽取 5% 的樣本後進行分析。為避免單次抽樣失準，故重複 10 次抽樣分析的過程，經平均後得到最後結果。

1. 差異中之差異估計法 (Difference-in-difference)

本研究利用兩個二元虛擬變數(dummy variable)建立兩個不同的差異：一是「是否符合 22K 補助申請資格」，若是則該值為 1，否則為 0；另一為「是否在 22K 補助的發放期間中」，若是則該值為 1，否則為 0。22K 補助的申請資格為 2006 年至 2008 年(即民國 95 年至 97 年)自大專院校畢業者，但由於無法判別個別勞工實際自大專畢業的時間，故以出生日期推算，在不考慮延畢、跳級等影響就讀期間的狀況下，並假設所有人皆有念大學，則符合此一條件的勞工應為 1984 年 9 月至 1986 年 8 月(即民國 73 年 9 月至 75 年 8 月)出生之勞工。而 22K 補助的發放期間為 2009 年 4 月至 2010 年 9 月(即民國 98 年 4 月至 99 年 9 月)。本部分每次抽樣數為 11,475,479 筆，僅有加保紀錄者才列入。

表 58 差異中之差異估計法 (Difference-in-difference) 分析結果

結果變數	實質薪資	log(實質薪資)	虛擬變數： 是否就業
虛擬變數 D_i ： 是否符合 22K 補助申請 資格	-209.9*** (6.041)	-0.00738*** (0.000206)	0.616*** (0.000276)
虛擬變數 T_i ： 是否在 22K 補助的發放 期間	-1,410*** (10.43)	-0.0518*** (0.000355)	-0.0502*** (0.000307)
$D_i \times T_i$	-1,726*** (18.58)	-0.0551*** (0.000633)	0.0502*** (0.000836)
Constant	27,804*** (3.309)	10.18*** (0.000113)	0.384*** (0.000104)
樣本數	11,475,479	11,475,479	24,667,673

註：括號內為標準差。***/**/*分別代表係數 p-值小於 0.1/0.05/0.01。

經過分析發現當勞工「符合 22K 補助申請資格」，其實質薪資會較不符合資格者低約 0.74%，相當於約低了 210 元；而「在 22K 補助的發放期間中」加保的勞工薪資較未於補助發放期間加保者實質薪資平均低 5.18%，相當於低了約 1,410 元。由於符合 22K 補助申請資格的勞工普遍年資較低，而 22K 補助的發放期間正逢景氣低迷期間，有此一結果並不意外。但值得注意的是，同時符合這兩個條件時(即「符合 22K 補助申請資格」的勞工「在 22K 補助的發放期間中」)的薪資，平均低 5.51%(約 1,726 元)，顯示 22K 政策並無助於提升青年在金融海嘯期間的薪資，反而有抑制的效果。

至於 22K 政策對於就業情形的影響，發現當勞工「符合 22K 補助申請資格」，就業機會較不符合的人高 61.6%；而在「在 22K 補助的發放期間中」，

就業機會平均低 5.02%。但由於必須曾經有勞保加保紀錄，才會被記錄在資料中，因而有選樣偏差(selection bias)的問題。因此，對補助效果的估計恐有高估之嫌。相對來說，在補助發放期間的就業情形較差，是經濟蕭條期間的正常現象。另外，同時符合這兩個條件時(即「符合 22K 補助申請資格」的勞工「在 22K 補助的發放期間中」)的就業機會平均高 5.02%，顯示 22K 政策雖然有抑制青年薪資的效果，但確實有助於提升青年就業。本部分每次抽樣數為 24,667,673 筆，若觀察期間任一個月有加保紀錄即列入。

2. 中斷點迴歸設計 (Regression Discontinuity Design)

22K 政策的實施日為 2009 年 4 月(即民國 98 年 4 月)，本研究以此為斷點，以月為斷點產生 running variable。另外套用前面 DD 模型中「是否在 22K 補助的發放期間中」的虛擬變數進行分析。

在此一模型中，「在 22K 補助的發放期間中」加保的勞工，其實質薪資平均比未於該期間加保之勞工低了 0.25%，相當於 103 元左右，而由 running variable 分析結果可知，實質薪資在觀察期間，每月以平均 0.19%(即每年約成長 2.23%)的速率成長。但在 22K 的補助期間中，此一成長速率每月減少 0.08%，亦即在這段期間內，每月薪資成長率平均掉到只有 0.11%(即每年約 1.31%)。顯示 22K 政策可能為薪資成長帶來負面的衝擊。

在就業情形的影響方面，「在 22K 補助的發放期間中」，勞工的就業機會平均低 2.84%，雖較 DD 模型估計為低，但整體效果方向仍屬合理。另外，「在 22K 補助的發放期間中」，就業機會每月平均增加 0.74%，較期間外高 0.25%，顯示 22K 政策應有助促進勞工就業，這點與 DD 模型的估計效果略同。

上述分析之抽樣數與 DD 模型相同。結果變數為薪資時為 11,475,479 筆；結果變數為就業與否時為 24,667,673 筆。

表 59 中斷點迴歸設計 (Regression Discontinuity Design) 分析結果

結果變數	實質薪資	log(實質薪資)	虛擬變數： 是否就業
虛擬變數 T_c ： 是否在 22K 補助的發放 期間	-103.2*** (16.41)	-0.00245*** (0.000558)	-0.0284*** (0.000523)
running variable c (2009m4 = 0)	52.69*** (0.0665)	0.00186*** (2.26e-06)	0.00484*** (1.96e-06)
$c \times T_c$	-17.21*** (1.542)	-0.000771*** (5.24e-05)	0.00252*** (5.15e-05)
Constant	25,566*** (3.850)	10.11*** (0.000131)	0.389*** (0.000101)
樣本數	11,475,479	11,475,479	24,667,673

註：括號內為標準差。***/**/*分別代表係數 p-值小於 0.1/0.05/0.01。

三、研究限制及未來展望

由於本研究原先預期取得的資料，在實際向相關部會溝通時，常得到無法提供或早已佚失的回覆，導致在變數定義及固定效果 (fixed effect) 分析上多有侷限，無法得到更精確的結果。就此一子題而言，有助於估計但未能取得的資料包括：

- (一) 22K 補助請領的企業及勞工名單：此一清單有助於清楚區分受影響的勞工，有助於估計確切的政策效果。
- (二) 大專院校學籍資料、大學入學考試相關資料：這兩類資料有助於了解勞工是否有大專學歷，以及掌握青年勞工確切的畢業時間，若結合前述請領清單，有助於區分「接受補助」與「有資格但未請領補助」兩族群間的受影響程度差別。即使未能取得請領清單，也有助於更精確的區分勞工有無請領補助資格，有助於更精確的估計影響。

此一議題雖已有初步結論，但仍可以就性別、產業、地區等變相進行分群研究，故仍有發展空間，期望未來能再進行更細部的分析。

第六節 景氣循環對大學畢業生就業市場的衝擊

一、分析方法

Oreopoulos (2012)以加拿大的稅務、聘僱、教育等行政資料，分析加拿大於 1982 年至 1995 年間，景氣波動對大專畢業生未來薪資的影響。該研究發現於經濟衰退期間畢業投入職場的大專畢業生，其薪資較低，且其影響可達十年之久，但此一影響隨學生課業表現及產業不同有所差異。

本研究參考上述研究，並依資料取得情形加以修正後，以最小平方法(ordinary least square regression, OLS) 估計景氣循環對於本國大專畢業生薪資及就業的影響。估計模型設定如下：

$$\log \bar{y}_{crt} = \alpha + \beta_e UR_{cr0} + \gamma X_{crte} + u_{crt} \quad (1)$$

其中， \bar{y}_{crt} 為主要結果變數，代表於 c 年度年滿 22 歲，於 r 縣市就業的某青年勞工，於 t 月時的投保薪資， UR_{cr0} 為 c 年度 r 縣市的失業率，其迴歸係數 β_e 即為畢業時的失業率，對青年勞工投入職場滿 e 月後的薪資影響。 X_{crte} 為外生變數控制項， u_{crt} 則為隨機誤差項。

此外，依循 Oreopoulos (2012)的設定，將長期的失業率放入模型中，以了解考慮長期失業率後，就業當年的失業率是否仍對青年薪資水準的長期表現有所影響。估計模型設定如下：

$$\log \bar{y}_{crt} = \alpha + \beta_{e,01} \overline{UR}_{01} + \beta_{e,23} \overline{UR}_{23} + \beta_{e,45} \overline{UR}_{45} + \dots + \gamma X_{crte} + u_{crt} \quad (2)$$

其中， $\overline{UR}_{01} = \frac{1}{2}(UR_{cr0} + UR_{cr1})$ ， \overline{UR}_{23} 、 \overline{UR}_{45} 等等以此類推。其餘變數皆同 (1) 式中之設定。

受限於資料，上述模型設定與 Oreopoulos (2012)有部分不同之處。首先，本研究使用的薪資資料為勞保月投保薪資，而非稅務資料，故獎金、紅利等收入無法計入。其次，因現階段無大專生學籍資料供參，亦無法獲知其實際畢業時間，故目前先以排除所

有於 22 歲(大多數大專生之畢業時間)前有全職工作經歷的青年勞工的方式，模擬大專畢業生之群體，並以青年勞工的出生日期，假設其皆於 22 歲時自大專院校畢業，推測其實際畢業時間。最後，本模型以青年勞工首份工作投保單位的所在地，定義為青年勞工的初始工作地點，但本國國內人口流動較加拿大容易且頻繁，且投保單位所在地與實際工作地可能不同，故此一設定可能造成估計誤差。

二、分析結果

本研究之分析資料來自 2004 年 1 月至 2017 年 3 月之勞就保單位被保險人檔的逐月資料。由於硬體設備之限制，迴歸分析無法以所有勞工之母體進行，故以取後不放回之方式，自母體資料抽取 5%的樣本後進行分析。為避免單次抽樣失準，本研究重複 10 次抽樣分析的過程，經平均後得到最後結果。

首先，根據(1)式的分析發現，當畢業時的失業率每升高 1 個百分點，青年未來的薪資平均低 1.95%(或 691 元)。而每多一個月的工作經驗，平均可以帶來 0.27%的薪資增加，但此一薪資增加會隨工作經驗的累積而遞減。據此可知，畢業時若經濟較為蕭條，則未來的薪資也可能較低。

接著根據(2)式進行分析，在此分析結果與前面所述有截然不同的結果。考慮畢業後幾年的失業率後，本研究發現後面幾年的失業率，對於青年勞工的薪資有著更大的負面影響，此一負面影響大約在畢業後 6-7 年間最大，失業率每增加 1 個百分點可以帶來 5.50%(或 2,023 元)的負面影響。令人意外的是，剛畢業時的失業率，與勞工未來薪資的關係反而轉為正向影響：失業率每增加 1 個百分點，反而讓勞工未來薪資平均高出 0.36%(或 113 元)。幅度雖不大，但仍讓人意外。

就(2)式的分析結果推測可能的原因在於能在經濟蕭條期間找到工作的人，本身可能就較有競爭力，因而在蕭條期間的就業，釋放出了一個勞工能力的訊號。但進入職場後，若逢經濟蕭條期間，薪資成長可能也較小，因而導致這樣的結果。但由於可觀察的資料期間僅有 13 年左右，可觀察到的時間長度也較短，這樣的分析結果是不是就是臺

灣勞動市場的樣態，仍有待後續更長的資料引入後，再進一步分析討論。

表 60 迴歸分析結果

結果變數	實質薪資	實質薪資	log(實質薪資)	log(實質薪資)
UR_{cr0}	-690.84*** (9.9151)		-0.01946*** (0.0003285)	
\overline{UR}_{01}		112.52*** (18.615)		0.003683*** (0.0006148)
\overline{UR}_{23}		-386.37*** (27.691)		-0.00979*** (0.000911)
\overline{UR}_{45}		-631.41*** (38.998)		-0.01686*** (0.0129)
\overline{UR}_{67}		-2,023.50*** (44.829)		-0.05504*** (0.00148)
\overline{UR}_{89}		-833.56*** (62.077)		-0.0178*** (0.00205)
工作經驗	77.078*** (0.2569)	77.694*** (0.312)	0.002736*** (8.539e-06)	0.002743*** (1.039E-05)
(工作經驗) ²	-0.3204*** (0.00158)	-0.2819*** (0.00196)	-1.085E-05*** (5.209e-08)	-9.496E-06*** (6.467E-08)
Constant	25,052*** (48.905)	39192*** (332.65)	10.073*** (0.00165)	10.426*** (0.01092)
平均樣本數	13,971,127	11,949,830	13,971,127	11,949,830

三、研究限制及未來展望

與 22K 的研究相同，由於資料取得的侷限，本研究仍有許多可以更精確的空間。舉例來說，如果可以取得大專院校學籍檔，確切知道青年的畢業時間後，可以更精確的定義畢業當年的景氣狀況，也可以以勞工就讀科系的學群分類，進行分群研究的比較。另外，正如前一節所述，此一研究需要長期的觀察才能有較為全面且穩定的分析，雖然未來的資料必須等待時間經過，但勞工保險自 1950 年由省政府開辦，1960 年省勞保局

成立，到取得的最早一筆資料——2004年1月之間，仍有非常長一段資料尚待開發，期待未來這些資料順利數位化後，能對此一研究，以及戰後臺灣的勞動市場發展歷程，能有更進一步的了解。

第五章 結論與政策建議

第一節 臺灣育嬰留職停薪分析

一、育嬰留職停薪政策對於生育婦女勞動市場表現的影響

婚育婦女的勞動參與率相較於其他族群向來比較低，2009 年育嬰留職停薪的政策，提供了生育婦女短期的工作保護，然而如同過去文獻所指出，長期而言，職場中斷與在家照顧小孩的育嬰假經驗對就業的影響有可能正也有可能負。本研究使用勞保資料，針對 2009 年政策實行後造成的變化，估計申請育嬰留職停薪如何影響生育婦女在小孩 4 歲時的就業狀況。本研究使用了 3 種不同的統計模型進行估計，分析結果發現，育嬰留職停薪津貼政策提升了職業婦女在生產後申請育嬰留職停薪的機率，但育嬰留職停薪並沒有提升婦女在生產 4 年後留在職場的機率。

本研究潛在的限制為目前僅考慮了生育時有工作的女性在生育後的就業狀況，但沒有納入懷孕到生育這段期間是否離職的決策。主要的原因是生育婦女樣本是從勞保資料中請領生育津貼的女性來界定，因此對於懷孕之後就離職的女性，因為無從判斷一個離職女性是否懷孕，從勞保資料中無法納入樣本。未來研究將結合勞保資料以外的資料，界定懷孕婦女樣本，進一步探討育嬰留職停薪是否降低了懷孕到生產這段期間離職的機率。

本研究的結果，並非不支持育嬰留職停薪政策。政策效果在不同的時空背景自然會有不同的效果，2009 年前後政策變化的效果，不一定適用在目前的情境。由法律提供對於生育婦女提供短期在家照顧小孩而不會被解職的保護，立意良善。本研究的結果，說明了生育婦女所面對的工作家庭兩難困境不能僅依靠育嬰留職停薪政策。畢竟小孩出生之後會需要有人照顧，母親被想像的照顧者的角色並不因為育嬰留職停薪的結束而結束，更完善的托嬰政策，搭配育嬰留職政策才能讓母親安心回到職場。

二、育嬰留職停薪政策對新生兒健康的影響

在育嬰留職停薪對新生兒健康影響的部分，本研究合併勞保資料與健保資料進行分析。本研究控制了新生兒的健康狀況，排除健康狀況異常的新生兒，並利用政策前後造成的育嬰留職停薪機率差別，來了解育嬰假對新生兒健康的影響。研究發現，母親在小孩 1 歲前申請育嬰留職停薪增加了短期小孩住院次數，但長期沒有影響。可能的解釋包含育嬰假排擠了原先若是沒有請育嬰假可以有的支援，或是請過育嬰留職停薪的媽媽可能對小孩狀況比較緊張，因此在不需住院的情況下也希望可以讓小孩留在醫院。

第二節 失業對勞動市場與個人健康之影響

失業者重返勞動市場分析的研究結果發現，個人經歷失業除了對其未來在薪資表現上造成明顯負向影響之外，亦可能增加個人至精神科門診就診的機率與就診次數。可見失業所產生的負面效果並不僅在當下的所得減少，其對於失業者未來的薪資報酬與心理健康皆有深層的影響。因此，如何能減緩失業者在經歷失業後所面臨的這些負面衝擊將是相關單位在未來的重要研究方向。政府現今已有完善的失業保險給付辦法，這應可減緩失業者的薪資報酬衝擊；除此之外，政府可考慮對於失業勞工提供心理諮詢的管道，或者對失業勞工進行就業輔導的同時給予心理輔導，以減輕失業勞工之精神壓力。

第三節 基本工資的政策效果

一、研究結果發現，2007 年基本工資調漲導致：

- (一) 兼職就業量大幅度提高，廠商的兼職薪資支出明顯增加。
- (二) 全職「低薪者」(低於調漲後基本工資)之實質薪資所得提高、就業率微幅增加。
- (三) 全職「次低薪者」(比調漲後基本工資稍高)名目薪資受到壓抑、實質薪資下滑、就

業率明顯提升。

(四) 全職新聘率增加、離職率降低；兼職不論離職或新聘率均提高。

二、政策建議：

(一) 基本工資調漲可提升低薪者所得、降低貧富差距。

(二) 基本工資調漲或可促進就業與生產。

第四節 新住民的就業與健康

一、結論

本研究主要使用本所原有的季勞保資料(2009-2016 年 12 月)、勞動部勞工保險局提供的月勞保資料(2016 年 12 月)與事業單位檔之串連資料，以及內政部的「出生通報檔」(2001-2015 年)，建構在 2014-2015 年 3 月、6 月、9 月、12 月有就業記錄且育有子女的大陸配偶與本籍女性勞工樣本，且針對不同工作經驗(= (樣本觀察值最近投保的年月 - 最早投保的年月) / 12)長度的大陸配偶與本籍女性勞工進行勞動市場結果差異性的分析。

本研究主要的結論可摘要如下：(1)由於本研究所建構的大陸配偶與本籍女性勞工樣本皆為在 2001-2015 年育有子女者，是故不同工作經驗長度之大陸配偶與本籍女性勞工其最早可追溯第一份工作的就業年齡亦反映出兩者歷年在生育年齡上的差距：大陸配偶從事第一份工作的年齡大致皆維持在 28.54-31.40 歲之間；本籍女性勞工其從事第一份工作的平均年齡則隨著工作經驗長度的縮短而有增加的趨勢。(2)各個世代(以工作經驗的長度判斷)的大陸配偶其第一份工作即從事全職工作的比例大多皆能維持在 88%的水準以上；反之，本籍女性勞工第一份工作即是全職工作的比例則有愈趨下降的現象。(3)最近來臺的大陸配偶其第一份工作的投保薪資水準有愈來愈趨近本籍女性勞工的現象，且此收斂的現象與我國在這段期間所採取調漲基本工資的政策無關。

由於有高達 94%的大陸配偶係為女性(如表 52)，是故本研究利用勞動部勞工保險

局近十年(2009-2016年)12月勞保單位被保險人檔(包括2009-2015年12月的舊勞保資料與2016年12月的新勞保資料)與事業單位檔之串連資料,針對大陸配偶的工作型態、就業地點以及其所從事之細類行業別等相關的敘述統計量所做的初步分析因而可輔助上述大陸配偶與本籍女性勞工薪資差異性分析的結果,同時並大致勾勒出各個世代大陸配偶就業的質化狀態。例如:圖48說明大陸配偶從事兼職工作的比例有逐年上升的趨勢:在2009年從事兼職工作的比例為8.54%;2011年為9.25%;2013年為9.31%;2016年為12.83%。其次,圖49指出大陸配偶在2009-2016年期間的工作地點大致以臺北市、新北市與桃園市為主。最後,圖51顯示大陸配偶在2009-2016年間所從事前三大的細類行業分別為未分類其他電子零組件製造業、其他個人服務業以及餐館業;只是在此期間主要的細類行業別歷經顯著的變動:2009-2011年主要從事的細類行業為未分類其他電子零組件製造業、2013年轉為其他個人服務業、2016年又轉為以餐館業為主。

二、政策建議

由於本研究主要發現大陸配偶第一份工作的投保薪資水準與本籍女性勞工有隨著其來臺工作時間的晚近而逐漸收斂的現象,且該現象與我國在這段期間所採取調漲基本工資的政策無關,故本研究據此做出以下推論:若投保薪資水準可做為一綜合反映大陸配偶就業狀態的衡量指標,則大陸配偶在2004-2015年期間的就業條件有隨著不同的世代(以工作經驗的長度判斷)而有顯著改善的趨勢。

我國政府在2008年8月20日公布並施行「促進新住民就業補助作業要點」(在2017年7月3日前稱之為「促進外籍配偶及大陸地區配偶就業補助作業要點」),同時並針對新住民進行相關的就業補助措施(表57)。我國自2008年起針對新住民所採取的就業補助措施共包括:臨時工作津貼、職業訓練生活津貼、雇主僱用獎助。其後,我國分別在2009年8月14日放寬大陸配偶在臺的工作權,取消原先團聚者需在臺二年方能申請依親居留的規定;2011-2013年則依序調漲臨時工作津貼與雇主僱用獎助的發給

標準。

若比較不同工作經驗長度的本籍女性勞工與大陸配偶第一份工作的投保薪資水準和我國政府在 2008-2015 年間輔助新住民的就業措施，則可發現大陸配偶與本籍女性勞工的投保薪資水準兩者之間所觀察到收斂的現象和我國政府在該段期間所採取的就業補助措施有一致的趨勢(圖 59)。綜言之，政府在這段期間所採行針對新住民(尤其是大陸配偶)在勞動供給端有關求職(就業諮詢並推介就業)與職業訓練方面的輔導與補助，以及在勞動需求端針對僱用新住民的雇主發給獎助等措施似乎能有效地達成政府當初所設定促進新住民就業，同時並盡可能地給予不同族群的勞工與本籍勞工一致的工作條件的目標。未來政府應朝向繼續深化針對新住民所實施既有的就業補助措施。例如：針對那些領取僱用獎助的雇主，前三個月派員訪視並瞭解新住民的就業情形，同時並給予適時的輔導與幫助。

第五節 22K 政策與景氣循環對就業市場的影響

景氣循環與其對青年就業的影響向來是政府部門制訂青年政策的重要考量之一。而「大專畢業生至企業職場實習方案」(即 22K 政策)，即是針對 2008 年以降，金融海嘯引起經濟蕭條，造成青年失業率上升的現象的政策反應。此一方案於推出期間，社會輿論就多有討論，並對此一政策帶來的各種效果存有疑慮。本節之研究，目的即為就景氣循環對青年的薪資影響，以及 22K 政策對青年勞動市場的衝擊，利用政府部門的行政資料，給予一個客觀的效果估計。

首先，就景氣循環對青年薪資的影響部分，在考慮到整個職涯中的景氣循環狀況下，本研究發現，在失業率較高的期間投入職場的青年，平均而言反而會在其職涯中獲得較高的薪資。對於此一現象，推論是在失業率較高的情況下，若還能找到工作，可能代表該名勞工相較於其他勞工的能力較佳，因此仍然可以在失業率高的期間找到工作，而也因為其能力相對較佳，在未來的職涯發展中，可以取得相對較高的勞務報酬。但必

須要注意的是，由於目前所掌握的資料，只涵蓋 13 年的期間(2004 年 1 月至 2017 年 3 月)，若要驗證這樣的推論，需要涵蓋更長時間的資料。因此，這樣的結果是否就是臺灣勞動市場的真實面貌，還有帶進一步討論。

就 22K 政策效果估計的部分，本研究發現 22K 政策確實提高了政策實施期間的青年就業，在當時解決了一部份青年就業的問題，發揮了這個政策原先希望產生的功能。但這樣的正面效果並非沒有代價。同時也發現，22K 政策在提高青年就業的同時，也帶來了壓抑青年薪資的副作用。可惜的是，由於資料涵蓋期間較短，且 22K 政策實施至今仍未滿 10 年，並沒有辦法觀察到 22K 政策對青年就業及薪資的效果，分別將持續多長的時間，因而無法衡量此一政策整理來說究竟是「利大於弊」還是「弊大於利」。

除了前面所提及的資料涵蓋期間較短的問題，另外一個資料帶來的研究限制是原先預計取得的「大專院校學籍資料」、「大學入學考試資料」，以及最關鍵的「22K 補助請領名單」，於實際與相關部門洽談取得資料時，皆得到「無法提供」或「資料佚失」的回覆，對估計的結果有確實有一定程度的影響。未來若能在此一方面有所突破，方能進行更進一步的政策研究。

綜合以上結論，本研究子題提出下列兩點政策建議：

- (一) 薪資補貼政策可以暫時性的降低失業率，但會伴隨著壓低薪資的副作用。於經濟蕭條時，若欲採用此類政策，必須要謹慎評估，以免因為薪資降低的負面效果，反而對勞工造成傷害。
- (二) 受限於外部資料取得的侷限，相關政策效果的估計仍有再精進的空間。期盼未來能更積極進行跨部會間的行政資料串接，以使政策效果的評估更加精準，方有利於未來的政策制訂。

誌謝

本研究計畫為勞動部勞動及職業安全衛生研究所與國立臺灣大學共同合作完成。研究參與人員為本所黃春長組長、徐雅媛副研究員、鄭明哲研發替代役助理研究員、黃維平研發替代役助理研究員，以及劉錦添教授、江淳芳副教授、樊家忠副教授、張景福副教授(國立海洋大學)、陳妍蓓副教授(國立暨南大學)、蔡彭涓副教授(世新大學)、盧其宏博士、王俞煊研究助理、林宣文研究助理、胡捷瑄研究助理等人，謹此敬表謝忱。

參考文獻

- [1] 104 年 人 力 資 源 調 查 ， 主 計 統 計 專 區
<https://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=39126&ctNode=2294&mp=4>
- [2] 駱明慶：「教育成就的性別差異與國際通婚」。《經濟論文叢刊》2006；34(1)：79-115。
- [3] 李健鴻：社會排除風險與不穩定就業風險之間：臺灣長期失業者的尋職困境。政大勞動學報 2009；25：57-114.
- [4] Albanese, A., and Cockx, B. Permanent Wage Cost Subsidies for Older Workers: An Effective Tool for Increasing Working Time and Postponing Early Retirement?. IZA Discussion Paper 2015；No. 8988.
- [5] Albrecht, J. W., Edin, P. A., Sundström, M., & Vroman, S. B. Career interruptions and subsequent earnings: A reexamination using Swedish data. *Journal of human Resources* 1999; 294-311.
- [6] Altonji, Joseph G. and Card, David. The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives. John M. Abowd and Richard B. Freeman, eds 1991; pp. 201-34.
- [7] Baker, M., & Milligan, K. How does job-protected maternity leave affect mothers' employment?. *Journal of Labor Economics* 2008; 26(4): 655-691.
- [8] Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. Universal child care, maternal labor supply, and family well-being. *Journal of political Economy* 2008; 116(4): 709-745.
- [9] Basso, Gaetano and Giovanni Peri. The Association between Immigration and Labor Market Outcomes in the United States 2015. Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Papers 9436.
- [10] Baum II, C. L. The effect of state maternity leave legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on employment and wages 2003. *Labour Economics*; 10(5): 573-596.
- [11] Bean, Frank D., Lowell, B. Lindsay and Taylor, Lowell J. Undocumented Mexican Immigrants and the Earnings of Other Workers in the United States 1988. *Demography*; 25(1): 35-52.
- [12] Bell, B., Blundell, R., van Reenen, J. Getting the Unemployed Back to Work: The Role of Targeted Wage Subsidies 1999. *International Tax and Public Finance*; 6: 339-360.

- [13] Berger, L. M., Hill, J., & Waldfogel, J. Maternity leave, early maternal employment and child health and development in the US 2005. *The Economic Journal*; 115(501): 29-47.
- [14] Biddle, J. and Hamermesh, D.S. Cycles of wage discrimination 2011. NBER working paper; 17326.
- [15] Borjas, George J. Friends or strangers: The impact of immigrants on the U.S. economy 1990. New York: Basic Books.
- [16] Borjas, George J. The Economics of Immigration 1994. *Journal of Economic Literature*; 32: 1667-1717.
- [17] Borjas, George J. The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining The Impact Of Immigration On The Labor Market 2003. *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press; 118(4): 1335-1374.
- [18] Campbell, J. C., & Lewandowski, L. A. Mental and physical health effects of intimate partner violence on women and children 1997. *Psychiatric Clinics of North America*; 20(2): 353-374.
- [19] Card, David. Immigration and Inequality 2009. *American Economic Review*, American Economic Association; 99(2): 1-21.
- [20] Card, David. The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market 1990. *Industrial and Labor Relations Review*; 43(2): 245-57.
- [21] Carneiro, A., Guimaraes, P. and Portugal, P. Real wages and the business cycle: Accounting for worker, firm and job title heterogeneity 2012. *American Economic Journal: Macroeconomics*; 4(2): 133-152.
- [22] Egebarky, J. and Kaunitz, N. Do Payroll Tax Cuts Raise Youth Employment? 2013. IFAU Working Paper.
- [23] Ellsberg, M., Jansen, H. A., Heise, L., Watts, C. H., & Garcia-Moreno, C. Intimate partner violence and women's physical and mental health in the WHO multi-country study on women's health and domestic violence: an observational study 2008. *The Lancet*; 371(9619): 1165-1172.
- [24] Elsbj M., Hozbijn, B. and Sahin, A. Unemployment dynamics in the OECD 2008. NBER working paper; 14617.

- [25] Fischbach, R. L., & Herbert, B. Domestic violence and mental health: correlates and conundrums within and across cultures 1997. *Social science & medicine*; 45(8): 1161-1176.
- [26] Freeman, R. Changes in the labor market for Black Americans, 1948-72 1973. *Brookings Papers on Economic Activity*; 67-131.
- [27] Goodman, C.J. and Mance, S.M. Employment loss and the 2007–09 Recession: An overview 2011. *Monthly Labor Review*; 134(4): 3-12.
- [28] Grossman, Jean Baldwin. The Substitutability of Natives and Immigrants in Production 1982. *The Review of Economics and Statistics*; 64(4): 596–603.
- [29] Haas, S. A. Health selection and the process of social stratification: the effect of childhood health on socioeconomic attainment 2006. *Journal of health and social behavior*; 47(4): 339-354.
- [30] Hanratty, M. and Trzcinski, E. Who benefits from paid family leave? Impact of expansions in Canadian paid family leave on maternal employment and transfer income 2009. *Journal of Population Economics*; 22(3): 693-711.
- [31] Hershbein, B.J. Graduating high school in a recession: Work, education, and home production 2012. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*; 12(1): Article 3.
- [32] Hines, J.R., Hoynes, H.W. and Krueger, A.B. Another look at whether a rising tide lifts all boats. In Krueger, A.B. and Solow, R editors. *The roaring nineties: Can full employment be sustained?*. ed. Russell Sage Foundation: New York; 2002. p. 493-537.
- [33] Hoynes, H.W. The employment and earnings of less skilled workers over the business cycle. Blank R.M. and Card D, editors. In *Finding Jobs: Work and Welfare Reform*. ed. Russell Sage Foundation: New York; 2000. p. 23-71.
- [34] Hoynes, H.W., et al. Who suffers during recessions? 2012. *Journal of Economic Perspectives*; 26(3): 27-48.
- [35] Hunt, Jennifer. The Impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor Market 1992. *Industrial and Labor Relations Review*; 45(3): 556–72.
- [36] Huttunen, K., Pirttilä, J., Uusitalo, R. The Employment Effects of Low-Wage Subsidies 2013. *Journal of Public Economics*; 97: 49–60.
- [37] Joseph, O., Pailhé, A., Recotillet, I., and Solaz, A. The economic impact of taking short parental leave: Evaluation of a French reform 2013. *Labour Economics*; 25: 63-75.

- [38] Klerman, J. A., & Leibowitz, A. Job continuity among new mothers 1999. *Demography*; 36(2): 145-155.
- [39] Kochhar, R., Fry, R. and Taylor, P. Wealth gaps rise to record highs between whites, blacks, and Hispanics 2011. *Pew Social & Demographic Trends*, Washington, D.C.
- [40] Lalive, R. and Zweimüller, J. How does parental leave affect fertility and return to work ? Evidence from two natural experiments 2009. *The Quarterly Journal of Economics*; 1363-1402.
- [41] Lalive, R., Schlosser, A., Steinhauer, A., and Zweimüller, J. Parental leave and mothers' careers: The relative importance of job protection on and cash benefits 2014. *Review of Economic Studies*; 81: 219-265.
- [42] LaLonde, Robert J. and Topel, Robert H. Labor Market Adjustments to Increased Immigration 1991. John M. Abowd and Richard B. Freeman, eds; 167–99.
- [43] Lloyd, S. The effects of domestic violence on women's employment 1997. *Law & Policy*; 19(2): 139-167.
- [44] Lobo, F & Parker, S. Late career unemployment: Impacts on self, family and lifestyles 1999. Australia: Qwik Pty Ltd.
- [45] Muller, Thomas and Espenshade, Thomas J. The fourth wave 1985. Washington, DC: Urban Institute Press.
- [46] O'Neill, J. The trend in the male-female wage gap in the United States 1985. *Journal of Labor Economics*; 3: 91-116.
- [47] Oreopoulos, P., von Wachter, T. and Heisz, A. The short- and long-term career effects of graduating in a recession 2012. *American Economic Journal: Applied Economics*; 4(1): 1-29.
- [48] Ottaviano, Gianmarco I. P. and Giovanni Peri. Rethinking the Effect of Immigration on Wages 2012. *Journal of the European Economic Association, European Economic Association*; 10(1): 152-197.
- [49] Ottaviano, Gianmarco I. P., Giovanni Peri, and Greg C. Wright. Immigration, Offshoring, and American Jobs 2013. *American Economic Review*; 103(5): 1925-1959.
- [50] Pischke, Jörn-Steffen and Velling, Johannes. Wage and Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets 1994. Massachusetts Institute of Technology.

- [51] Rossin- Slater, M., Ruhm, C. J., & Waldfogel, J. The effects of California's paid family leave program on mothers' leave-taking and subsequent labor market outcomes 2013. *Journal of Policy Analysis and Management*; 32(2): 224-245.
- [52] Ruhm, C. J. Parental leave and child health 2000. *Journal of health economics*; 19(6): 931-960.
- [53] Schönberg, U. and Ludsteck, J. Expansions in maternity leave coverage and mothers' labor market outcomes after childbirth 2014. *Journal of Labor Economics*; 32(3): 469-505.
- [54] Schunemann, B., Wunsch, C., Lechner, M. Do Long-Term Unemployed Workers Benefit from Targeted Wage Subsidies? 2013. *German Economic Review*; 16(1): 43–64.
- [55] Sierminska, E. and Takhtamanova, Y. Job flows, demographics, and the Great Recession. Immervoll, H., Peichl, A. and Tatsiramos, K editors. In *Who Loses in the Downturn? Economic Crisis, Employment, and Income Distribution*. Vol32. *Research in Labor Economics: Emerald*; 2011. p. 115-154.
- [56] Simon, Julian L, Moore, Stephen and Sullivan, Richard. The Effect of Immigration on Aggregate Native Unemployment: An Across-City Estimation 1993. *Journal of Labor Research*; 14(3):. 299–316.
- [57] Stevens, A.H., Mill, D.L., Page, M.E. and Filipski M. The best of times, the worst of times: Understanding pro-cyclical mortality 2011. NBER working paper; 17657.
- [58] Swanberg, J. E., & Logan, T. K. Domestic violence and employment: a qualitative study 2005. *Journal of occupational health psychology*; 10(1): 3.
- [59] Tanaka, S. Parental leave and child health across OECD countries 2005. *The Economic Journal*; 115(501): 7-28.
- [60] Verick, S. Who is hit hardest during a financial crisis? The vulnerability of young men and women to unemployment in an economic downturn 2009. IZA Discussion, Institute for the Study of Labor; 4359.
- [61] Winegarden, C. R. and Khor, Lay Boon. Undocumented Immigration and Unemployment of U.S. Youth and Minority Workers: Econometric Evidence 1991. *The Review of Economics and Statistics*; 73(1): 105–112.
- [62] Bender, S., Burghardt, A., and Schiller, D. International Access to Administrative Data for Germany and Europe 2014.

- [63] Card, D., Chetty, R., Feldstein, M. S., and Saez, E. Expanding Access to Administrative Data for Research in the United States 2010.
- [64] Chetty, R. Time Trends in the use of Administrative Data for Empirical Research 2012. presentation slides, Harvard University.
- [65] Connelly, R., Playford, C. J., Gayle, V., & Dibben, C. The Role of Administrative Data in the Big Data Revolution in Social Science Research 2016. *Social Science Research*; 59: 1-12.
- [66] Figlio, D., Karbownik, K., & Salvanes, K. G. Education Research and Administrative Data 2016. *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier; 5: 75-138.
- [67] United Nations. Introduction to Administrative Sources 2013. e-learning module: Basic Information and Statistical Background; 23-27.
- [68] United Nations. Economic Commission for Europe. Register-based Statistics in the Nordic Countries: Review of Best Practices with focus on Population and Social Statistics 2007. United Nations Publications.
- [69] Woollard, M. Administrative Data: Problems and Benefits 2013. *Facing the Future: European Research Infrastructure for Humanities and Social Sciences*, Berlin; 22.

國家圖書館出版品預行編目資料

衛生福利巨量資料勞動加值研究：特定勞動族群之健康福祉與重返職場就業促進為例 / 黃春長等著. -- 1 版. -- 新北市：勞動部勞研所，民 108.06

面；公分
ISBN 978-986-05-9648-9(平裝)

1.勞工就業

556.8

108011212

衛生福利巨量資料勞動力加值研究—特定勞動族群之健康福祉與重返職場就業促進為例

著(編、譯)者：黃春長、江淳芳、劉錦添、樊家忠、張景福、陳妍蓓、蔡彭涓、徐雅媛、鄭明哲

出版機關：勞動部勞動及職業安全衛生研究所
22143 新北市汐止區橫科路 407 巷 99 號
電話：02-26607600 <http://www.ilosh.gov.tw/>

出版年月：中華民國 108 年 6 月

版(刷)次：1 版 1 刷

定價：350 元

展售處：

五南文化廣場
台中市中區中山路 6 號
電話：04-22260330

國家書店松江門市
台北市松江路 209 號 1 樓
電話:02-25180207

- 本書同時登載於本所網站之「研究成果／各年度研究報告」，網址為：
<https://laws.ilosh.gov.tw/ioshcustom/Web/YearlyReserachReports/Default>
- 授權部分引用及教學目的使用之公開播放與口述，並請注意需註明資料來源；有關重製、公開傳輸、全文引用、編輯改作、具有營利目的公開播放行為需取得本所同意或書面授權。

GPN: 1010801281

ISBN: 978-986-05-9648-9

勞動部勞動及職業安全衛生研究所

INSTITUTE OF LABOR, OCCUPATIONAL SAFETY AND HEALTH, MINISTRY OF LABOR



地址：新北市汐止區橫科路407巷99號

電話：(02) 26607600

傳真：(02) 26607732

網址：<http://www.ilosh.gov.tw>

ISBN 978-986-05-9648-9



GPN:1010801281

定價：新台幣350元