# 「影響女性勞動力退出職場原因分析 - 以長照負擔為例」 資料分析及政策模型建置案

## 行政院編印 中華民國 109 年 9 月

(本報告內容及建議,純屬研究小組意見,不代表行政院意見)

# 「影響女性勞動力退出職場原因分析 - 以長照負擔為例」 資料分析及政策模型建置案

受委託單位:國立臺灣大學

研究主持人:林明仁

協同主持人: 陳冠銘

研究助理 :項振緯

## 行政院編印 中華民國 109 年 9 月

(本報告內容及建議,純屬研究小組意見,不代表行政院意見)

# 目 錄

目		錄	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	l
表	ŧ	次	<b>,</b>	
圖	]	次		V
第	5壹章	矽	开究緣起及背景	1
	第一	節	研究緣起	1
	第二	節	研究概述	6
	第三	節	研究方法與設計	8
第	京東章	矿	开究議題進行國內外文獻回顧	22
	第一	節	女性勞動參與的議題	22
	第二	節	長照議題討論	24
	第三	節	方法相關文獻	26
第	多章	資	<b>資料整理</b>	27
	第一	節	判別勞動參與	27
	第二	節	叙述統計	34
	第三	節	身心障礙敘述統計	41
	第四	節	外籍看護工申請敘述統計	51

I

芽	建章:	事件分析	60
	第一節	身心障礙	60
	第二節	市請外籍看護工	65
	第三節	· 長照需求者死亡	70
	第四節	· 城鄉差異	85
	第五節	政策模型	86
芽	5伍章 8	結論、政策建議與後續方向	88
	第一節	<b>叙述統計</b>	88
	第二節	事件分析	89
	第三節	政策建議	93
	第四節	研究侷限與後續方向	94
8	<b>*考書目</b>	]	96

## 表次

表	1:	勞動力參與初步迴歸分析	5
表	2:	變項定義總表	28
表	3:	樣本數、存活數	30
表	4:	財稅與勞保所得對照	31
表	5:	財稅與勞保所得迴歸	34
表	6:	與父親同戶模式	50
表	7:	外籍看護工申請次數分配表	54
表	8:	申請外籍看護工	56
表	9:	申請外籍看護工迴歸	57
表	10	:事件分析:身心障礙與子女勞動參與(	31
表	11	:事件分析:身心障礙與子女勞動參與及子女特徵(	33
表	12	:事件分析:身心障礙與子女收入(	34
表	13	:事件分析:申請看護工(	36
表	14	:事件分析:申請看護工與背景特徵(	37
表	15	:事件分析:申請看護工與性別背景特徵(	38
表	16	:事件分析:父母死亡	71
表	17	: 事件分析: 父母死亡	76

- 表 18:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工...77表 19:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工...79表 20:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工...81表 21:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工...82
- 表 22:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工 ... 83

## 圖 次

圖	1: 勞動力參與按性別分2
邑	2:勞動力參與差距(男性減女性)2
圖	3: 勞動力參與差距(男性減女性)按縣市分3
圖	4:原始資料17
圖	5:原始資料(2003年長照需求做為實驗組)18
圖	6: 單一組別的估計20
圖	7:多期數的估計20
圖	8:死亡人數29
昌	9:由財稅資料計算之勞動力參與率按性別年齡 32
圖	10:由勞保資料計算之勞動力參與率按性別年齡 33
圖	11:已婚率按性別年齡35
圖	12: 勞動力參與率按婚姻性別年齡
圖	13: 勞動力參與率按子女數性別年齡 37
圖	14: 與父母同戶者比例按性別年齡 38
圖	15:與岳父母/公婆同戶者比例按性別年齡 39
圖	16: 勞動力參與按與父母同戶情況及年齡 40
圖	17: 勞動力參與按與岳父母/公婆同戶情況及年齡 41
圖	18: 身心障礙檔中鑑定年份與等級分佈

圖	19:	身心障礙檔中鑑定年份分佈 43
圖	20:	年齡、性別與身心障礙比例44
圖	21:	身心障礙檔以及本人勞動參與按性別與等級分 45
圖	22:	身心障礙檔以及本人所得按性別與等級分46
圖	23:	身心障礙檔以及本人收入按性別與等級分 46
圖	24:	母親身心障礙以及同戶的機會47
圖	25:	父親身心障礙以及同戶的機會48
圖	26:	申請通過聘僱外籍看護工人數 52
圖	27:	巴氏量表分數分配53
圖	28:	外籍勞工申請通過之被看護者年齡性別分佈 55
圖	29:	給定各個巴氏量表分數,下一年的死亡率 59
圖	30:	事件分析:申請看護工65
圖	31:	事件分析:父母死亡72
圖	32:	事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工73
圖	33:	事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工74
圖	34:	事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工75
圖	35:	縣市效果差異

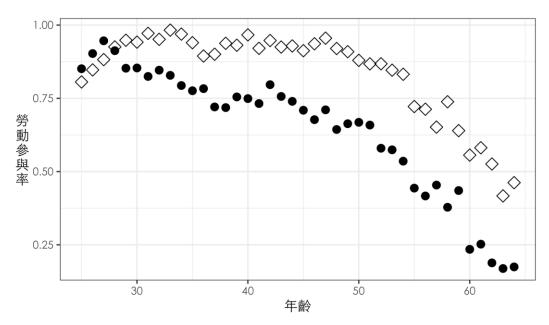
## 第壹章 研究緣起及背景

### 第一節 研究緣起

本研究的動機為探討在不同性別之間勞動參與差距的原因。決定勞動參與的因素多元繁複。本研究以長期照護需求為例,理解提供照顧是否導致家庭照顧者離開勞動市場,並且釐清離開的情況是否有性別之間的差異。

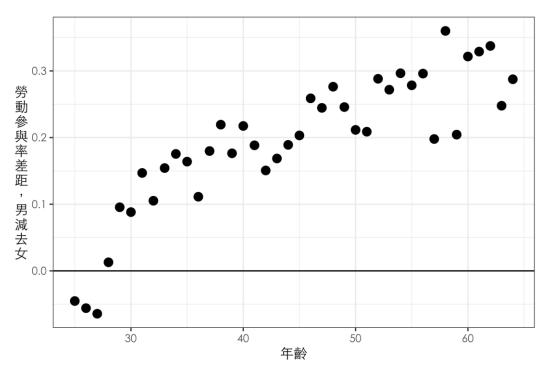
本研究首先呈現不同性別在不同年齡之間勞動參與的狀態。本研究關注在勞動市場的參與,但在行政資料中無法區分失業以及非勞動參與人口。因此屆時將以就業作為勞動力參與的定義,在非常低的失業率之下,此一簡化並不會導致結果的偏誤。

圖 1 顯示台灣不同性別在 25 至 64 歲間的勞動力參與率。在 25 至 30 歲左右,男性以及女性的勞動參與都在八成以上的極高比率。 男性的勞動參與維持在此高度直至 50 歲左右,而女性則一路下降,在 60 歲時已經跌至 25%。透過差距的數據,此模式更為顯著。圖 2 顯示,30 歲以前,部分年齡女性勞動力參與率甚至高過男性,然而在 30 歲開始急遽反轉,在 60 歲左右的差距甚至接近 30 個百分點。



資料來源: 2016 年主計處人力運用調查。選取年齡 25 至 64 歲之樣本,經過抽樣權重加權平均。

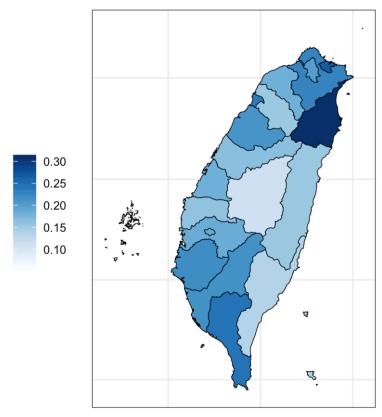
#### 圖 1:勞動力參與按性別分



資料來源: 2016 年主計處人力運用調查。選取年齡 25 至 64 歲之樣本,經過抽樣權重加權平均。

#### 圖 2:勞動力參與差距 (男性減女性)

進一步按照地理位置區分,同樣利用人力運用調查,分別計算 各縣市男、女勞動參與差距,並繪製成圖 3。勞動參與的差距於不 同縣市間差異極大。例如南投縣的勞動參與差距不超過 15 個百分 點,而宜蘭縣卻近 30 個百分點。儘管有如此差距,其分佈用城鄉作 為界線似乎並不明顯。例如,台北市的差距雖然較鄰近的新北市及 基隆市低,但高雄市較嘉義以及台東縣的差異都大。這顯示勞動參 與差異似乎不能獨由城鄉的差距解釋,其他因素的影響或許更顯 著。



資料來源: 2016 年主計處人力運用調查。選取年齡 25 至 64 歲之樣本,經過抽樣權重加權平均。

圖 3:勞動力參與差距 (男性減女性)按縣市分

為初步呈現勞動參與的性別差距是否源自某些變數與性別分配的相關所導致,本研究將勞動力參與率置於迴歸式中分析。我們選取年齡、婚姻、教育程度及縣市等變數。倘若不同性別在教育程度上的分配不均,而勞動參與差距實由教育程度所決定,則在控制縣市後的迴歸分析將呈現不同性別不再顯示勞動參與差距。

迴歸分析結果呈現於表 1。我們發現在控制上述變數後,勞動 參與性別差距維持在 20 個百分點,十分穩定。此結果表示儘管是相 似年齡、婚姻、教育程度、縣市的人中,仍存在相當大的性別差 距。此表中另一有趣的現象是從第三行至第四行的差距:儘管統計 上不明顯,但進一步控制教育程度後,勞動參與的差距持平甚至提 升。這顯示常見的「女性教育程度較低導致勞動參與較低」的假說 不成立。

表 1:勞動力參與初步迴歸分析

男性	0. 201***	0. 196***	0. 195***	0. 196***	0. 196***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
年龄		✓	✓	✓	✓
婚姻			✓	✓	✓
教育程度				✓	✓
縣市					✓
$R^2$	0.053	0.172	0.173	0.179	0.181
樣本數	17, 332	17, 332	17, 332	17, 332	17, 332

資料來源:2016年主計處人力運用調查。選取年齡25至64歲之樣本,經抽樣權重加權。依變數為勞動參與之零一變數,獨立變數中,年齡置入線性控制項,婚姻、教育程度、縣市置入類別零一變數。

註:括號中為標準誤。

#### (一) 勞動參與及長期照護

影響勞動參與的諸多因素中,本研究關注長期照護所帶來的影響。除了在過去文獻中較缺乏此一討論之外,作為國家重點公共政策,及近四百億的年度預算,所帶來各項影響亟待釐清。以下簡述台灣長期照護重點數據,再接續介紹文獻及調查中發現長期照護對勞動參與的影響程度。

文獻中使用日常生活活動(Activities of Daily Living,簡稱 ADL)的困難作為長期照護需求的衡量依據。進食、穿脫衣物、沐浴等等都是 ADL 的範疇。據調查,台灣 65 歲以上老人 ADL 任一項有困難約占 16%,而 80 歲及以上老人約有近 32%。(見曲同光等,2015)於 2018 年起,台灣 65 歲以上的老年人口比例已超過 14%並且逐年上升。高比例的長期照護需求加上逐漸老化的人口,台灣未來的長期照護需求將不斷提升,照顧負擔也日漸沈重。

根據國民長期照護需要調查,有長期照護需求的人口中,住在機構中或主要照顧者為機構人員僅佔3.82%,獨居者僅5.67%,剩下超過九成的被照顧者有其他主要照顧者。而主要家庭照顧者中,女性佔61.82%,男性僅佔37.91%。

而在這些女性的家庭照顧者中有 37.66%在照顧需求前發生有工作,但因為照顧個案不再工作;相較於男性的 23.44%高出許多。此數據呈現長期照護需求造成的勞動參與影響在性別間或有極大的差距。

### 第二節 研究概述

雖然過去調查曾詢問照顧者勞動參與情況,但這些調查缺乏系統性整理,在問卷設計上亦未以回答家庭照顧者受到的影響為核

心。另外過去多為一次性的調查,缺乏追蹤同一個樣本的能力,無法頗析影響的動態過程。加之調查未與行政紀錄連結,較難觀察實際調整勞動參與型態,僅憑回應者主觀回顧臆測。而問卷亦未紀錄受照顧者死亡後,照顧者回歸勞動參與的情形。另外主要照顧者的定義也不明確,其身份由受訪者自行回答,潛在的輪流照顧或其他非問卷回答者的照護情況無法捕捉。

基於以上問題,本研究結合 2008 至 2016 年財稅、2011 至 2016 年勞保、2015 至 2019 年身心障礙,以及 2008 至 2016 年外籍看護 工申請者的行政紀錄回答研究問題。基於行政資料所紀錄的所得以 及健康狀況的改變,提供客觀資訊驗證長期照護需求是否對家庭照 顧者帶來影響、此一影響是否有性別上的差距,以及此影響性別差 距解釋多少性別勞動參與模式?

本研究的長期照護需求定義受到資料的侷限,所能探討的項目有限。由於目前擁有的行政資料中並沒有每個人完整的 ADL 分數的項目,因此將透過兩個指標來定義。首先是身心障礙的有無。這一個定義顯然與實際的長期照護需求有所落差,然而在申請外籍看護工以及長期照護政策各項補助中,身心障礙的資格皆是其中重要的項目,而且行政的資料較為完整,我們將其作為第一項定義。第二個定義是由外籍看護工申請資料的記錄為準。這一項資料的侷限是

ADL 的巴氏量表指標並不完整,且僅能得知有申請外籍看護工的相關資訊,然而這個資料已經是行政紀錄中較為嚴謹的 ADL 資訊。我們將在後續呈現結果時一併討論使用此項資料的侷限。

除了上述所提外籍看護工申請資料與身心障礙資料之外,財稅資料與勞保資料各有其侷限。在財稅資料裡僅包括有課稅紀錄的收入,其他無課稅所得紀錄的收入則將不被納入資料內,且其職業別敘述並不同。在勞保資料裡,僅包括有勞工資料,公務員等部分職業將不在此資料範圍內;且在過去的退休金制度下,退休離職前投保薪資會有無法反映實際薪資的現象。

另外本研究將聚焦在子女的效果。配偶的效果在過去研究的結果中發現效果不顯著,原因是長照需求發生多為已退休的人口,其配偶的勞動市場參與亦不顯著,因此本研究不聚焦在配偶的照顧效果上。

#### 第三節 研究方法與設計

本研究首要問題是長期照顧需求如何影響家庭成員的勞動參與,並且特別關注在性別差異上的分工。為回答此一問題,我們採用經濟學中事件分析(Event Study)方法。事件分析是現代實證經濟學的標準工具,且於近年有許多針對個體資料以及個體事件上計

量方法應用的突破。我們首先簡述事件分析基本原理,並以所關注的議題為例,說明使用方法的操作模式及為何該方法推論因果關係。

### (一) 因果關係的定義

討論因果推論前我們首先提出正式的定義,並使用簡單的潛在結果架構(Potential Outcome Framework)。以長期照護需求為例,首先假設被照顧者為父母,而照顧者為子女。若用 $D_i$ 表示第i個人的父母有無長照需求,0表示沒有而1表示有,而以 $Y_i$ 表示第i個人的勞動參與情況。考慮最簡單的情況, $Y_i$ 為0或1的變數,0代表沒有工作,1代表有工作。由於希望探討長照需求對勞動參與的影響,將 $Y_i$ 表示為一個 $D_i$ 的函數。我們用 $Y_i(D_i)$ 來表示第i個人在父母長期照護需求為 $D_i$ 時,他的勞動參與情況。舉例說明, $Y_i(D_i=1)$ 即是第i個人在父母有長期照護需求時( $D_i=1$ ),他的勞動參與情況。若 $Y_i(D_i=1)=1$ 代表他在父母有長期照護需求時仍有工作,而若 $Y_i(D_i=1)=0$ 則代表他在父母有長期照護需求時沒有工作。1

在這一個架構之下,我們將長照需求對個人i工作情況的因果關係,定義為:

$$Y_i(D_i = 1) - Y_i(D_i = 0)$$
 (1)

 $<sup>^{1}</sup>$  同理,若 $Y_{i}(D_{i}=0)=1$ ,則代表他在父母沒有長期照護需求時有工作;若 $Y_{i}(D_{i}=0)=0$ 則代表他在父母沒有長期照護需求時沒有工作。

也就是對i而言,若父母有長期照護需求時的工作情況減去若父母有長期照護需求時的工作情況。請注意透過i的下標,此處允許每個人在遇到需求時有不同的反應。換言之,因果關係可以有任意的異質性。

就每一個個人而言,我們難以得知他在不同情況下會做出何種選擇。例如某人i的父母沒有長期照護需求,雖然可以觀察到 $Y_i(D_i=0)$ ,但無從得知他在父母若有長照需求時的工作情況 $Y_i(D_i=1)$ 。假設我們只觀察到一期的資料,對每一個個人只觀察到一次,那每個人只有父母有需求 $(D_i=1)$ 或父母沒有需求 $(D_i=0)$ 兩種情況之一,因此不可能得知任何一人長照需求對於勞動參與的因果關係。

然而單獨個人的因果關係並非本研究欲研究的主要目標,我們希望估計的是平均的情況,也就是與其推論式1,希望能得知以下 參數:

$$E_i[Y_i(D_i = 1) - Y_i(D_i = 0)]$$
 (2)

$$E_i[Y_i(D_i = 1) - Y_i(D_i = 0)|D_i = 1]$$
(3)

$$E_i[Y_i(D_i = 1) - Y_i(D_i = 0)|D_i = 0]$$
(4)

其中 $E_i$ 代表對i取期望值。三式分別是對於所有人的因果關係的平均(Average Treatment Effect,ATE)、對父母有長照需求者而

言的因果關係平均(Average Treatment on the Treated,ATT)、以及對父母沒有長照需求者而言的因果關係平均(Average Treatment on the Untreated,ATU)。其中由於政策關注在受到影響者的效果,我們特別關注 ATT,對父母有長照需求者而言的因果關係平均。以下皆集中討論如何從資料中得知 ATT。

但即便希望透過資料推論出這個參數較每一個個人的參數單純,實際上仍然存在著困難。根本的原因仍是無從得知一個人在與實際父母長照需求情況相反的狀況下,會做出什麼樣的工作選擇。 用數學的語言來說,我們僅能夠觀察到

 $E[Y_i(D_i=1)|D_i=1]$ 和 $E[Y_i(D_i=0)|D_i=0]$ 。從另外一個角度來 說,我們可以將上式寫為:

$$\begin{split} E[Y_i(D_i=1)|D_i=1] - E[Y_i(D_i=0)|D_i=0] = \\ \underbrace{E[Y_i(D_i=1)-Y_i(D_i=0)|D_i=1]}_{ATT} + \underbrace{E[Y_i(D_i=0)|D_i=1] - E[Y_i(D_i=0)|D_i=0]}_{\text{ $\not$ $g$}} \end{split}$$

等式左手邊是我們可以觀察到的資料,也就是將資料中有長照 需求者工作情況的平均和沒有長照需求者工作平均的相減;等式右 手邊則分別是我們感興趣的參數(ATT),以及多出來的選擇偏誤 項。其中請特別注意,ATT或者選擇偏誤項都是資料中無法直接得 知的。 仔細觀察這項選擇性偏誤,用白話而言是實際上父母有長照需求的這群人和實際上父母沒有長照需求的這群人,這兩群人在假如父母沒有長照需求時的工作狀況差異。換言之,選擇偏誤是實際上父母有長照需求的這群人在假如父母沒有長照需求時的工作狀況, 減去實際上父母沒有長照需求的這群人的工作狀況。

之所以稱做選擇偏誤是因實際上父母會有長照需求的人和實際上父母沒有長照需求的人可能各方面都很不同,因此他們在沒有長照需求時的這個假想環境中的表現也不盡相同。加之研究者無法觀察實際上有需求的這群人在沒有需求時的狀況,因此無法推論因果關係。

舉例而言,倘若長照需求和遺傳疾病密切相關,而當父母容易有遺傳疾病時,有長照需求往往代表子女有此疾病的可能性亦高。因此這一群人本來在父母沒有長照需求時工作的情況就會因疾病的因素較差。而直接比較有長照需求和沒有長照需求的人就會造成實際上比較的不是長照需求導致的因果關係,反而是遺傳造成的工作差異。

經濟學中因果推論的重點就在運用不同的策略清除選擇偏誤造成的影響。在考慮其他策略前,我們先描述最理想的狀況。理想上,若長照需求是由擲銅板隨機決定,正面即有長照需求,反面即

無。如此一來,有無長照需求的兩群人平均而言各方面包含遺傳疾病等狀況會十分相近,因為除了銅板正反面之外,平均來說沒有其他差異。在這個情況下只要比較有無長照需求的兩群人的工作情況,就可以推論出因果關係。用數學的語言來說,我們就有 $E[Y_i(D_i=0)|D_i=1]=E[Y_i(D_i=0)|D_i=0]$ ,所以選擇性偏誤那一項就等於0。經濟學上推論因果關係的各項方法即是在找尋這樣的銅板,期待在某些適當的假設下所做出的比較有如銅板的正面以及反面,而消弭選擇偏誤。以下討論文獻以及本研究將使用的策略細節。

#### (二) 控制可觀測的變數的分析

處理選擇偏誤在社會科學中最常見的因果關係分析方式為「控制可觀測的變數」,實際的作法即引進可以觀察的變數,並加以控制。概念是希望比較一群類似的人,減少選擇性的偏誤。

舉例而言,在比較長照需求下的勞動參與情況時,文獻上會控制照顧者的性別、年齡、家庭結構、教育程度等等。希望在這些變數相似時,長照需求的有無彷彿是隨機決定的,因此透過比較這兩群人希望可以了解長照需求對於勞動參與的影響。

文字用上述的數學架構來討論,我們將第i個樣本可以觀測的變數用 $X_i$ 來表示,這一個策略就是將上述的條件期望值中加入 $X_i$ 。例

如:使用 $E[Y_i(D_i=1)|D_i=1,X_i]-E[Y_i(D_i=0)|D_i=0,X_i]$ 再將 $X_i$ 取 加權平均以取得感興趣的參數(ATT)。若控制相同  $X_i$  之後的選擇 偏誤  $E[Y_i(D_i=0)|D_i=1,X_i]-E[Y_i(D_i=0)|D_i=0,X_i]$  等於零,則 這一個方法會較不去控制相同  $X_i$  佳。

由於此研究設計十分單純,在資料的要求也上僅需要這些控制的變項即可,因此在過去文獻中十分受到歡迎。部分國內的文獻即是使用這樣策略。(見詹書媛等,2018)

然而這一個策略受到可觀測的變數侷限極大。舉例而言,在財稅資料當中並無教育程度的紀錄,因此無法限制在教育程度相近的人之間進行比較。倘若較低教育程度者家中有長期照護需求的比例也比較高,而教育程度同時影響勞動參與的情況,則缺乏對於該項目的控制會偏誤估計的勞動參與效果。這個問題在計量經濟學中的文獻稱之為遺漏變數的偏誤(Omitted Variable Bias)。教育程度僅是一例,更嚴重的問題是倘若長照需求的情況和其他根本上無法測量的變數相關,而且這些無法測量的變數也影響勞動參與。例如:基因、家庭的傳統價值觀、親子關係的遠近等等,則控制可觀測的變數這一個策略將完全不可行。而以上僅舉出了幾個例子,實際上無從得知哪些變數可能造成遺漏變數的偏誤,因此需要其他對策處理此問題。

#### (三) 事件分析

為解決上述遺漏變數的問題,我們使用文獻中的事件分析 (Event Study)方法。這一個方法需要依賴我們所擁有的縱橫資料 的特性(Panel Data)。事件分析的概念是先選定一種事件,並在選 取兩群人,一群經歷過該事件,另外一群則從未或尚未經歷該事 件。透過比較這兩群人在事件發生前後的變化來推斷事件的影響。 以本研究的例子而言,事件包含了長期照顧需求的發生以及被照顧 者的死亡等等。

直覺上而言,雖然許多變數可能遺漏,但若可以長期多次觀察到同一個人,假設被我們遺漏的變數不隨時間改變,一旦我們僅比較一個人自身所發生的變化,那就可以確定該變化的來源並不是被我們遺漏的變數。基因等遺漏變數就可以透過這個方式處理。倘若遺漏的變數隨著時間而改變,但假設對我們感興趣的變數而言,受到事件影響的人(實驗組)和沒有受到影響的人(控制組),在事件的發生之前,他們的發展趨勢相似,那我們可以透過事件發生前的趨勢推測事件的影響。舉例而言,假設家庭的價值觀隨著時間改變,但是這是對所有的人一致的趨勢,那麼我們透過比較受到事件影響和不受事件影響的人即可除去家庭的價值觀所造成的影響。

從數學上來說,定義T為事件發生前後的指標函數。T=1表示事件發生後,而T=0表示事件發生前。G表示樣本所在的組別。G=1為實驗組,G=0為控制組。這個在文獻上標準的結果是我們感興趣的 ATT 可以寫為

$$(E[Y|G=1,T=1] - E[Y|G=1,T=0]) - (E[Y|G=0,T=1] - E[Y|G=0,T=0])$$
(5)

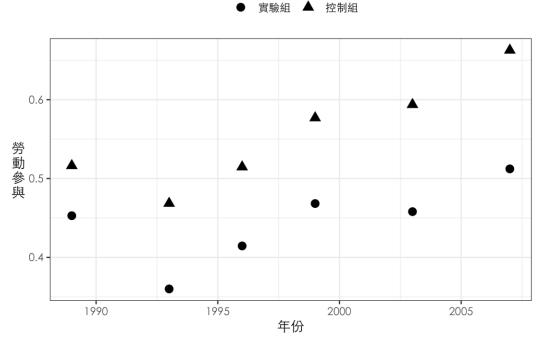
用與前述相同的數學符號來定義,則我們可以將 $D_{it} = \mathbf{1}\{G = 1, T = 1\}$ 。

本文的事件分析採用的控制組包含幾種,第一種是同樣有事件發生,但是發生時間較晚者。第二種是沒有事件發生者。第三種是將以上兩者的樣本混合。我們採用的方式是對每一批樣本 (cohort)對齊事件發生的日曆年,此事件晚發生或未發生事件者作為對照組。其中,同一批指的是事件在同一個年份發生,例如同樣在 2000 發生事件者將視為同一批。對每一批樣本估計出事件的效果後,再對齊事件發生的相對年份。

由於事件分析的設計較為複雜,以下利用幾個圖形來說明事件分析的研究策略。這些圖形使用的資料來源是中老年調查的資料。<sup>2</sup> 雖然樣本數較少,但這也是屬於縱橫資料。我們首先畫出原始的資料,如圖 4。其中實驗組是父母有長期照顧需求的女兒,而控制組

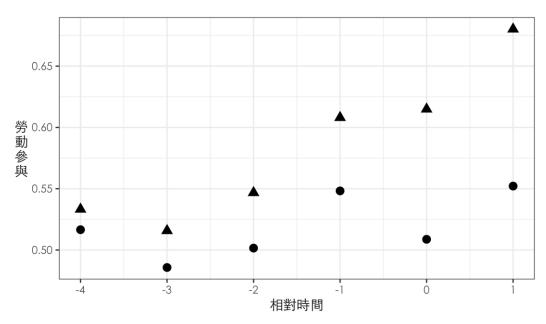
<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> 我們使用 1989~2007 年衛生福利部國民健康署台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查總共六波調查的紀錄。其中實驗組的定義是在資料中有任何一項 ADL 的回報。

是父母沒有長期照顧需求的女兒。我們可以看到勞動參與的比例上,控制組在各個年份都較實驗組高。然而依照先前的討論,因為遺漏變數等考量,這一點並不能說明長照需求是否真正影響勞動參與。



資料來源:1989~2007年衛生福利部國民健康署台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查,25至64歲女兒。

圖 4:原始資料



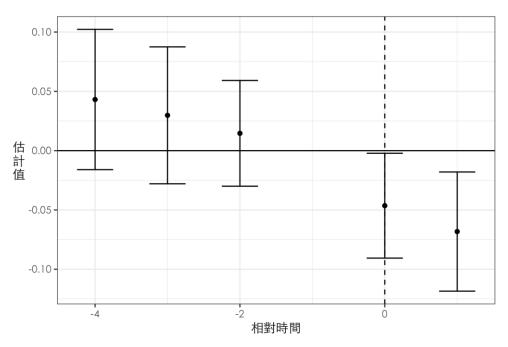
資料來源:1989~2007年衛生福利部國民健康署台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查,25至64歲女兒。

#### 圖 5:原始資料(2003年長照需求做為實驗組)

下一步我們取在 2003 年父母開始有長期照護需求的女兒作為實驗組,而沒有父母長照需求的女兒作為控制組。我們將時間軸調整為相對於 2003 年的時間,單位是一波中老年調查的樣本間隔,也就是大約三至四年,0 這一個時間點代表事件發生,也就是父母開始有長期照護需求的時間。在父母沒有長照需求的女兒的組別中,我們將相同的年份作為控制組。以此 2003 年份的資料為例,控制組亦將時間調整為相對於 2003 年的時間。

從圖中可以看出,在-2以前,實驗組和控制組的走向趨勢相當 一致,然而在-1 開始,尤其是 0 之後逐漸拉大。我們控制女兒的年 齡之後,畫出實驗組和控制組的差距於圖 6。3由此可見,在事件發生的當下以及下一期,皆見到統計上顯著的下降。因此我們可以推斷這個為長期照護需求造成女兒勞動參與減少的證據。而且在事件分析研究的設計中,因為使用自己本身在事件發生前的情況,以及控制組在事件發生前後的情況作為參照,我們可以移除多餘的選擇偏誤。在擁有多期縱橫資料的這個例子中,多期的資料允許評估實驗組和控制組在事件發生以前趨勢相近的假設。透過觀察這兩個組別在事件發生前的情況,若他們的差距沒有統計上明顯的趨勢,則較有信心事件分析提供的推論能夠消除選擇性偏誤。

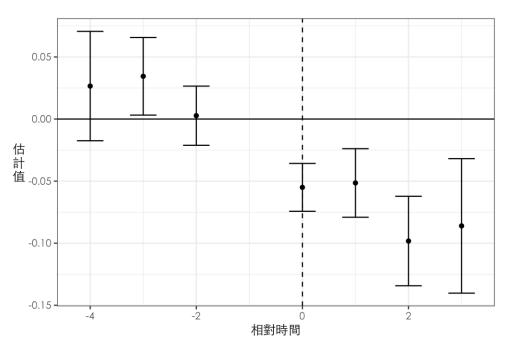
<sup>3</sup> 相對時間-1 為我們所構造的參照時間,依照我們構造的方式該點在圖上為 0,因此依循文獻中慣例不畫出。



資料來源:1989~2007 年衛生福利部國民健康署台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查,25至64歲女兒。

註:估計上下呈現 90% 信賴區間。

圖 6:單一組別的估計



資料來源:1989~2007年衛生福利部國民健康署台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查,25至64歲女兒。

註:估計上下呈現 90% 信賴區間。

#### 圖 7:多期數的估計

在上圖中我們僅使用 2003 年發生長期照護需求的組別作為實驗 組。然而我們研究問題的特性是每個人事件發生的時間皆不同,因 此我們可以有多組實驗組和控制組。例如,同樣的分析可以針對每 一個年度開始發生長照需求的樣本皆進行一次。另外,還可以使用 尚未發生長照需求的樣本做為已經發生長照需求的樣本的控制組。 例如 2003 年開始有長照需求者可以做為在 1993 年即有長照需求者 的控制組。此操作進一步擴大可以使用的樣本數量,並使估計更準 確。再搭配先前控制可觀測變數的策略,將結果製為圖 7。由於樣 本的擴大,我們有較多期數以及更準確的估計。另外在後續的分析 中,亦將依變數拓展至其他變數,例如所得的高低等等。

## 第貳章 研究議題進行國內外文獻回顧

本研究相關主題可分為許多層面。直接相關的文獻分為女性勞動參與以及長期照護兩個主題討論。另外在本研究的研究方法,我們也簡短回顧近期在計量經濟學中的突破以及本研究應用到的最新發展。

### 第一節 女性勞動參與的議題

女性勞動參與的相關文獻在經濟學界中汗牛充棟,是近代經濟學十分早期所發展的主題之一,例如 Heckman and MaCurdy (1982)以及 Killingsworth and Heckman (1986)。女性的勞動參與相較於男性的勞動參與在早期的經濟學文獻中最重要的區別在於模型的設定以及估計方法的選擇。由於幾乎所有成年男性皆參與勞動市場,因此在研究勞動市場的選擇時,往往會簡化市場參與者面臨的選擇,轉而專注在人力資本的投資以及職業的選擇上,例如 Keane and Wolpin (1997)相較之下,許多女性並未參與勞動市場,因此在資料中分析樣本選擇就顯得十分重要,例如 Heckman (1977)這一篇開創未來經濟學中處理選擇資料的重要文章即是使用女性的勞動參與作為例子,分析在人們選擇工作與否的情況下所產生的資料如何提供工資以及教育程度等人力資本的因果關係。

除了以探討計量經濟學方法、並以女性勞動參與為例的早期文章之外,勞動經濟學中也出現許多直接討論女性勞動參與決定因素的文獻。Keane (2011)在他的文獻回顧中用了大量的篇幅討論女性勞動參與,以及人力資本累積的相關文獻,例如他討論子女數量較多將影響女性的勞動參與。其他像是 Blundell et al. (2016)則是結合許多現代的計量方法,並且利用政策中所發生的變化,估計一個動態的女性勞動供給模型,評估社會福利政策所帶來的長期政策效果。

文獻中討論女性勞動參與中幾個重要的影響因素包含婚姻以及生育。在婚姻的部分,近期經濟學文獻主要的突破之一是如何同時決定人力資本投資、婚姻決策,以及後續階段長期的勞動供給。最近最重要的文獻如 Chiappori et al. (2018)。在實證上的意涵為在婚姻中與配偶共同決策的過程,如何透過分工決定家庭成員之間勞動參與的情況,以及這樣的現象是否系統性地影響不同性別間的勞動參與情況。生育以及勞動參與的相關文獻也是非常早,在 Hotz and Miller (1988)即有經典的討論,該文章探討不同生育的時間決策以及避孕的方法考量下,育兒怎樣影響勞動參與在生命週期的安排。

除了婚姻、生育,照顧負擔也是影響與女性勞動參與的因素之一。Wang et al. (2013) 指出約有 75% 的台灣家庭由家中成員來提供家庭照顧,而這之中媳婦又佔絕大多數。

除了參與本身,近年來逐漸興起的另外一支文獻探討勞動參與的市場報酬,具體的議題例如:女性和男性是否同工不同酬,若有,該程度以及導致的原因為何?例如:Bertrand et al. (2015)發現不同性別的所得在家庭之中也有差異,男性在絕大多數的家庭中所得大於女性,而且在百分之五十前後有極大的差距。另外也有許多探討所得差距的原因。例如,Cook et al. (2018)利用 Über的資料,在一個非常單純的勞動市場環境中,發現性別的薪資也存在大約百分之七的差距。這個原因來自於男性開車的經驗累積以及開車速度與女性的差距。

### 第二節 長照議題討論

與本研究相關的另外一個討論是長期照護。長期照護的文獻在經濟學中的討論相較於女性勞動參與顯得較為稀少。最早的文獻有長期照護需求對於家庭照顧者的影響,較近期的文獻開始討論長期照護保險以及政策的相關意涵。

以長期照護需求對於家庭照顧者的影響而言,Bauer and Sousa-Poza (2015)回顧勞動參與、健康,以及家庭狀況的影響。 Schmitz and Westphal (2017)以及 Van Houtven et al. (2013)、 Skira (2015)皆分析勞動參與受到長期照護影響的狀況。按照文獻中目前的發現,長期照護對於勞動參與的影響仍不清楚而且有爭議,效果的大小甚至有無都未有定論。其中,Schmitz and Westphal (2017)使用德國資料發現長照需求隨著所需提供照顧的時間對勞動參與有不同的影響,短期平均大約減少 4 個百分點的工作機率,而在長期則有更顯著,可達超過 15 個百分點的影響。Van Houtven et al. (2013)則發現長照需求將使女性退休的機率增加約 2 個百分點。

另外一支近期興起的文獻是長期照護的保險,文獻中的代表文章為 Mommaerts (2015)。主要的結論是正式的長期照護保險市場非常狹小,其解釋是大部分的家庭會有家庭成員提供照顧因此不需要正式的保險市場。

過往研究往往受到資料極大的侷限,以美國資料為例,長期照護的研究大多使用 Health and Retirement Survey (HRS) 作為資料來源。儘管 HRS 在調查資料中規模、樣本數以及資料的品質都算是調查資料中較佳者,但對於研究長期照護仍有許多侷限。

首先明顯的侷限是樣本的選擇方式。資料中的樣本可以作為照顧者或者被照顧者其中之一。若將資料中的樣本作為被照顧者,則問題在於被照顧者死亡以後,樣本的資訊僅剩下配偶相關資訊,因此無法捕捉到長期照護需求演進的動態過程。另一方面,若將資料中的樣本作為照顧者,則被照顧者的健康狀況資訊則非常稀少。

### 第三節 方法相關文獻

本研究所使用的事件分析,在經濟學中應用非常廣泛,早期經典的例子為 Ashenfelter and Card (1984)。而近期使用不同事件發生期間作為控制組討論也非常廣泛,如 Abraham and Sun (2018)。而實際在實證上的應用例如 Fadlon and Nielsen(2019),他們在問題上探討的事件也和本研究非常相關。主要的突破在於如何將多期的比較放在同一個簡單的迴歸模型下,並且做出正確的統計推論。

## 第參章 資料整理

### 第一節 判別勞動參與

本研究使用 2008 至 2016 年的財稅、勞保、身心障礙,以及外籍看護工等檔案。於本期中報告的範疇中,我們先行使用財稅資料中的 JHQH011 檔案與 IIMH001 進行串聯。我們將 IIMH001 中的所有收入加總成為總收入 (Income)欄位,並將所得代碼為 50 者加總薪資所得(Earning)欄位。接下來我們選取 JHQT302 中的紀錄。在2016 年以前,總共有 2,670,495 筆死亡紀錄,詳細的數字分配見圖8 及表 3。合併回每一年的戶籍資料檔,並刪去死亡日期在同一年度或更早的已死亡的人口。另外,本研究的表中顯著性將以星號標示,由一到三個星號,分別表示 p 統計量小於 0.05,0.01,以及 0.001。

#### 表 2:變項定義總表

財稅資料中勞動參與率: 有薪資所得者比率

已婚率: 已婚人數除以總人數

職業早期: 25-35 歲

職業晚期: 55-65 歲

死前無資產: 死前一年無土地或房屋登記於名下

同戶: 所設之戶籍地相同

同住: 由於資料無現住地址的資訊,故將

户籍地相同者亦定義為同住

實驗組: 事件發生之組別

控制組: 事件未發生或較晚發生之組別

實驗後: 事件發生後之組別

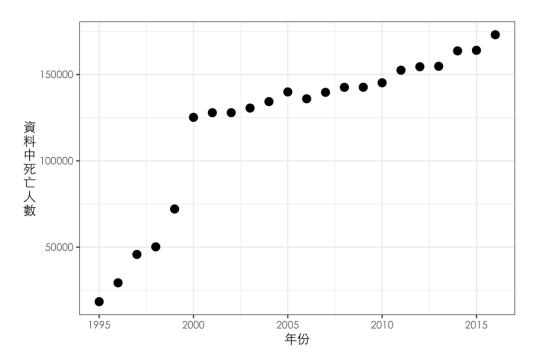


圖 8:死亡人數

表 3: 樣本數、存活數

年份	全樣本	存活樣本	所得紀錄 樣本	存活所得 紀錄樣本	勞保紀錄 樣本
2008	23, 463, 113	23, 106, 335	14, 759, 413	14, 494, 427	
2009	23, 559, 344	23, 196, 428	15, 725, 489	14, 081, 080	
2010	23, 626, 562	23, 249, 821	16, 243, 384	14, 534, 029	
2011	23, 711, 382	23, 315, 058	16, 772, 295	14, 946, 524	10, 811, 594
2012	23, 822, 451	23, 410, 535	17, 192, 220	15, 318, 558	11, 017, 402
2013	23, 901, 123	23, 473, 050	17, 243, 118	15, 302, 902	11, 028, 542
2014	23, 964, 681	23, 534, 287	17, 642, 869	15, 568, 342	11, 155, 466
2015	24, 038, 181	23, 592, 237	17, 901, 052	15, 733, 780	11, 356, 276
2016	24, 128, 465	23, 647, 370	17, 987, 617	15, 736, 722	11, 517, 147

由於本研究主題是探討勞動參與模式,從資料中定義參與十分 重要。依據財稅資料以及勞保資料,至少有兩種方式可以定義勞動 參與。首先是使用財稅資料中的所得稅資料,可以將薪資所得大於 零的定義為勞動參與。另外一種方式是透過勞保投保的情況。由於 勞保有逐月的資料,由於考慮與財稅的勞動參與進行相同的比較, 我們將一年中任何一個月有勞保的投保紀錄定義為勞動參與。 由於目前本研究案掌握的勞保資料僅有 2011 至 2016 年度,我們將這段時間所有的資料合併,製成以下表 4 進行比較。

表 4: 財稅與勞保所得對照

	未投保勞保	投保勞保
無薪資所得	25. 99%	17. 06%
有薪資所得	8.66%	48. 29%

特別關注到有投保勞保但無薪資所得者,這部分推定屬於參加職業工會,透過職業工會投保勞保的人口。以本研究希望探討的主題而言,這些人口不該納入勞動參與的人口計算。另外一部分是有薪資所得但未投保勞保者,這部分的人口例如參與公保等公務人員。實質上這些人也參與在勞動力市場中,因此我們將這些人列入勞動參與的計算中。

另外一種比較定義的方式是將這兩種定義與其他的調查資料進行比對。我們經這兩種方式算出的工作機率與人力運用調查進行比對。圖 9 及圖 10 分別自財稅資料及勞保資料中選擇 25 歲至 64 歲的人口,分年齡性別畫出勞動參與的情況。我們發現依照財稅資料薪資所得的勞動參與定義和人力運用調查的年齡性別模式較為相

近。男性與女性的勞動參與情況在較輕的年紀差距不大,但數據逐漸拉開,並且女性不論在任何年齡皆低於男性。相較之下,依照勞保投保的定義所繪製出的模式則與人力運用調查有所差距。女性的勞動參與比率甚至在許多年齡間高於男性。另外,雖然勞保就業者佔了絕大多數的勞動參與,人力運用調查亦包括非勞保所涵蓋的就業者。綜合比較之下,由於人力運用調查的問題較為直接,我們因此選用和其模式較為接近的財稅資料的正薪資所得作勞動參與的定義。

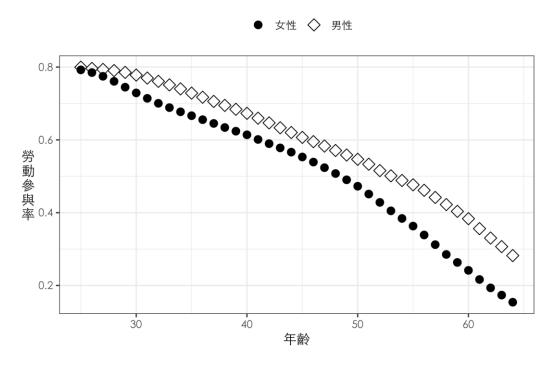


圖 9:由財稅資料計算之勞動力參與率按性別年齡

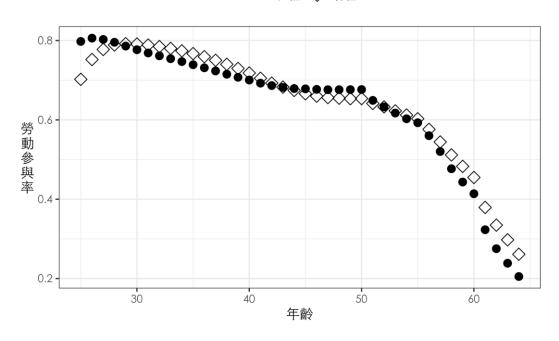


圖 10:由勞保資料計算之勞動力參與率按性別年齡

除了單純觀察勞動參與的不同之外,也可以計算投保薪資以及 財稅資料中紀錄之薪資的不同。表 5 將財稅資料中的薪資所得當作 依變數,而將勞保中投保薪資乘上投保月份作為獨立變數。兩者之 間存在相當關聯性但並不是一一對應的關係。

表 5:財稅與勞保所得迴歸

	λ I¥ L	限制勞保薪資與財稅
	全樣本	皆為正數之樣本
常數	-24, 820***	6, 464***
	(26)	(9)
勞保薪資所得	2. 132***	1.050***
	(0.00007)	(0.00003)
$R^2$	0.19	0.13
樣本數	41, 204, 321	85, 335, 125

註:括號中為標準誤。

### 第二節 敘述統計

本期中報告先行提出與研究主題相關的敘述性統計。前一章圖 中已顯示出不同性別在不同年齡下的勞動參與差距。造成此一差距 的原因非常多元,我們先就文獻中記載的變項探討。

首先是婚姻狀況。圖 11 中顯示台灣於 2016 年時各年齡層的婚姻狀況。我們將樣本分成兩類,單身以及已婚有偶。其中單身這項

包含從未結婚、離婚、喪偶等項目。平均而言,女性進入婚姻的時間較男性早。但除此之外,性別之間並無明顯的年齡趨勢差異。

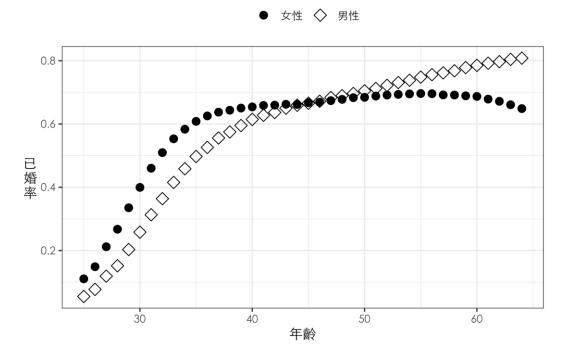


圖 11:已婚率按性別年齡

我們接著將婚姻狀況、性別、年齡,以及勞動參與情況交互比對。圖 12 中分別顯示已婚女性、單身女性、已婚男性、以及單身男性的勞動參與情況。首先留意男性在不同婚姻狀況下的勞動參與,已婚男性的勞動參與在任何年齡層皆遠高於單身男性。女性的情況則是在較早期,單身女性的勞動參與皆高於已婚女性,而在將近 40 歲之後單身女性的勞動參與情況開始與已婚女性逐漸接近。4

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> 單身的人口在 40 歲以後偏少,因此若對所有年齡進行加權平均,單身女性的勞動參與較已婚女性高非常多。

值得注意的是單身女性的勞動參與幾乎在所有的年齡層都比單身的 男性高。這幾點顯示僅透過年齡的分別,不足以判斷性別間勞動參 與差距所造成的原因,而是需要進一步區分不同的因素,例如此處 的婚姻背景即透露出婚姻和性別在勞動參與的豐富交互作用。

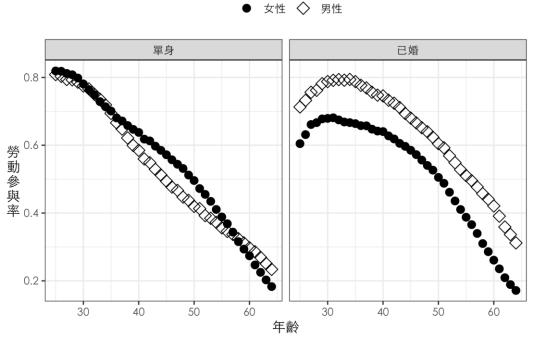


圖 12:勞動力參與率按婚姻性別年齡

下一步繼續探討造成勞動參與差距的原因。依照上述的討論, 我們發現已婚女性在 40 歲以下的勞動參與和其他群體有很大的差 距。一個可能的原因是生育以及育兒的考量。為了探討這個可能 性,我們聚焦在已婚的男性和女性身上,並將樣本區依照子女的數 目區分,分為無子女、1 至 2 位子女,以及 3 位或以上。 在2016年時已婚者子女數分配的比例以1至2為子女的人數比例較高,佔大約六成。較年長者有較多子女數反映了較早期世代子女數的情況。我們進一步將子女數與勞動參與交叉比對,如13。可以發現當子女數越多,女性的勞動參與情況平均而言較低,而對男性亦有此一現象,但現象並不如女性明顯。

# 無子女 一至二位子女 三位子女或以上 一至二位子女 30 40 50 60 30 40 50 60 30 40 50 60 年齢

● 女性 ◇ 男性

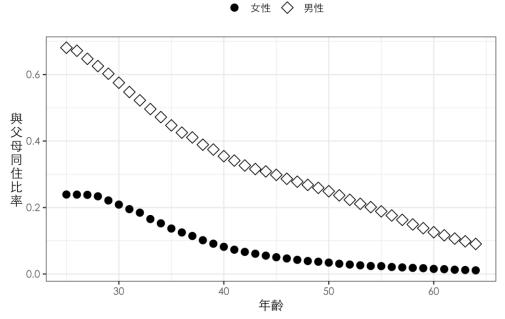
註:限制於已婚樣本。

#### 圖 13:勞動力參與率按子女數性別年齡

以上透過比較子女數多寡的勞動參與差距,看出在資料上與過去文獻中相符的勞動參與差距模式,如 Keane (2011) 中討論子女數量較多將影響女性的勞動參與。接下來我們聚焦在本研究探討的重點:長期照護可能帶來的勞動參與變化。由於長期照護的需求大多數來自於年長者,其中又以父母以及公婆為主要的被照顧者,因

此我們首先觀察與父母、公婆同戶的分配情況。在詮釋上,我們先假設同戶即為同住者。透過觀察同戶者的在不同年齡以及性別下的勞動參與模式,可能可以對照護所帶來的影響有更多了解。

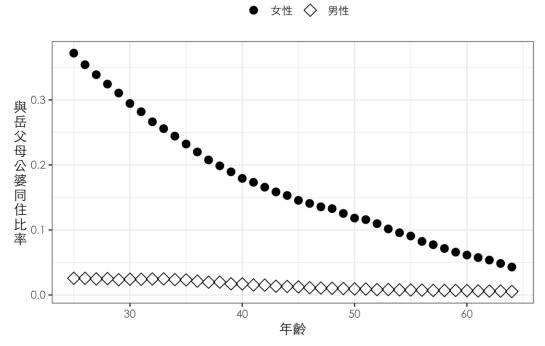
我們首先將樣本限制在已婚者,圖 14 中我們畫出和父母同戶的比例。首先可以看到隨著年齡的成長,這一個比例逐漸降低。這可能反映了父母過世的比例隨年齡逐漸增長。另外,成年男性與父母同戶的比例遠高於成年女性,背後可能的原因是婚後男性持續與父母同戶,而女性改而與公婆同戶。



註:限制於已婚樣本。

圖 14:與父母同戶者比例按性別年齡

為了進一步觀察與公婆或岳父母同戶的情況。**圖 15** 中顯示女性相較於與父母同戶的情況,與公婆同戶的情形較為普遍。而男性則幾乎不與岳父母同戶。



註:限制於已婚樣本。

圖 15:與岳父母/公婆同戶者比例按性別年齡

下一步我們比較這些不同戶籍(居住)安排之下,勞動參與的情況。我們將分析聚焦於女性的勞動參與圖 16 與圖 17。首先注意到的是相較於先前子女的差距,與父母同戶或公婆同戶與否的勞動參與差距並不明顯。(其中並未排除同時與父母公婆同戶之情況,但此情況並不普遍。) 背後可能有許多原因交互作用影響。同戶的其中一種影響可能是本研究欲探討的長期照護因素。以此因素而言,與

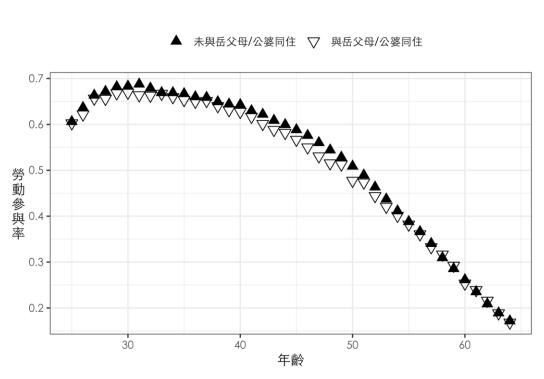
父母同戶者可能因為有照護責任而減少參與勞動市場。然而,若今天父母沒有長照需求,與父母同戶可能是較多人手協助家戶分工或托育幼兒,因此反而有助於增加勞動市場的參與。若單純從同戶與否無法看出哪一項的效果較大。因此本研究接下來將專注在使用健康以及長照需求的資訊,進一步分離該效果。

の.6 一 一 一 の.4 の.2 30 40 年齢

▲ 未與父母同住 ▽ 與父母同住

註:限制於已婚女性樣本。

圖 16:勞動力參與按與父母同戶情況及年齡



註:限制於已婚女性樣本。

圖 17:勞動力參與按與岳父母/公婆同戶情況及年齡

## 第三節 身心障礙敘述統計

#### (一) 身心障礙資料檢誤

如第二節中所述,在本研究目前獲取的行政資料中,與長期照 護較相關的指標有兩項,首先是身心障礙的鑑定。

身心障礙及 ADL 的直接關係,需透過此兩項指標同時存在的資 料才可判別。目前台灣經常使用的長期照護需求資訊是衛生福利部 國民健康署台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查。中老 年調查資料中,未詢問身心障礙相關資訊;而在身心障礙的行政紀 錄中亦未保存 ADL 的指標。建立這兩者直接關係仍待後續的研究。 然而,在政策設計上普遍假設兩者高度關聯。例如在長照 2.0 服務 申請資格中,直接允許任何年齡擁有身心障礙證明者作為失能證 明。本研究因此使用身心障礙作為長期照護需求的第一項定義。

本研究取得身心障礙鑑定資料自 2014 年起至 2019 年止的完整 紀錄。各年份的檔案紀錄上一次鑑定的時間,但對重複鑑定者的歷 程並不完整。另外此資料與本研究其他財稅資料僅有 2014 至 2016 年的重疊,造成分析上另外一個侷限。

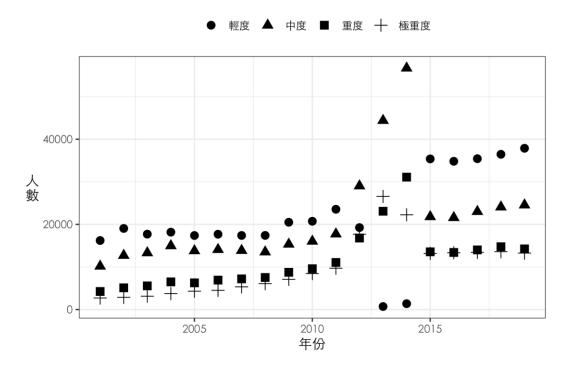


圖 18:身心障礙檔中鑑定年份與等級分佈

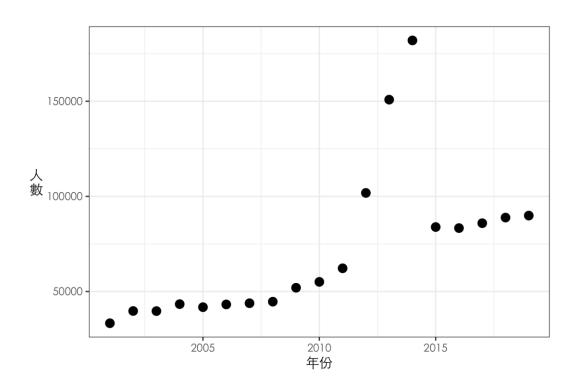


圖 19:身心障礙檔中鑑定年份分佈

我們先檢視所取得之身心障礙資料,圖 18 中呈現各年份的鑑定等級分佈,而圖 19 中則呈現資料中鑑定年份分佈。由這兩張圖我們可以看出這份檔案的問題。數量上的跳躍與斷點源自較短的資料涵蓋時間。在等級分佈上,財稅中心搜集的身心障礙等級在 2012到 2014間有些許定義更動,因此在等級分佈上也有不規律的變化。

儘管在資料上有侷限,但作為少數財稅中心資料連結的健康資訊,本研究仍嘗試整理這些資訊加以應用。在後續的事件分析中我們將身心障礙資訊限縮在鑑定日期晚於 2014 年的樣本,確保解析出的動態因果關係不受資料侷限產生偏誤。

#### (二) 身心障礙與基本人口特徵

做為長期照護需求的指標之一,我們首先檢視年齡、性別的分佈,並進一步檢視與照護更為相關的同戶指標,及勞動參與的統計數據。

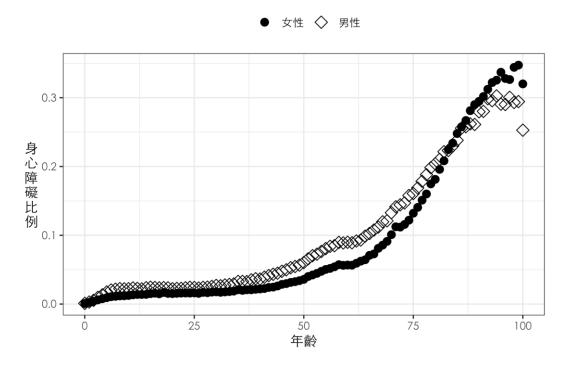


圖 20:年齡、性別與身心障礙比例

我們首先使用 2016 年的橫斷面資料,將 2016 的戶籍檔合併身心障礙檔,了解不同年齡及性別的人口中,曾有過身心障礙紀錄的比例。圖 20 中顯示此數據。年齡趨勢如預期,身心障礙比例隨年齡增加而增加,在 80 歲時有過身心障礙的比例接近兩成。而在性別上的差距,在大部分的年齡中男性曾經有身心障礙的比例皆高於女性,不過此一現象在 85 歲左右開始反轉。

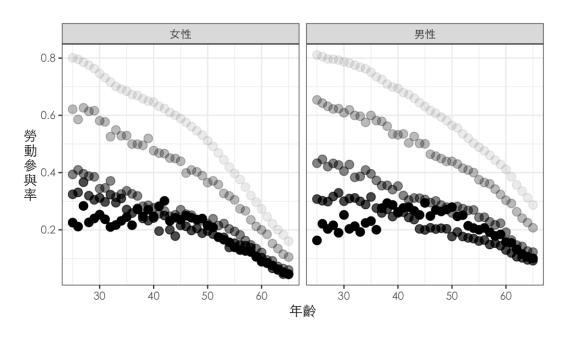


圖 21:身心障礙檔以及本人勞動參與按性別與等級分

其次我們檢視與勞動參與有關的統計。在檢視與照顧有關的家庭成員勞動參與前,我們先繪出身心障礙本人的勞動參與,並依身心障礙的等級區分。我們預期本人的勞動參與應較低。在有 ADL 困難的情況下,勞動參與應非常受限。若身心障礙反映部分 ADL 的資訊,則應同樣見到身心障礙者勞動參與較低。圖 21 按性別及身心障礙等級繪出勞動參與,可見得身心障礙者於各年齡與性別的勞動參與都較無身心障礙者低,且隨身心障礙嚴重程度遞減。輕度身心障礙與中度以上者亦有明顯差距。中度、重度,或極重度身心障礙者做此勞動參與模式則非常相近。

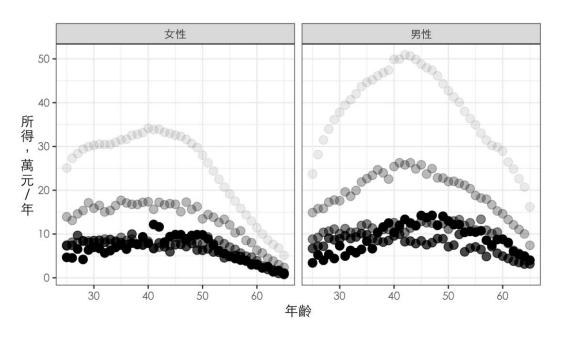


圖 22:身心障礙檔以及本人所得按性別與等級分

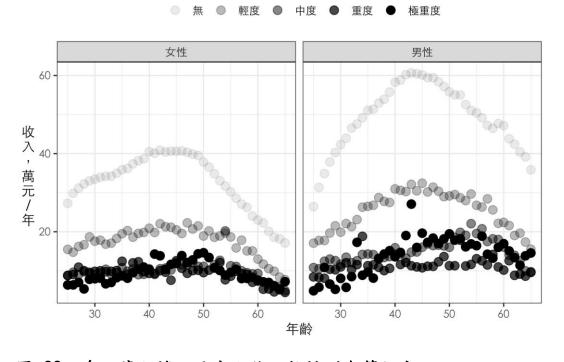
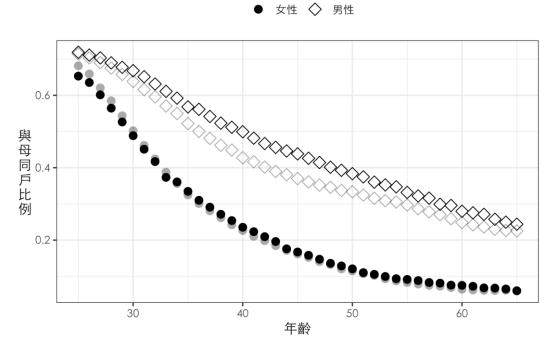


圖 23:身心障礙檔以及本人收入按性別與等級分

儘管有此差距,勞動參與程度仍相當高,輕度的身心障礙者有 20%左右的勞動參與,其他更重度的身心障礙者也可以有 10%左右的 勞動參與。至少在退休年齡以前,與「需要被照顧無法參與勞動市場」的想像有一定距離。我們觀察其他的指標,如圖 22 以及圖 23 中顯示的所得及收入皆有類似模式。5

#### (三) 身心障礙與照顧相關敘述統計

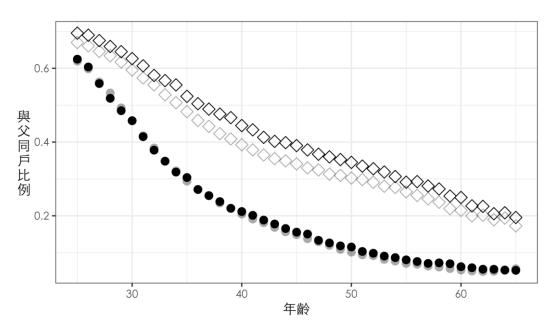


註:橫軸為子女的年齡。圓形代表女性、菱形代表男性,深色圖示代表母親有身心障礙、淺色圖示代表母親無身心障礙。

#### 圖 24:母親身心障礙以及同戶的機會

4

<sup>5</sup> 本研究中所得指薪資所得,而收入包含其他如利息等收入。



註:橫軸為子女的年齡。圓形代表女性、菱形代表男性,深色圖示代表父親有身心障礙、淺色圖示代表父親無身心障礙。

#### 圖 25: 父親身心障礙以及同戶的機會

上節我們呈現本人有身心障礙時勞動參與情形,輔助評估身心障礙作為照顧指標是否合適。本節提供與照顧相關的敘述統計。首先討論與照護需要直接相關的同居資訊。由於財稅資料中較完整的地理資料僅有戶籍地址,因此利用同戶作為同居的概略估計。以下呈現當父母有身心障礙時,子女與之同戶的比例。首先仍使用橫斷面資料並觀察同戶的模式,圖 24 與圖 25 中分別顯示與母親及父親同戶的機會,並按照性別及身心障礙有無區分。

從圖中可見,與父或母親同戶模式並無明顯差距。35歲以後, 不論兒子或女兒,在父母親有身心障礙時,同戶機會皆較高。然而 這項差距於兒子上較為明顯,主要原因可能是一大部分女兒與公婆 同戶。我們利用一個例子來討論這些差距的程度。在兒子 45 歲時,母親有身心障礙者較母親無身心障礙者同戶的機會多出 6.83 個百分點,亦即母親有身心障礙者同戶為母親無身心障礙者同戶機會的 1.18 倍,為相當大的差距。

接下使用線性迴歸描述同戶機會及其他人口特徵的關係。透過線性迴歸而非以上圖形雖然在呈現上較困難,但也因此能控制許多不同變數使比較能在相似人口特徵下進行。為定義的一致性,我們將樣本限制在2014年到2016年間,身心障礙資料與財稅資料重疊部分。在此我們僅呈現與父親同戶模式,與母親同戶的模式因為十分相似因此省略。

表 6: 與父親同戶模式

(1) (2) (3) (4) (5) (6) (6) (7) (8) (1) (1) (2) (3) (4) (5) (6) (6) (7) (6) (7) (10) (10) (10) (10) (10) (10) (10) (10	<b>(-</b> )	(6)	<b>/F</b> `	//>	(6)	(6)	/4.	
(0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         女性       -0.10***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)**         年齡       -0.01***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         年齡平方       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         母親存活       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         子女數       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         文親極度       0.03**       (0.00)       (0.00)         文親重度       0.02**       (0.00)       (0.00)         文親重度       0.02**       (0.00) <t< th=""><th>(7)</th><th>(6)</th><th>(5)</th><th>(4)</th><th>(3)</th><th>(2)</th><th>(1)</th><th></th></t<>	(7)	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)	(1)	
女性       -0.10***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.09***       -0.00***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.00***       -0.00**		0.83***	0.83***	0.82***	0.82***	0.80***	0.86***	常數
年齢		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
年齢       -0.01***       -0.00***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.00**       -0.00       (0.00)	-0.09***	-0.09***	-0. 09***	-0 <b>.</b> 09***	-0.09***	-0.09***	-0. 10***	女性
年齢平方	(0.00)	(0.00)***	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
年齢平方       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.00***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.02***       -0.00**       -0.00       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       -0.00**       -0.00	-0.00***	-0.00***	-0.00***	-0 <b>.</b> 00***	-0.00***	-0.00***	-0 <b>.</b> 01***	年龄
(0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.00)  母親存活  -0.02*** -0.02*** -0.02*** -0.02*** -0.00*** -0.00 (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) -0.00 (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) -0.00 (0.00) (	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
母親存活       -0.02**       -0.02**       -0.02**       -0.02**         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         手足數       -0.00**       -0.00       -0.00         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         文親極重度       0.03**       (0.00)         文親重度       0.03**       (0.00)         交親中度       0.02**       (0.00)         文親輕度       0.02**       (0.00)         文親輕度       0.02**       (0.00)         文親輕度       0.02**       (0.00)         文親其他       0.01**       (0.00)	-0.00***	-0.00***	-0.00 <sup>***</sup>	-0.00***	-0.00***	-0.00***	-0.00***	年龄平方
手足數       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         子女數       (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         子女數       (0.00)       (0.00)       (0.00)         父親極重度       (0.00)       (0.00)       (0.00)         父親重度       (0.00)       (0.00)       (0.00)         父親中度       (0.00)       (0.00)       (0.00)         父親輕度       (0.00)       (0.00)         父親輕度       (0.00)       (0.00)         父親輕廢棄       (0.00)       (0.00)         父親其他       (0.00)       (0.00)         身心障礙       (0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	
手足數       -0.00***       -0.00       -0.00         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         子女數       -0.04***       -0.04***       -0.04***         (0.00)       (0.00)       (0.00)       (0.00)         父親重度       0.03***       (0.00)         父親中度       0.02**       (0.00)         父親輕度       0.02**       (0.00)         父親輕度       0.02**       (0.00)         父親其他       0.01**       (0.00)         外心障礙       (0.00)       (0.00)	-0 <b>.</b> 02***	-0.02***	-0. 02***	-0.02***	-0.02***			母親存活
子女數       (0.00)       (0.00)       (0.00)         一0.04***       -0.04***       -0.04***         (0.00)       (0.00)       (0.00)         父親重度       0.03**       (0.00)         父親中度       0.02**       (0.00)         父親輕度       0.02**       (0.00)         父親輕度       0.01**       (0.00)         父親其他       0.01**       (0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)			
子女數       -0.04***       -0.04***         (0.00)       (0.00)         父親極重度       0.03**         身心障礙       (0.00)         父親中度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.01**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	-0.00	-0.00	-0.00	-0 <b>.</b> 00***				手足數
父親極重度       0.03**         身心障礙       (0.00)         父親重度       0.03**         身心障礙       (0.00)         父親中度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)				
父親極重度       0.03**         身心障礙       0.03**         身心障礙       (0.00)         父親中度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	-0.04***	-0.04***	-0.04***					子女數
身心障礙       (0.00)         父親重度       0.03**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       (0.00)         父親輕度       (0.00)         父親輕度       (0.00)         父親其他       (0.00)         身心障礙       (0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)					
父親重度       0.03**         身心障礙       (0.00)         父親中度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	0.03***	0. 03***						父親極重度
身心障礙       (0.00)         父親中度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	(0.00)	(0.00)						身心障礙
父親中度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	0.03***	0. 03***						父親重度
身心障礙       (0.00)         父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	(0.00)	(0.00)						身心障礙
父親輕度       0.02**         身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	0.02***	0. 02***						父親中度
身心障礙       (0.00)         父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	(0.00)	(0.00)						身心障礙
父親其他       0.01**         身心障礙       (0.00)	0.02***	0. 02***						父親輕度
身心障礙 (0.00)	(0.00)	(0.00)						身心障礙
	0.01***	0. 01***						父親其他
	(0.00)	(0.00)						身心障礙
	<b>√</b>	<b>√</b>	<b>√</b>	✓	<b>√</b>	<b>√</b>		
年份固定效果	1							年份固定效果
樣本數 39,571,466 39,571,466 39,571,466 39,571,466 39,571,466 39,571,466 3	39, 571, 46	39, 571, 466	39, 571, 466	39, 571, 466	39, 571, 466	39, 571, 466	39, 571, 466	様本數
Adj. R <sup>2</sup> 0.16 0.22 0.22 0.22 0.22 0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.16	Adj. R <sup>2</sup>

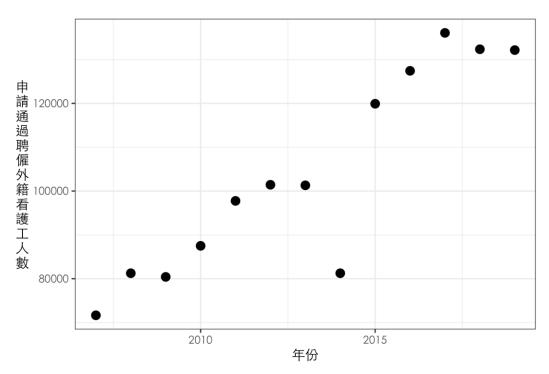
註:選取年齡 25 至 64 歲之樣本。依變數為與父親同戶之零一變數。括號 中為標準誤。

見表 6。此表中父親是否與子女同戶為依變數,而子女人口特徵、家庭結構,及父親的身心障礙程度為獨立變數。年齡及性別的

係數方向還有模式已在前述圖中展現。其他變項皆有直覺的詮釋,例如若母親尚健在,子女與父親同戶機會較低。若子女本身也有子女,則與父親同戶機率亦較低。而在控制以上變項及子女婚姻狀況和年份固定效果後,仍然見到父親身心障礙程度較嚴重者與子女同戶機會較高。

# 第四節 外籍看護工申請敘述統計 (一) 外籍看護工申請資料檢誤

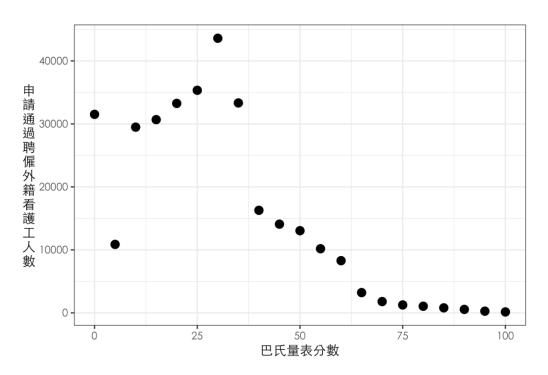
本研究自勞動部勞動力發展署取得外籍看護工申請系統 2007 年至 2019 年之資料,包含申請通過者中,申請者、被照顧者身份,及部分巴氏量表分數等欄位財稅資料串連。目前僅使用被照顧者資訊,因此以下「申請者」亦表示被照顧者。以下先列出資料中基本敘述統計。



註:潛在重複申請者佔約3.1%。

圖 26:申請通過聘僱外籍看護工人數

首先是資料中每年核准申請人數,每年的人數展示於**圖 26**,可 見每年申請人數向上的趨勢。



註:潛在重複申請者佔約3.1%。

#### 圖 27:巴氏量表分數分配

巴氏量表是申請外籍看護工重要條件之一,而在勞動部勞力發展署的資料中,巴氏量表分數自 2015 年起才有部分系統性紀錄,申請者中有巴氏量表紀錄者不及半數。其可能原因是申請者透過不需巴氏量表分數的條件申請通過,或其他因素在行政紀錄上而未有註記<sup>6</sup>,因此本研究將不依賴巴氏量表的資訊作為主要研究設計。然而我們仍將現有巴氏量表次數分配繪於圖 27,若將巴氏量表分數之未註記視為隨機,則此圖可以顯示申請外籍看護工通過者中巴氏量表分數的分配。我們可以見到圖中有幾個明顯的斷點,首先是 5 分者

L-

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> 申請者使用特定身心障礙者資格或以重召免評方式申請而未有註記;另亦可能因申請看護工的 資格近年有多次調整,而致資料可能有缺漏之處。

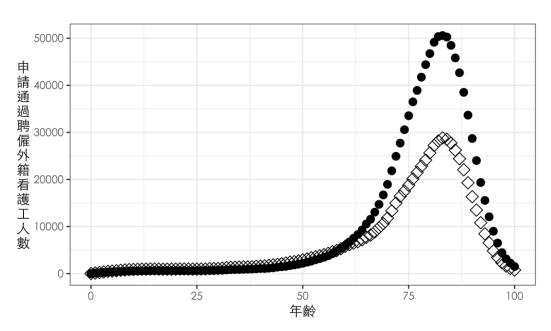
較少,或許該程度的失能者皆幾近完全失能因此判定為 0 分。另外是 35 分的前後,因為是使用巴氏量表分數申請外籍看護工的門檻,因此也有數量上的斷點。

表 7: 外籍看護工申請次數分配表

次數	比例	次數	比例
1	0.470	6	0.018
2	0.253	7	0.008
3	0.137	8	0.003
4	0.072	9	0.001
5	0.037	≥ 10	0.001

最後我們列出每位被照顧者在此資料中出現次數分佈於表 7。 依據外籍看護工申請規則,原則上三年才需重新申請評估,然而此 一規則有許多例外,因此會在資料中發現短期內多次申請的狀況。 在資料期間 2008 年至 2016 年,依照此規則將可申請至多五次,故 六次以上可視為重複申請者,僅佔約 3.1%。

#### (二) 外籍看護工申請與基本人口特徵



註:潛在重複申請者佔約3.1%。

圖 28:外籍勞工申請通過之被看護者年齡性別分佈

接下來觀察申請外籍看護者的年齡、性別分佈及其他特徵。首 先繪出被照護者年齡分佈。28 呈現所有被看護者人數按性別與年齡 的分佈。圖中顯示申請人數隨著年齡增加而逐漸增加,而在85歲開 始反轉。另外女性被照護者數目較男性高出許多。

表 8:申請外籍看護工

	(1)	(2)	(3)	(4)
常數	0. 0229***	0. 0196***	0. 0197***	0. 0197***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
女性	$0.0029^{***}$	$0.0013^{***}$	$0.0013^{***}$	$0.0013^{***}$
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
年龄	$-0.0023^{***}$	$-0.0019^{***}$	$-0.0018^{***}$	$-0.0018^{***}$
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
年龄平方	$0.0000^{***}$	$0.0000^{***}$	$0.0000^{***}$	$0.0000^{***}$
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
已婚		$-0.0067^{***}$	$-0.0067^{***}$	$-0.0086^{***}$
		(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
離婚		$-0.0049^{***}$	$-0.0049^{***}$	$-0.0064^{***}$
		(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
喪偶		$0.0234^{***}$	$0.0234^{***}$	$0.0212^{***}$
		(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
其他婚姻		$-0.0046^{**}$	$-0.0046^{**}$	$-0.0056^{**}$
		(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)
手足數			$-0.0001^{***}$	$-0.0001^{***}$
			(0.0000)	(0.0000)
子女數				$0.0012^{***}$
				(0.0000)
樣本數	21, 049, 775	21, 049, 775	21, 049, 775	21, 049, 775
$R^2$	0.0696	0.0742	0.0742	0.0744

註:選取年齡 25 至 64 歲之樣本。依變數為是否曾為外籍看護工被照顧者。「其他婚姻」表示婚姻因其他原因消滅。括號中為標準誤。

以上年齡和性別分布仍限制有申請外籍看護者中,緊接著我們 比較整體的人口及申請外籍看護工者的各項特徵。我們將本人是否 曾為外籍看護工被照顧者對其年齡、性別、婚姻以及子女數的變項 進行迴歸。迴歸結果如表 8。如同表中呈現,在控制年齡和性別之 後,婚姻狀況仍然是是否有外籍看護工的重要指標,其中喪偶者有 外籍看護工的機會較其他婚姻狀況高出許多。子女數反而不是重要 指標,多一子女所增加的機會比年輕一歲還低。

表 9:申請外籍看護工迴歸

	父親申言	青看護工	母親申言	<b>青看護工</b>
常數	$-0.02005^{***}$	$-0.01948^{***}$	$-0.01426^{***}$	-0. 01621***
	(0.00023)	(0.00023)	(0.00024)	(0.00024)
女性	$-0.00222^{***}$	$-0.00188^{***}$	$-0.00450^{***}$	$-0.00497^{***}$
	(0.00009)	(0.00009)	(0.00010)	(0.00010)
年龄	$0.00272^{***}$	$0.00264^{***}$	$0.00225^{***}$	$0.00267^{***}$
	(0.00001)	(0.00001)	(0.00001)	(0.00001)
年龄平方	$-0.00003^{***}$	$-0.00003^{***}$	$-0.00001^{***}$	$-0.00002^{***}$
	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)
已婚	$0.03086^{***}$	0. 03018***	0. 03103***	$0.03084^{***}$
	(0.00016)	(0.00016)	(0.00018)	(0.00018)
離婚	$0.02439^{***}$	0. 02438***	$0.02668^{***}$	$0.02543^{***}$
	(0.00022)	(0.00022)	(0.00025)	(0.00025)
喪偶	$0.01296^{***}$	0. 01255***	$-0.01296^{***}$	$-0.01267^{***}$
	(0.00027)	(0.00027)	(0.00032)	(0.00032)
其他婚姻	0. 01381***	0. 01421***	0.00918	0.00685
	(0.00418)	(0.00417)	(0.00482)	(0.00482)
另一雙親健在	$-0.01582^{***}$	$-0.01598^{***}$	$-0.05777^{***}$	$-0.05741^{***}$
	(0.00016)	(0.00016)	(0.00016)	(0.00016)
手足數	$0.00479^{***}$	$0.00477^{***}$	$0.01753^{***}$	0. 01757***
	(0.00002)	(0.00002)	(0.00002)	(0.00002)
子女數	$-0.00026^{***}$	$-0.00011^*$	$0.00148^{***}$	0.00111***
	(0.00005)	(0.00005)	(0.00006)	(0.00006)
有無工作		0.00011		$-0.01070^{***}$
		(0.00010)		(0.00012)
收入		$0.00000^{***}$		$0.00000^{***}$
		(0.00000)		(0.00000)
樣本數	18, 192, 170	18, 192, 170	18, 800, 627	18, 800, 627
$R^2$	0.03145	0. 03212	0.09146	0.09197

註:選取年齡 25 至 64 歲之樣本。依變數為父、母聘請看護之零一變數。 括號中為標準誤。 此一迴歸顯示出不同個人背景下極大的聘請看護工差異。接下來我們將分析的單位改為子女出發。依變數改為聘請看護工的情況。我們將父母有無聘請外籍看護工對子女的年齡、性別、婚姻、手足數量、子女數等進行迴歸,結果如表 **9**。

將父親及母親分開迴歸。首先關注父親的迴歸結果,對父親而言,女兒聘請外籍看護工的情況較兒子低 0.188 個百分點。相較於性別,婚姻狀況是更重要的預測指標。於表 8 中我們見到潛在被看護者本身的婚姻狀況是重要指標,而表 9 顯示子女的婚姻狀況也非常重要。已婚有偶的子女其父母聘請外籍看護工的機會遠高於單身的子女,增加的機率多達 3 個百分點。手足較多則機會也較高,小孩的數量則是沒有明顯的影響。

母親的結果與父親的結果有許多顯著的不同,首先是與喪偶的關聯。若子女本人喪偶,則父親聘僱外籍看護的機會高出 1. 255 個百分點,但母親低了 1. 267 個百分點。另一名雙親健在時也有相當大的差距。若母親健在,則父親聘看護工的機會低 1. 598 個百分點;若父親健在,則母親聘看護工的機會低 5. 741 個百分點。

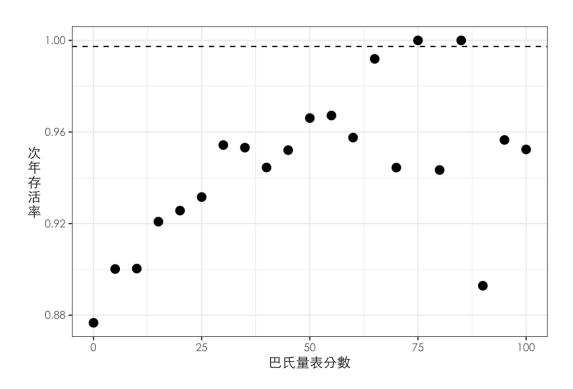


圖 29:給定各個巴氏量表分數,下一年的死亡率

在事件分析之前,我們分析存活狀況隨著時間的變化。圖 29 顯示各年齡性別下,近一步將此統計依照巴氏量表進行區分的死亡率,輔助確認巴氏量表分數是否可靠。

# 第肆章 事件分析

我們在此章呈現三組事件分析。事件分析理論背景及應用上常見問題,已於第壹章中詳細說明。簡言之,事件分析目的在分析各事件產生的影響。本研究分析的事件分別是長照需求的發生、申請外籍看護工,以及長照需求者死亡。我們將結果使用兩種方式呈現。首先是將各期效果加權平均的迴歸表。這些表格仍是使用事件分析的技巧,並將這些效果加以平均。透過將大量事件分析結果平均,以便清楚比較不同性別、年齡、資產、家庭結構等背景下的效果差異。其次是在部分的分析中我們呈現如前章節所呈現的事件分析圖,將有助於判斷事件前後各個時間點所產生的效果,並且可利用事件前是否有趨勢(Pre-trend)來判斷實驗組和控制組相近程度並評估事件分析的可靠與否。

第一節 身心障礙

表 10:事件分析:身心障礙與子女勞動參與

	控制約	且:較晚發生;	身心障礙	控制組:	較晚或未發	生身心障礙
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常數	0. 622***	0. 635***	0. 632***	0. 623***	0.638***	0. 633***
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
實驗組	-0 <b>.</b> 008*	-0 <b>.</b> 012**	-0. 008*	-0 <b>.</b> 009**	-0 <b>.</b> 016***	-0.003
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)
實驗後	-0.015***	-0 <b>.</b> 016***	-0. 015***	-0. 014***	-0 <b>.</b> 013***	-0. 014***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
實驗組×實驗後	-0.002	-0.001	-0.004	-0.003	-0.003	-0 <b>.</b> 010**
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
身心障礙重度或以上		-0. 036***	-0 <b>.</b> 030***		-0 <b>.</b> 071***	-0. 046***
		(0.004)	(0.004)		(0.004)	(0.004)
身心障礙重度或以上		0.012			0.047***	
×實驗組		(0.007)			(0.007)	
身心障礙重度或以上		0.002			-0. 005*	
×實驗後		(0.002)			(0.002)	
身心障礙重度或以上		-0.005	0.003		0.002	0. 019**
×實驗組×實驗後		(0.005)	(0.006)		(0.005)	(0.006)
樣本數	1, 365, 835	1, 365, 835	1, 365, 835	2, 180, 444	2, 180, 444	2, 180, 444
$R^2$	0.000	0.001	0.001	0.000	0.002	0.002

註:選取年齡 25 至 64 歲之前期與父母同戶樣本。依變數為與子女勞動參與。控制子女的年齡加權平均。職業晚期為 55 至 65 歲,職業早期為 25 至 45 歲。括號中為標準誤。

如前所述,首先使用身心障礙做為長照需求定義。此處事件我們定義為在紀錄中首次鑑定為身心障礙者,觀察子女勞動市場參與情形。在表 10 中,我們將樣本限制在父或母其中一方仍存活者。 控制組分別使用父母較晚發生身心障礙(第(1)-(3)行),或包含父母未鑑定為身心障礙者(第(4)-(6)行)。 首先見到表格中的行(1)與行(4)。實驗組表示鑑定為身心障礙者,實驗後表示鑑定為身心障礙後的時段。事件分析的效果呈現在實驗組×實驗後的係數。這兩組係數顯示效果都不顯著,且是估計十分精準的零效果。行(2)與(5)進一步與身心障礙重度或以上進行交乘。身心障礙重度以上相較於不是重度者,對於勞動參與影響效果差異也非常小。行(3)與(6)將交乘的方式進一步參數化,但結果沒有太大改變,儘管統計上顯著但程度非常小。簡言之,子女在父母發生身心障礙時,勞動市場參與的效果不管使用何種控制組測量皆非常微小。

我們進一步將此效果與其他項目交乘,觀察此事件對不同性別、年齡、以及人口結構的影響。在迴歸式中可有兩種處理,其一是將人口特徵與整個模型交乘(Fully Saturated)。在此採取另一種方式,對於人口特徵可能影響效果的方式進行參數化假設(Parametrization)。此操作假設這些人口特徵對勞動參與的影響隨時間變動的趨勢和整體平均一致。此假設目的在於更精準地測量並檢驗對於勞動參與效果的異質性影響。

表 11:事件分析:身心障礙與子女勞動參與及子女特徵

(6) ** 1.167***
** 1.167***
(0.008)
0.000
(0.000)
7* -0.008**
(0.003)
0. 011****
(0.001)
5 0.007
(0.013)
**
.)
-0 <b>.</b> 013***
(0.000)
35 1, 365, 835
0.065

註:選取年齡 25 至 64 歲之前期與父母同戶樣本。依變數為子女勞動參 與。控制子女的年齡加權平均。職業晚期為 55 至 65 歲,職業早期為 25 至 45 歲。括號中為標準誤。

表 11 呈現性別、婚姻狀態、另一位父母是否健在,以及是否處於職業晚期或早期等不同情況下的效果。其中職業早期定義為 25 - 35 歲,而職業晚期定義為 55 - 65 歲。這些不同背景帶來效果 差異顯示在交乘項的係數。由表中可看出除婚姻狀態外,不同背景 效果間差距皆非常微小。由於平均的效果也微乎其微,因此父母身 心障礙對子女勞動參與與否在不同背景的人身上,似乎皆無顯著效 果。

表 12:事件分析:身心障礙與子女收入

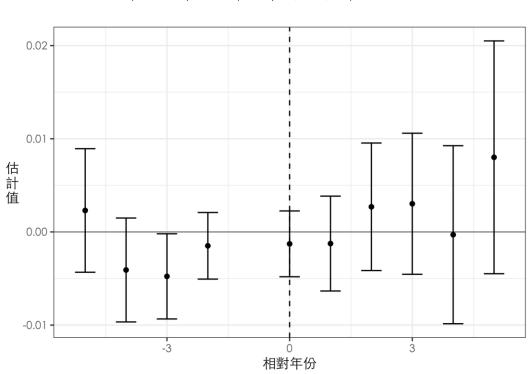
	控制組:較晚發生身心障礙			控制組:	較晚或未發生	身心障礙
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常數	373501***	383890***	377650***	379342***	385525***	381236***
	(2644)	(3208)	(3503)	(2445)	(2727)	(2907)
實驗組	-9822	-23213***	-9981	-15663**	-24847***	$-14606^{**}$
	(5329)	(5101)	(5366)	(5297)	(4973)	(4967)
實驗後	15710***	17203***	15723***	16942***	19064***	16908***
	(1294)	(1572)	(1294)	(1257)	(1429)	(1257)
實驗組×實驗後	-7660	-1958	-7471	-8891*	-3819	-7617
	(4068)	(3589)	(4180)	(4066)	(3559)	(4015)
身心障礙重度或以上		$-29779^{***}$	-11893		-28711***	-8796
		(5641)	(6725)		(6134)	(7453)
身心障礙重度或以上		38725**			37656**	
×實驗組		(13266)			(13497)	
身心障礙重度或以上		-4172			-10541***	
×實驗後		(2762)			(2981)	
身心障礙重度或以上		-17443	-777		-11074	-3874
×實驗組×實驗後		(10463)	(8998)		(10531)	(8898)
様本數	1, 365, 835	1, 365, 835	1, 365, 835	2, 180, 444	2, 180, 444	2, 180, 444
R²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

註:選取年齡 25 至 64 歲之樣本。依變數為子女收入。控制子女的年齡加權平均。括號中為標準誤。

最後在表 12 中,將關注轉至子女收入。儘管勞動參與與否並沒有效果,但也可能是將效果體現在選擇的工作或工時等內部邊際(Intensive Margin)上。表中可見交乘項的實驗組 × 實驗後係數

接近8千至9千元,相當於百分之2到3的所得減少。由於身心障礙資料年限較短,因此此係數代表的也是短期效果。

綜合以上事件分析的結果,身心障礙發生對於子女的勞動參與 與否平均而言沒有影響,透過分析不同性別、年齡等背景者的效 果,並沒有相反的效果互相抵銷的證據。在所得上,則可以看到子 女因為父母身心障礙而短期內所得些微減少。



第二節 申請外籍看護工

註:依變數:子女勞動參與。使用較晚申請者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲之前期與父母同戶樣本。估計上下呈現 90% 信賴區間。

圖 30:事件分析:申請看護工

表 13:事件分析:申請看護工

	控制組:較晚申請看護	控制組:較晚或未申請看護
常數	0. 557***	0. 556****
	(0.002)	(0.002)
實驗組	0.001	0.002
	(0.003)	(0.003)
實驗後	$-0.025^{***}$	$-0.024^{***}$
	(0.001)	(0.001)
實驗組×實驗後	0.000	0.001
	(0.003)	(0.003)
樣本數	3, 529, 977	5, 969, 614
$\mathbb{R}^2$	0.000	0.000

下一個事件分析是首次申請外籍看護工的事件。事實上使用首次申請看護工作為事件所得到之結果將較難詮釋。原因是申請看護工是選擇的結果,相較於死亡或者產生長照需求,看護工申請選擇的成分高出許多。因此在使用事件分析時,透過觀察是否在事件發生前實驗組與控制組的差距無系統性的趨勢在此分析中更重要。如同探討研究方法的章節所述,我們分析圖 30,利用較晚申請看護工者作為控制組,分析這項事件前後的效果比較。可發現事件發生前,估計值沒有明顯趨勢,但事件發生後的效果也較為凌亂,因此我們採用迴歸表 13 分析。

表 14:事件分析:申請看護工與背景特徵

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常數	0. 557***	0.561***	0. 530***	0. 390***	0. 480***	1. 122***
	(0.002)	(0.003)	(0.004)	(0.005)	(0.003)	(0.009)
交乘項	0.010	0.008	0.003	-0.011	0.008	0.000
	(0.007)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.000)
實驗組	0.001	0.001	0.004	0.004	0.001	0.002
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
實驗後	-0. 025***	-0. 025****	-0. 026***	-0 <b>.</b> 012***	-0.009***	0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
實驗組	-0.002	-0.004	-0.004	0.009	-0.005	0.010
×實驗後	(0.003)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.004)	(0.016)
女性	0.001					
	(0.004)					
非單身		-0.007				
		(0.004)				
另一父母健在			0. 037***			
			(0.004)			
職業晚期				0. 195***		
				(0.005)		
職業早期					0. 173***	
					(0.003)	
年龄						-0 <b>.</b> 012***
						(0.000)
樣本數	3, 529, 977	3, 529, 977	3, 529, 977	3, 529, 977	3, 529, 977	3, 529, 977
$R^2$	0.000	0.000	0.002	0. 021	0.030	0.046

表 15:事件分析:申請看護工與性別背景特徵

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常數	0.563***	0. 531***	0. 392***	0. 486***	1. 140***
	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.003)	(0.009)
女性×交乘項	-0 <b>.</b> 151***	0.024	0. 124***	0. 059***	-0. 004***
	(0.016)	(0.017)	(0.017)	(0.014)	(0.001)
交乘項	0. 049***	-0.003	-0 <b>.</b> 038***	-0.009	0. 001***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.007)	(0.000)
女性	-0.006	-0.005	-0. 010*	-0. 025***	-0. 035***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
實驗組	-0.001	0.002	0.002	-0.001	0.000
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
實驗後	<b>-0.</b> 028 <sup>***</sup>	-0. 029***	-0 <b>.</b> 014***	-0 <b>.</b> 011***	-0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
女性×實驗組	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
女性×實驗後	0. 010***	0. 010***	0.007***	0. 010***	0. 011***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
實驗組×實驗後	<b>-0.</b> 032 <sup>***</sup>	0.001	0. 030***	0.002	-0. 047*
	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.004)	(0.019)
女性×實驗組×實驗後	0.062***	-0.021	-0 <b>.</b> 103***	-0 <b>.</b> 028***	0. 185***
	(0.010)	(0.015)	(0.015)	(0.009)	(0.037)
非單身	-0.007				
	(0.004)				
另一父母健在		0. 037***			
		(0.004)			
職業晚期			0. 195***		
			(0.005)		
職業早期				0. 174***	
				(0.003)	
年龄					-0 <b>.</b> 012***
					(0.000)
樣本數	3, 529, 977	3, 529, 977	3, 529, 977	3, 529, 977	3, 529, 977
$R^2$	0.001	0.002	0.021	0.030	0.047

我們可見到這裏也未呈現出任何效果。如同身心障礙的分析, 我們進一步觀察不同背景帶來的效果,結果見表 14。此表的交乘項 雖然許多效果仍不顯著,但規模較身心障礙稍大,我們進一步分析 性別在其中的角色於表 15。

表中可見第 (1)、(3)、(4) 行的女性 × 交乘項有顯著且巨大的效果。首先是行 (1) 的係數-0.151 代表同樣非單身的子女,在父母申請看護工後,女兒的勞動參與變化比起男性要少 15.1 個百分點。由交乘項本身正係數可得知,在申請看護工後,非單身兒子勞動參與增加,然而非單身女兒勞動參與減少。這顯示對於非單身者,外籍看護工替代兒子可能的照顧工作,但對非單身女兒而言,照顧工作未被完全替代。因為長期照護所需要提供的照顧勞動力可能有淨增加。相較之下,替代效果較為明顯的是於職業晚期近退休的女性。相較於近退休的男性,勞動參與效果高出其 12.4 百分點。而職業剛起步的女性也有不小的正向效果,高出男性約 5.9 個百分點。

小結本節發現,父母聘請外籍看護工前控制組與實驗組並沒有 系統性趨勢差異,平均而言此事件也未帶來顯著效果。然而不同於 先前以身心障礙為事件的效果,聘請外籍看護工對不同特徵的人有 顯著不同的影響。就本研究關注的性別而言,男性和女性分別在婚 姻狀態以及年齡上表現出不同的效果。在職業的早期和晚期顯示出 女性的勞動力參與相對於男性有增加的情況,這背後可能反應外籍 看護工在這兩個階段代替女性可能需要負擔的家庭照護工作。

## 第三節 長照需求者死亡

我們接續探討長照需求者死亡對子女帶來的影響,並同樣使用事件分析,分別觀察在生前有身心障礙或者曾申請外籍看護工者死亡之後,子女的勞動參與情況。對死亡事件的效果有兩個詮釋。首先直接的詮釋是照護負擔解除之後回歸勞動市場的情況,其次是間接推定當初照顧負擔所減少的勞動參與。後者的詮釋將是估計的下界,因過往文獻皆顯示退出勞動市場後重返,將因為經驗未能持續累積等因素產生困難而無法完全返回,因此用回歸勞動市場的數值只能推定為因照顧減少的勞動參與之下界。在詮釋數字時除因照護減少的退出職場效果,還包含重返勞動市場可能遇到的困難。另外我們也將分析效果的異質性,進一步了解何種背景容易有較大效果。

## (一) 身心障礙

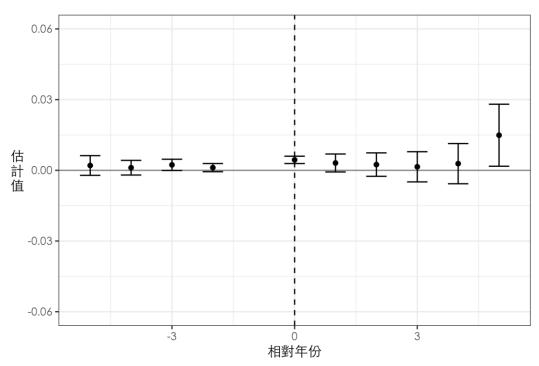
表 16:事件分析:父母死亡

	(1)	(2)
常數	0.568***	0. 559***
	(0.002)	(0.002)
實驗組	-0.001	$0.\ 005^*$
	(0.002)	(0.002)
實驗後	$-0.026^{***}$	$-0.026^{***}$
	(0.001)	(0.001)
實驗組×實驗後	$0.008^{***}$	$0.008^{***}$
	(0.001)	(0.002)
父母曾有身心障礙		$0.044^{***}$
		(0.004)
父母曾有身心障礙		$-0.016^{**}$
×實驗組		(0.005)
父母曾有身心障礙		-0.002
× 實驗後		(0.002)
父母曾有身心障礙		$0.\ 009^*$
× 實驗組 × 實驗後		(0.004)
樣本數	5, 716, 388	5, 716, 388
$R^2$	0.000	0.001

我們首先分析身心障礙以及死亡的關聯。在表 16 中的行(1) 是可供參考的基準點,交乘項的實驗組 × 實驗後顯示的是在父母死亡後的子女勞動參與變化。而在行(1)中並沒有限制父母生前是否有身心障礙。我們看到子女的勞動參與因父母死亡大約增加 0.8 個百分點,效果非常微小。而看到行(2),平均而言,若父母身前曾有身心障礙,則子女因父母死亡增加的勞動參與要再額外多 0.9 個百分點。雖然此差距亦不大,但顯示相較父母生前沒有身心障礙 時,有正向回歸勞動市場的情況。注意在此的估計非常精準,標準 差極小,因此可採取較有彈性的非參數化交乘項(Fully Saturated)。

### (二) 使用曾經申請外籍看護工者

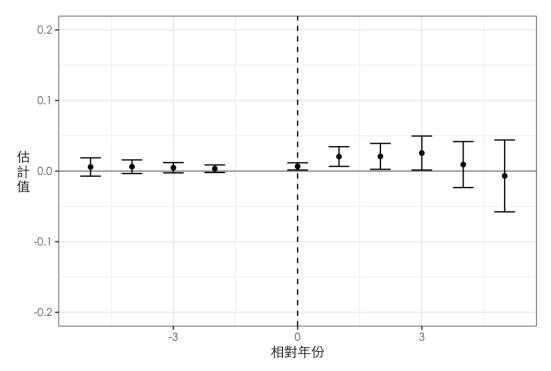
我們接續分析曾經申請外籍看護工者在死亡以後子女的勞動參 與情況。由於外籍看護工的資料橫跨期間較完整,因此得以繪出較 長時段的事件分析圖以分析動態效果。



註:依變數:子女勞動參與。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。估計上下呈現 90% 信賴區 間。

#### 圖 31:事件分析:父母死亡

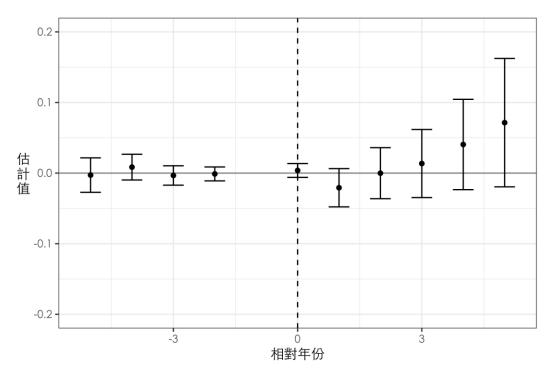
在圖 31 中,首先不侷限樣本在曾經聘請看護工者,而是使用 死亡事件,並繪出事件過後的年份子女勞動參與變化情況。此圖可 見事件前沒有明顯的趨勢,而在事件發生當下則有統計上顯著上升,而第二年以後有長期但不明顯 U 型的上升趨勢。然而這些勞動參與的增加幅度都不是非常大。



註:依變數:子女勞動參與。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。估計上下呈現 90% 信賴區 間。

### 圖 32:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工

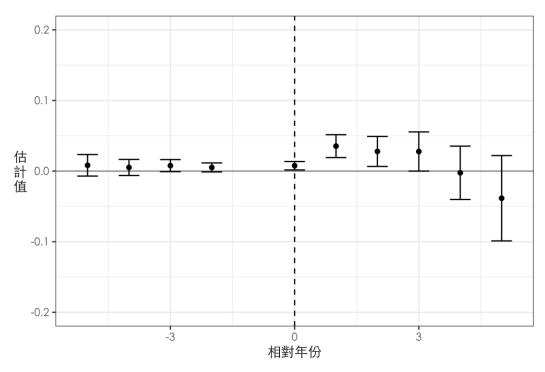
下一步我們將樣本限制在曾經聘請外籍看護工者,分析這些人在死亡後其子女的勞動參與情形。結果呈現於圖 32 中。在條件限制在曾經聘請外籍看護工者之下,死後子女勞動參與的情況在短期之內增加更為明顯,第一至第三年將近三個百分點的增加。而這項增加的效果並沒有持續,時間較長就回歸為零。



註:依變數:女兒勞動參與。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。估計上下呈現 90% 信賴區 間。

#### 圖 33:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工

接著將樣本進一步區分為男性及女性。首先呈現女性樣本於圖 33中。由於區分性別的效果更大,我們將縱軸拉遠。可以見到女兒 勞動參與在第一年之後逐年增加,在第五年增加將近十個百分點。 雖然此處估計比較不精確,但趨勢相當明顯。



註:依變數:兒子勞動參與。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。估計上下呈現 90% 信賴區 間。

### 圖 34:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工

接著呈現男性的樣本於圖 34 中。可以見到短期內勞動參與上 升的情況非常明顯,然而長期有往下甚至勞動參與降低的趨勢。

以上的分析可以發現首先在事件發生前,控制組以及實驗組的 差距都沒有明顯趨勢,這是支持事件分析方法的證據。其次是在不 同背景(例如上述呈現的性別)下,呈現的效果可能不同,甚至完 全相反。在有其他資訊的情況下,可以繼續拆解不同特徵、背景所 導致的效果差異。接下來將逐步分析總平均、背景特徵、性別以及 背景特徵這些效果的異質性。

表 17:事件分析:父母死亡

	(1)	(2)
常數	$0.569^{***}$	0. 568***
	(0.002)	(0.002)
實驗組	-0.002	-0.001
	(0.002)	(0.002)
實驗後	$-0.026^{***}$	$-0.026^{***}$
	(0.001)	(0.001)
實驗組×實驗後	$0.008^{***}$	$0.007^{***}$
	(0.001)	(0.002)
父母曾聘請看護		$0.012^{*}$
		(0.006)
父母曾聘請看護		-0.010
×實驗組		(0.006)
父母曾聘請看護		0.003
×實驗後		(0.002)
父母曾聘請看護		0.008
× 實驗組 × 實驗後		(0.005)
樣本數	5, 713, 822	5, 713, 822
$R^2$	0.000	0.000

首先分析表 17。表中行(1)顯示的實驗組×實驗後係數表示 父母死亡後子女的勞動參與平均增加 0.8 個百分點。行(2)中交 乘聘請看護的相關變數,並顯示曾聘請看護者在死亡後子女勞動參 與將額外增加 0.8 個百分點。此表中這兩行的估計分別對應到圖 31 以及圖 32 在事件前後的平均。

表 18:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常數	0. 563***	0.579***	0. 493***	0. 369***	0. 453***	1. 101***	0.584***	0.603***
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.002)
交乘項	-0 <b>.</b> 031**	0. 049***	-0.014	-0.021	-0.026**	0.000	0.048***	0.067***
	(0.012)	(0.011)	(0.018)	(0.013)	(0.010)	(0.001)	(0.011)	(0.011)
父母曾經申請看護工	0. 012*	0. 015*	0.000	<b>0.</b> 014*	0.027***	0. 037***	0.007	0. 018**
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
實驗組	-0.001	-0.001	-0.001	0.000	-0.002	-0.003	-0.001	<b>-0.</b> 002
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
實驗後	-0. 026***	-0. 026***	-0. 029***	-0. 015***	-0. 010***	0.001	-0. 026***	-0. 025***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
父母曾經申請看護工	-0.010	-0.010	-0. 012*	-0.007	-0.003	0.000	-0.010	-0.009
X實驗組	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
父母曾經申請看護工	0.003	0.003	0.001	0.005	0.006	0.003	0.003	0.003
×實驗後	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
實驗組工實驗後	0. 008***	0.008***	0. 010***	0. 011***	0. 010***	0. 011***	0.009***	0.009***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
父母曾經申請看護工	0. 015*	-0.023**	0.018	0. 023*	0. 014*	0.014	-0. 015*	-0.037***
×實驗組×實驗後	(0.006)	(0.008)	(0.018)	(0.011)	(0.007)	(0.028)	(0.007)	(0.009)
女性	0.019***							
716 hm	(0.003)	0.004**						
已婚有偶		-0. 024***						
ロール維朗大学		(0.002)	0.101**					
另一位雙親存活			0. 101***					
Tall-yl-n/2 Hn			(0.003)	0.995**				
職業晚期				0. 225*** (0. 003)				
職業早期				(0.000)	0. 199***			
<b></b>					(0.002)			
年龄					(0.002)	-0.012***		
一四?						(0.002)		
死前無資產						(0.000)	-0.031***	
/ 5/4							(0.002)	
有子女							(0.004)	-0.068***
74.4.4								(0.002)
	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5,713,822
R <sup>2</sup>	0.001	0.001	0.008	0.024	0.040	0.058	0.001	0.005

註:依變數:子女勞動參與。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。括號中為標準誤。

我們進一步將這些效果依據背景特徵加以拆解於表 18中。我們可以看到交乘項中較為突出的係數在於行(1)、(2)、(7)、(8)。行(1)顯示女性較於男性回歸勞動市場的比例低 3.1 個百分點,行(2)顯示已婚有偶者回歸勞動市場的機會高出未婚單身者 4.9 個百分點。行(7)顯示父母死前無資產者回歸勞動市場比例高於有資產者 4.8 個百分點。行(8)顯示有子女者較無子女者回歸勞動市場的比例高 6.7 個百分點。女性回歸勞動市場比例低的結果可能來自於回歸勞動市場所遭遇的困難,而父母死前資產的有無可能對應到的是遺產帶來的財富效果。

表 19:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
女性×交乘項	-0 <b>.</b> 182***	0. 118**	0. 108***	0. 076***	-0. 004***	-0.009	-0 <b>.</b> 070**
	(0.026)	(0.041)	(0.029)	(0.023)	(0.001)	(0.025)	(0.026)
已婚有偶	-0 <b>.</b> 020****						
	(0.002)						
另一位雙親存活		0. 100****					
		(0.003)					
職業晚期			0. 224***				
			(0.003)				
職業早期				0. 200***			
				(0.002)			
年龄					-0 <b>.</b> 013****		
					(0.000)		
死前無資產						-0. 030****	
						(0.002)	
有子女							-0 <b>.</b> 069***
							(0.002)
樣本數	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822
R <sup>2</sup>	0.001	0.008	0.024	0.040	0.058	0.002	0.005

註:依變數:子女勞動參與。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。每項迴歸也包含「常數、女性、交乘項、父母曾經申請看護工、實驗組、實驗後、女性 × 父母曾經申請看護工、女性 × 實驗組 × 父母曾經申請看護工、女性 × 實驗後 × 實驗後 × 父母曾經申請看護工、實驗後 × 實驗組 × 父母曾經申請看護工、父母曾經申請看護工、父母曾經申請看護工、父母曾經申請看護工 × 實驗組 × 父母曾經申請看護工 × 實驗組 × 實驗後」。括號中為標準誤。

接下來我們聚焦在本研究關注的性別面向,結果呈現於表 19。 行(1)表示同為已婚有偶者,女性的效果較男性低 18.2 個百分 點。這表示在上一個表格中顯示已婚有偶回歸勞動市場的效果中, 幾乎全是由男性的效果驅動,對於已婚的女性而言,回歸勞動市場 的機會遠低於已婚的男性。行(2)顯示若另外一位雙親仍然健在, 女性回歸勞動市場的機會相較於男性高出 11.8 個百分點。行(3) (4)顯示,在接近退休或剛進入勞動市場的女性也較同樣狀況的男 性回歸勞動市場的比例較高。而最後行(7)顯示有子女的女性較有 子女的男性回歸勞動市場的機會低了7個百分點,這一點可能顯示 女性較男性承擔更多對於子女的照顧責任。

依此報告中的估計值,回推整體的勞動參與比例的數字,需要 透過長期照護的需求人數加以推估,並且依照不同年齡造成的影 響、家庭結構等等的差距計算。由於本研究資料的限制,我們引用 其他研究或調查中的長期照護需求人數,提供兩個版本的估算。

首先是使用全體的平均進行計算。利用 5% 的影響估計值以及衛生署 2010 年國民長期照護需要調查在 65 歲以上 10% 的長照需求率,平均而言因為父母退出勞動市場的比例大約在 0.5 個百分點。

然而,由於長期照護需求的比例隨著年齡增加十分迅速,以 85 歲以上長照需求比例近 5 成,且平均父母與子女年齡差距約 25 歲 計算,60 歲以上父母健在女性因為長期照顧提前退休或離開職場的 比例約 2.5 個百分點。  $(1) \qquad (2)$ 

表 20:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請 外籍看護工

常數	349780***	334786***
	(3021)	(2976)
實驗組	-1800	-2288
	(4233)	(4219)
實驗後	17748***	15371***
	(1123)	(1116)
實驗組×實驗後	$66460^*$	$71872^*$
	(32637)	(35265)
父母曾聘請看護		$153827^{***}$
		(14364)
父母曾聘請看護		27001
×實驗組		(19906)
父母曾聘請看護		$23453^{***}$
× 實驗後		(5164)
父母曾聘請看護		-41247
× 實驗組 × 實驗後		(41253)
樣本數	5, 713, 822	5, 713, 822
$R^2$	0.000	0.000
		V. 1

註:依變數:子女收入。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。括號中為標準誤。

表 21:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常數	347889***	268742***	322992***	378314***	355472***	215476***	351047***	294777***
	(3601)	(4513)	(6144)	(26147)	(6428)	(27627)	(5916)	(4838)
交乘項	-97151 <sup>**</sup>	143706***	$96524^{*}$	3725	$-73251^*$	3492	78386	82584*
	(30019)	(33114)	(38854)	(56748)	(32498)	(2035)	(40861)	(33579)
父母曾經申請看護工	154336***	137322***	151948***	153482***	151031***	148197***	149286***	147009***
	(14358)	(14495)	(14597)	(14354)	(14320)	(14349)	(14546)	(14476)
實驗組	-2380	-1315	-2258	-2461	-2061	-1827	-2158	-1517
	(4216)	(4205)	(4224)	(4171)	(4238)	(4265)	(4246)	(4208)
實驗後	15203***	13307***	14900***	12878***	12390***	9213***	15426***	13618***
	(1119)	(1134)	(1157)	(1874)	(1383)	(1877)	(1118)	(1147)
父母曾經申請看護工	26622	25206	26738	26311	25693	24710	27621	25108
×實驗組	(19898)	(19867)	(19898)	(19968)	(19957)	(19980)	(19885)	(19871)
父母曾經申請看護工	23471***	23875***	23153***	22971***	22853***	23497***	23449***	23479***
×實驗後	(5163)	(5164)	(5191)	(5146)	(5152)	(5165)	(5164)	(5163)
實驗組×實驗後	71413*	67283	72260*	$71075^{*}$	$71474^{*}$	71179*	$73667^{*}$	$70317^{*}$
	(35221)	(35091)	(35389)	(34828)	(35180)	(35119)	(35769)	(35170)
父母曾經申請看護工	-15313	-125891***	-129648**	-43875	-13456	-208051*	-77414	-92947*
X實驗組X實驗後	(44898)	(37376)	(47298)	(70738)	(47949)	(90807)	(44196)	(38647)
女性	-50758***							
	(7105)							
已婚有偶		141405***						
		(8696)						
另一位雙親存活			15947					
			(7422)					
職業晚期				-49225				
				(28990)				
職業早期					-36085***			
					(8910)			
年龄						2764***		
						(649)		
死前無資產							-30383**	
							(9952)	
有子女								77011***
								(8360)
樣本數	5, 713, 822	5,713,822	5,713,822	5,713,822	5,713,822	5, 713, 822	5, 713, 822	5,713,822
R²	0.001	0.001	0.008	0.024	0.040	0.058	0.001	0.005

註:依變數:子女收入。使用較晚死亡者作為控制組,選取年齡 25 至 64 歲,並限制於父母死亡前與父母同戶樣本。括號中為標準誤。

表 22:事件分析:父母死亡,且父母生前曾聘請外籍看護工

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
女性×交乘項	-403982***	-58177***	112794	111118*	-7805*	-7695	-218132***
	(49486)	(76635)	(78785)	(49691)	(3095)	(61987)	(52762)
已婚有偶	139855						
	(8573)						
另一位雙親存活		$18913^{*}$					
		(7675)					
職業晚期			-45107				
			(28484)				
職業早期				-30918***			
				(8351)			
年龄					2484***		
					(621)		
死前無資產						-31182**	
						(10071)	
有子女							69945***
							(8214)
樣本數	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822	5, 713, 822
R <sup>2</sup>	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

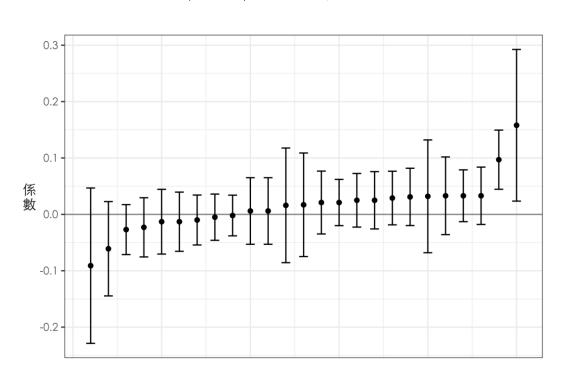
我們最後使用事件分析觀察收入的變化,如同上述分析將表格 呈現於表 20、表 21、與表 22。首先觀察到表 20 中的行(1)。在 沒有將樣本限制在父母曾經申請外籍看護工的情況下,父母死亡後 子女的收入將增加約 6.6 萬元,將近兩成的收入增加,這相對於勞 動參與的增加幅度極大,泰半是屬非薪資的收入增加。(使用薪資所 得的估計,其係數是 11,468 元,表示這些增加多數屬於非薪資的收入)。

比較收入以及勞動參與的結果,我們發現統計上顯著的效果, 兩者在方向上都是一致的,但收入的效果往往是勞動參與的數倍。 舉例而言,表 21 顯示曾聘請看護工的父母過世後,女性所得的變 化相較男性低了 9.7 萬元。相較於勞動參與只低男性 3.1 個百分 點,可以推論女性在遺贈的收入或回歸勞動市場後工作的薪資報酬 等各項收入,也較男性低非常多。其中,變數「另一雙親存活」代 表是否當父母其一死亡後、是否還有另一雙親在世。若該變數為 0,代表該子女就只有一位雙親,該子女原家庭結構即為單親。依照 表中第 (3) 欄顯示,另一雙親仍健在者,收入的效果相較於另一雙 親不在者高 96,524 (新台幣元/年)。

效果方向一致但影響幅度擴大數倍的還有表 22 中進一步分析 性別以及不同背景交乘的結果。尤其是已婚女性相較於已婚男性差 距的幅度幾乎達到有收入以及無收入的差距,有子女的女性以及有 子女的男性其差距也幾乎達到半數的平均收入。

以上所得及收入的分析相比於勞動參與的分析,反映人們對於這些事件調整的方式,除了完全退出勞動市場之外還有其他可能的空間。其中一種詮釋是部分工時以及全時工作的差異。在本研究所

使用的資料中,並無工時的紀錄,因此無法直接判斷是否為部分工時或者全時工作。然而,透過收入以及所得呈現的模式相比於勞動參與,因為「所得」和「收入」的影響較「勞動參與的有無」來的高些,所以我們推測有可能有從全時工作轉為部分工時的現象。



第四節 城鄉差異

註:每一個縣市的虛擬變數與實驗組 × 實驗後交乘,從低到高每個縣市交乘的係數。參考基準城市為台北市,效果最大者為連江縣,最小者為嘉義市。估計上下呈現 90% 信賴區間。

### 圖 35:縣市效果差異

最後分析城鄉差異可能性。我們將每一個縣市的虛擬變數與實驗組×實驗後交乘,以分析台灣不同縣市是否有回歸勞動市場效果

的差距。我們以台北市為基準點,並在圖 35 繪製從低到高每個縣 市交乘的係數。可以發現係數幾乎在統計上全不顯著,且絕對數目 都不大,幾乎顯示因為父母死亡造成的長照負擔解除並回歸勞動市 場的情況,並沒有城鄉差距。

## 第五節 政策模型

本研究透過事件分析的結果建立政策模型。政策模型的建立在經濟學中可粗略分為 Reduced Form(縮減式)以及 Structural Form(結構式)兩種。本研究的政策模型採用 Reduced Form(縮減式)的方式。使用本研究中研究方法所述的數學表示,可以將事件分析所得到的估計以  $E_i[Y_i(D_i=1)-Y_i(D_i=0)|D_i=1]$  作為呈現。並且在不同群體以及背景所得出的估計,可以以  $E_i[\cdots|X]$  來表示,其中 X 為各項群體的背景,或者可以簡寫為  $\theta_X$ 。

以政策的關心而言,長期照顧需求的解除對於勞動參與的影響  $\theta_X$  是重要的輸入參數。若將  $f(\theta)$  表達為政策的效果,且政策效果 具有  $\frac{df}{d\theta} \geq 0$  的性質,則本研究估計出的  $\theta_X$  可以作為政策在目標 對象設定的重要參考。

以實際例子而言,若考量的政策為長期照護假,且政策目標希望減少對職場的影響。用上述正是數學模型表達,長期照護假對群 X 的效果為  $\theta_X$ 。若長期照護假對於受長照需求影響大者作用較

高,則該政策滿足  $\frac{df}{d\theta} \geq 0$ ,在目標是逐步依照家庭背景推動長期照護假時,則應依照  $\theta_X$  的大小順序推動。

以下再以長期照護假為例,提出政策實際施行的推薦順序。長期照護假的其中一個重點在於避免影響勞動參與,回歸勞動市場的難易程度是這個政策的重要指標。一但受到照護需求的衝擊而較難回歸勞動市場者將比較需要長期照護假的協助。透過本研究的實際數據發現,女性受到的衝擊以及困境較大,建議長期照護假的推動順序可以修先協助需要協助的對象。由於男性目前較無面臨這樣的困境,可以先從女性的協助開始,並且從已婚的女性、有子女的女性、職業發展中期的女性開始推動,而雙親皆健在者可以列為較暫緩實施的對象。

此一政策模型的應用相當廣泛,主要原因在於透過前事件分析 結果提供  $\theta_X$  的相對大小以及排序。在未來推動新的政策時,透過 檢驗政策效果的  $\frac{df}{d\theta} \geq 0$  性質,即可以依照本研究的結果作為參 考。

# 第伍章 結論、政策建議與後續方向

本研究整合 2008 年至 2016 年的財稅、勞保、外籍看護工申請,以及身心障礙資料分析女性勞動參與的模式,並分析以下事件:父母鑑定為身心障礙、申請外籍看護工以及死亡,並估計這些事件對勞動參與以及所得的影響。

## 第一節 敘述統計

- 我們首先透過人力運用調查發現女性及男性勞動參與的差距平均 而言有 20 個百分點,此差距是由從職涯初期的零差距,一路成 長是退休年齡時的 30 個百分點左右所導致的平均。我們也發現 此一差距在縣市分佈上有明顯的差別。然而在控制年齡、婚姻狀 況、教育程度,以及居住地點之後,性別勞動參與的差距仍然穩 定維持在 20 個百分點。
- 我們分析勞保以及財稅資料,並比對人力運用調查,判定使用財稅資料的薪資所得較適合作為勞動參與的定義。接著我們分析基礎人口特徵與勞動參與的關聯。在婚姻狀況上女性及男性並沒有明顯的差距,但與勞動參與交互比對下,我們發現勞動參與的差距大多源自已婚的人口。子女的數量較多也與較低的勞動參與有關,此關聯在女性上表現較明顯。與父母公婆岳父母同戶的情況

在性別上有很大的差異,但同戶或不同戶的安排與勞動參與平均 而言關聯並不大。

- 在長期照護的相關資訊中,我們分析身心障礙以及外籍看護工的申請兩份行政資料。身心障礙者本人的勞動參與、所得,以及收入皆隨著身心障礙的嚴重程度增加而下降,卻仍維持一定的水準。當父母有身心障礙時,與子女同戶的機會平均提高 3 個百分點,這個差距在父或母都很相近,而這個關聯兒子較女兒明顯。\
- 外籍看護工的申請在 2008 到 2016 年間快速增加。 2016 的核 准資料達 25 萬,較 2008 年成長超過一倍。女性被照護者的數 目高於男性,並且在 85 歲達到高峰。資料中有部份巴氏量表的 分數,雖然未有註記者甚多但與死亡率的關聯透露出仍是有效的 健康指標<sup>7</sup>。巴氏量表 0 分者的隔年死亡率約是 12%,此數字透 露長期照護可能維持的時間長度。

## 第二節 事件分析

敘述統計呈現僅性別間勞動參與的差距以及身心障礙與外籍看護工之間隱晦的關聯,過去的文獻多數也僅僅控制可觀測的背景特

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> 申請者使用特定身心障礙者資格或以重召免評方式申請而未有註記;另亦可能因申請看護工的 資格近年有多次調整,而致資料可能有缺漏之處。

徵利用迴歸分析試圖估計因果關係。這樣的方式將因為無法觀測的變數影響造成估計的偏誤。

- 我們透過事件分析的技巧,利用較晚發生事件或沒有發生事件的情況作為控制組,並且結合傾向分數控制子女的年齡,以估計事件帶來的效果。我們分析的事件包含核定為身心障礙、申請外籍看護工、死亡、死亡且生前曾核定為身心障礙、死亡且生前曾申請外籍看護工。並且透過觀察事件前實驗組以及控制組在趨勢上的差異來評估事件分析的可信度。我們發現在事件發生前,實驗組和控制組的差異並沒有明顯的趨勢,這點增加對事件分析估計結果可以詮釋為因果關係的信心。
- 針對這些事件,我們分析事件平均的影響效果、按照背景特徵區分,以及按照性別及背景特徵區分。在研究的結果變數除了勞動的參與外亦分析收入的效果。我們發現這些事件兩個共同的特徵。首先是平均的勞動參與效果通常十分微小,但這是背後不同特徵的人口有著顯著不同方向的效果平均之後的結果。這些異質性尤其在性別、婚姻,以及子女的有無中體現。其次是事件對於收入的影響與勞動參與方向相同,且收入變化的幅度遠大於勞動參與變化的幅度。

- 在父母被核定為身心障礙之後,子女的勞動參與影響不大,在不同背景下也沒有顯著的差異,然而短期內在收入上每年顯著減少大約8千元。顯示平均而言雖然沒有因為身心障礙造成的照顧責任退出勞動市場,但可能需要選擇報酬較低的工作、減低工時,或者變賣原先能夠帶來收入的資產。
- 父母申請看護工對子女的勞動參與影響對不同的人效果上有很大的差異。這個差距最明顯地體現在婚姻狀況上。同樣是已婚者, 女兒的勞動參與變化較兒子低 15 個百分點,看護工可能替代兒子的照護工作但對女兒而言並沒有見到這樣的效果。
- 同樣非單身的子女,在父母申請看護工後,女兒的勞動參與變化 比起男性要少。在申請看護工後,非單身兒子勞動參與增加,然 而非單身女兒勞動參與減少。這顯示對於非單身者,外籍看護工 替代兒子可能的照顧工作,但對非單身女兒而言,照顧工作未被 完全替代。
- 申請看護工後勞動參與替代效果較為明顯的是於職業晚期近退休的女性。相較於近退休的男性,勞動參與效果較高。而職業剛起步的女性也有不小的正向效果。
- 父母死亡當年子女勞動參與會微幅增加 0.8 個百分點,平均而言 此效果並不會持續。而若父母生前曾有身心障礙或曾聘請外籍看

護工,子女的勞動參與會再額外增加近 1 個百分點,我們將這個 詮釋為回歸勞動市場的平均情況。我們聚焦在生前曾聘請外籍看 護工者,若按照性別區分,男性在短期回歸勞動市場的效果較女 性明顯,長期的平均也較女性高 3.1 個百分點。父母生前無資產 者子女回歸勞動市場的機會也將高出 4.8 個百分點,顯示財富對 於勞動市場參與的影響。

- 我們發現性別的效果差異最大的部分體現在婚姻狀態以及子女有無。平均而言,已婚者較單身者在父母過世後回歸勞動市場的機會高出 4.9 個百分點。然而這個效果在女性和男性間的差距可以達到 18.2 個百分點。表示已婚女性回歸勞動市場遠較已婚男性困難。有子女者平均回歸勞動市場的比例高於無子女者 6.7 個百分點,背後可能反映家庭財務的負擔較高。然而同樣有子女的情況下,女性回歸勞動市場的比例較男性低 7 個百分點。
- 父母過世的影響在收入上的效果遠大於勞動參與。其中一大部分 是贈與的收入,但也有相當部分反應工作型態等等差距。父母死 亡後子女的收入增加大約 6 萬元,然而女性收入的變化較男性低 近 10 萬元,這反映回歸勞動市場不僅在有工作與否上有差異, 在工作獲得的報酬也有相當的差距。我們另外也發現不同縣市在 回歸勞動市場效果上無明顯的差異。

這些效果除了反映在父母過世後回歸勞動市場的幅度,也可以間接推論當初長期照護負擔帶來的勞動參與衝擊。前述估計回歸
 1.8個百分點的數字應是勞動參與衝擊或退出勞動市場一個鬆散的下界。推論這個數字是下界的原因包含回歸勞動市場會面臨的困難,以及外籍看護工原先已經替代掉的照護人力。

## 第三節 政策建議

利用以上分析的推論,我們發現長期照護負擔對子女的勞動參與有負面的影響,這些影響在平均的狀況下並不明顯,但是將所有人平均會遮蔽對不同人很不一樣的衝擊。由我們根據資料所做的推論,同時在家庭中有其他角色的女性,在回歸勞動市場上會遭遇到比較大的困難。有子女以及有偶的女性在回歸勞動市場會需要比較大的協助。這點在設計長期照護政策時可以考慮針對同時有家務及育兒需求的女性提供更容易使用的喘息或照護協助服務。以近年開辦的長期照顧特別扣除額而言,可能搭配家庭中其他照顧的人力以及幼兒照顧的需求一併考量並調整相關標準。

其次勞動參與以及收入之間效果的不同透露出儘管女性可能不需要因為長期照護而離開職場,但很有可能會因此選擇收入較低的工作,或透過調整工作的內容和強度來配合長期照護的需求。這點凸顯在政策設計上不能只針對退出職場的人口,而也需要考慮減少的工作時間、收入怎樣配合長期照護的需求。以近年廣受討論的長期照護假為例,我們分析的結果顯示已經有許多人自行調整工作的模式,正式推行這樣的假期或許能幫助工作模式固定難以調整的家庭照顧者。

### 第四節 研究侷限與後續方向

本研究的長期照護需求定義受到資料的侷限,所能探討的項目有限。相較於本研究所使用之外籍看護資料,若能取得健保與長照等資料,的確能夠更清楚了解受照顧者之健康狀況與確切長照需求。另,本研究取得之身心障礙資料期間為2015年至2019年,然財稅、勞保、外籍看護工的資料期間大部分均為2011年至2016年,這兩者資料的重疊期間只有2015年至2016年,故因資料期間過短,而在身心障礙這個指標上,無法做出穩健的因果推論。

- 本研究於晚期方取得外籍勞工申請資料,而且也在過程中發現其他重要的議題以及這份資料可以提供後續研究的機會。首先是巴氏量表的分數可以近一步區分出潛在的嚴重程度,並且判別不同長期照護需求所引導出的模式。其次是在先前的動態分析中我們觀察到長期以及短期的效果非常不同,而在我們分別討論各項背景所帶來的效果時,尚未區分長期以及短期所帶來的效果。
- 另外還有未納入本研究的範疇但是高度相關的議題。我們在事件分析討論不同人異質性的同時,發現婚姻狀況以及子女的有無在對於長期照護的負擔在不同性別上有相當大的差異。而進入婚姻以及子女誕生這兩者本身亦可以作為一個事件並進行事件分析。在過往的國內文獻中,分析進入婚姻和子女誕生的勞動參與變化通常侷限於樣本以及資料的取得。而本研究所使用的資料允許探討這兩者對於性別間勞動參與差距的影響,事件分析的技巧也可以同步移植應用。於國外的文獻中經常探討這兩個因素如何導致女性在職業早期退出勞動市場,而在台灣的特殊的文化環境以及社會背景,將可以提供更為有趣的研究。

# 參考書目

## (一) 中文部分

- 曲同光,彭美琪, & 白其怡. (2015). 規劃長照保險重要基礎資料 庫-國民長期照護需要調查. 國土及公共治理季刊, 3(1), 108-114.
- 行政院主計總處. (2020). 105 年人力運用調查. 中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫.
- 行政院衛生署長期照護保險籌備小組. (2013). 國民長期照護需要調查(第二階段)統計結果報告.
- 詹書媛, 游曉微, 楊銘欽, 李玉春, & 陳雅美. (2018). 失智症與非失智症長者之照顧者醫療服務利用之比較. 台灣公共衛生雜誌, 37(6), 664-675.
- 衛生福利部國民健康署. (2020). 78-96 年台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查. 衛生福利資料科學中心.

### (二) 英文部分

- Abraham, S., & Sun, L. (2018). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. Available at SSRN 3158747.
- Ashenfelter, O., & Card, D. (1984). Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs (No. w1489). National Bureau of Economic Research.
- Bauer, J. M., & Sousa-Poza, A. (2015). Impacts of informal caregiving on caregiver employment, health, and family.

  Journal of Population Ageing, 8(3), 113-145.
- Bertrand, M., Kamenica, E., & Pan, J. (2015). Gender identity and relative income within households. The Quarterly Journal of Economics, 130(2), 571-614.
- Blundell, R., Costa Dias, M., Meghir, C., & Shaw, J.

  (2016). Female labor supply, human capital, and welfare reform. Econometrica, 84(5), 1705-1753.

- Chiappori, P. A., Dias, M. C., & Meghir, C. (2018). The marriage market, labor supply, and education choice.

  Journal of Political Economy, 126(S1), S26-S72.
- Cook, C., Diamond, R., Hall, J., List, J. A., & Oyer, P. (2018). The gender earnings gap in the gig economy: Evidence from over a million rideshare drivers (No. w24732). National Bureau of Economic Research.
- Fadlon, I., & Nielsen, T. H. (2019). Family health behaviors. American Economic Review, 109(9), 3162-91.
- Heckman, J. J. (1977). Sample selection bias as a specification error (with an application to the estimation of labor supply functions) (No. w0172). National Bureau of Economic Research.
- Heckman, J. J., & MaCurdy, T. (1982). Corrigendum on a life cycle model of female labour supply. The Review of Economic Studies, 49(4), 659-660.

- Heckman, J., & Killingsworth, M. R. (1986). Female labor supply: A survey. Handbook of labor economics, 1, 103-204.
- Hotz, V. J., & Miller, R. A. (1988). An empirical analysis of life cycle fertility and female labor supply.

  Econometrica: Journal of the Econometric Society, 91-118.
- Keane, M. P. (2011). Labor supply and taxes: A survey.

  Journal of Economic Literature, 49(4), 961-1075.
- Keane, M. P., & Wolpin, K. I. (1997). The career decisions of young men. Journal of political Economy, 105(3), 473-522.
- Liu, M. C., & Osawa, M. (2013). partner-care in the east asian system: combining paid work and caring in Japan and Taiwan. Combining Paid Work and Family Care, 201-215.
- Mommaerts, C. (2015). Long-term care insurance and the family. unpublished, November.

- Schmitz, H., & Westphal, M. (2017). Informal care and longterm labor market outcomes. Journal of health economics, 56, 1-18.
- Skira, M. M. (2015). Dynamic wage and employment effects of elder parent care. International Economic Review, 56(1), 63-93.
- Van Houtven, C. H., Coe, N. B., & Skira, M. M. (2013). The effect of informal care on work and wages. Journal of health economics, 32(1), 240-252.
- Wang, F. T., Shimmei, M., Yamada, Y., & Osawa, M. (2013).

  Struggling for recognition: working carers of older people in Japan and Taiwan. Combining paid work and family care: Policies and experiences in international perspective. Policy Press, Bristol, 89-106.