國立臺灣大學社會科學院經濟學系

碩士論文

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

父母死亡對子女婚姻決策的影響–台灣實證研究

The Effects of Parental Death on Offspring's Marital Decisions: Evidence from Taiwan

羅偉駿

Wei-Chun Lo

指導教授: 樊家忠 博士

Advisor: Elliott Fan, Ph.D.

中華民國 112 年 7 月

July, 2023

doi:10.6342/NTU202302176

國立臺灣大學碩士學位論文

口試委員會審定書

父母死亡對子女婚姻決策的影響–台灣實證研究

The Effects of Parental Death on Offspring's Marital Decisions: Evidence from Taiwan

本論文係羅偉駿君（學號 R10323027）在國立臺灣大學經濟學系完成之碩士學位論文，於民國 112 年 7 月 24 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：_____

（指導教授）

_____ _____

_____ _____

_____ _____

_____ _____

致謝

本文能完成需要感謝非常多人的幫助。首先是感謝我的指導教授樊家忠老師，老師在本文的研究方向與議題設定上提供給我許多寶貴的學術觀點，研究過程中各種專業又即時的反饋與極具建設性的建議使我少走許多彎路。並且老師總是時時警惕著我不要誇大、美化研究的數據，必須誠實呈現出看到的結果，這些教訓讓我不會因為研究暫時的困難而萌生違背學術倫理的念頭，真的非常感謝老師的指導。其次是感謝連賢明教授，在老師的牽線下我才有機會能使用到寶貴的台灣行政資料，這對於本文研究得已順利進行實為莫大的關鍵。再來要感謝財資中心的各位研究助理與工作人員，尤其是感謝靖茹花費大量時間與心力為我解釋資料、協助攜入與攜出的辦理。另外我要感謝家威，時常幫我解決各種疑難雜症以及教我使用各種實用有趣的工具，讓我撰寫論文的過程充滿樂趣。我還要感謝冠儒與楚岳，前者與我討論了不少本文的細節以及資料處理上的重要技巧；後者分享給我此 LaTeX 模板（同時非常感謝此模板的建立者彭新翔學長）與許多方便的設定。在本文的撰寫期間因父親的健康問題，我們家時常必須輪班請假照顧父親的生活起居，我要特別感謝母親和姊姊的幫忙與全力支持，讓我能心無旁騖地完成論文，也希望父親能早日康復。最後要感謝芷君的陪伴，妳平時的支持與在我遭遇挫折時給予的鼓勵，總能讓我在灰心之餘重燃對研究的動力，也讓我短暫的學術生活不會過於痛苦與乏味。在碩士兩年的學術之旅中，還有無數曾給過我幫忙的人，囿於篇幅不一一展開，在此我由衷地感謝大家。

doi:10.6342/NTU202302176

摘要

本文透過研究父母死亡前後 20 季子女結婚機率的變化，以識別出父母死亡對子女婚姻決策的影響。本文主要的目標為透過台灣實證資料嘗試區分子女因婆媳問題消失獲得的優勢與繼承父母遺產獲得的優勢兩者對婚姻決策造成的影響。本文使用台灣財政部財政資訊中心的行政資料，以父母死亡年份在 2005 年至 2020 年的有台灣戶籍者作為研究樣本，聚焦於父母死亡當下年齡為 25 歲至 35 歲的青年子女的初婚行為。本文主要的研究方法為以事件研究法為核心的線性機率模型，並且將研究樣本與使用粗化精確配對法建構出的控制組相互比較以進行穩健性測試。本文對青年子女的初婚行為主要有以下兩點發現：一、母親死後兒子的結婚機率增幅會明顯高過女兒的增幅以及父親死後兒子和女兒的增幅，因此婆媳關係很可能對於青年子女的婚姻決策具有一定的影響力。二、父母生前是否持有房地產對於子女的結婚機率變化沒有顯著的影響，因此遺產的繼承很可能對於青年子女的婚姻決策不具影響力。

關鍵字：婆媳問題、遺產衝擊、婚姻決策、事件研究法、粗化精確配對法

doi:10.6342/NTU202302176

Abstract

This study aims to identify the effects of parental death on offspring's marital decisions by analyzing changes in their marital probability 20 quarters before and after the parental death. Specifically, we attempt to distinguish the effects of two factors: the disappearance of mother-in-law problems and the inheritance of deceased parents' real estate. We utilize administrative data from the Financial Information Agency, Ministry of Finance, Taiwan. Our sample consists of Taiwanese adult children whose parents died between 2005 and 2020, and we particularly focus on those who experienced parental death between the ages of 25 and 35. We employ event study analysis using the linear probability model to analyze the data, and we conduct a robustness check by comparing our sample with a control group constructed through the coarsened exact matching method. We reveal two main findings regarding the marital behavior of offspring. Firstly, the probability of getting married significantly increases for bereaved sons following their mothers' deaths, compared to bereaved daughters after their mothers' deaths, as well as

doi:10.6342/NTU202302176

bereaved sons and daughters after their fathers' deaths, which suggests that mother-in-law problems are likely to influence the marital decisions of offspring. Secondly, the value of the real estate owned by the deceased parent does not have a significant impact on the probability of getting married for the bereaved offspring; and hence, the inheritance shock appears to be less correlated with the marital decisions of offspring.

Keywords: mother-in-law problems, inheritance shock, marital decisions, event study method, coarsened exact matching method

doi:10.6342/NTU202302176

doi:10.6342/NTU202302176

目錄

口試委員會審定書 **i**

致謝 **ii**

摘要 **iii**

Abstract **iv**

目錄 **vii**

圖目錄 **ix**

表目錄 **xi**

第一章　緒論 **1**

第二章　背景 **5**

第三章　資料與變數 **8**

3.1　母體資料 8

3.2　樣本資料 11

第四章　研究方法 **15**

4.1　事件研究法 15

4.2　粗化精確配對法 17

第五章　研究發現 **19**

5.1　父母死亡效果 19

doi:10.6342/NTU202302176

5.2 高遺產與低遺產子女 26

5.3 穩健性測試 30

5.4 中年子女的父母死亡效果 34

第六章 結論 **39**

參考文獻 **41**

附錄 A — 控制組的結婚機率 **42**

A.1 青年子女的控制組 42

A.2 中年子女的控制組 43

附錄 B — 中年子女的估計結果 **44**

B.1 高遺產與低遺產子女 44

B.2 穩健性測試 45

doi:10.6342/NTU202302176

圖目錄

圖 1　台灣歷年初婚年齡與初婚數量 2

圖 2　台灣傳統習俗對子女結婚時機的影響 6

圖 3　台灣歷年平均壽命之性別差異 12

圖 4　青年子女的父母死亡效果 20

圖 5　青年子女高低遺產樣本的父母死亡效果 27

圖 6　青年子女受試組相較於控制組的父母死亡效果 31

圖 7　中年子女的父母死亡效果 35

圖 8　青年子女受試組與控制組分別的父母死亡效果 42

圖 9　中年子女受試組與控制組分別的父母死亡效果 43

圖 10　中年子女高低遺產樣本的父母死亡效果 44

圖 11　中年子女受試組相較於控制組的父母死亡效果 45

doi:10.6342/NTU202302176

doi:10.6342/NTU202302176

表目錄

表 1　婚姻狀態變動的人數統計 13

表 2　樣本特徵的敘述性統計 14

表 3　母親死亡對青年子女結婚行為的迴歸結果 22

表 4　父親死亡對青年子女結婚行為的迴歸結果 23

表 5　母親死亡對青年子女高低遺產樣本結婚行為的迴歸結果 28

表 6　父親死亡對青年子女高低遺產樣本結婚行為的迴歸結果 29

表 7　父母死亡對青年子女受試組與控制組結婚行為的迴歸結果 32

表 8　母親死亡對中年子女結婚行為的迴歸結果 36

表 9　父親死亡對中年子女結婚行為的迴歸結果 37

表 10　父母死亡對中年子女受試組與控制組結婚行為的迴歸結果 46

doi:10.6342/NTU202302176

doi:10.6342/NTU202302176

第一章　緒論

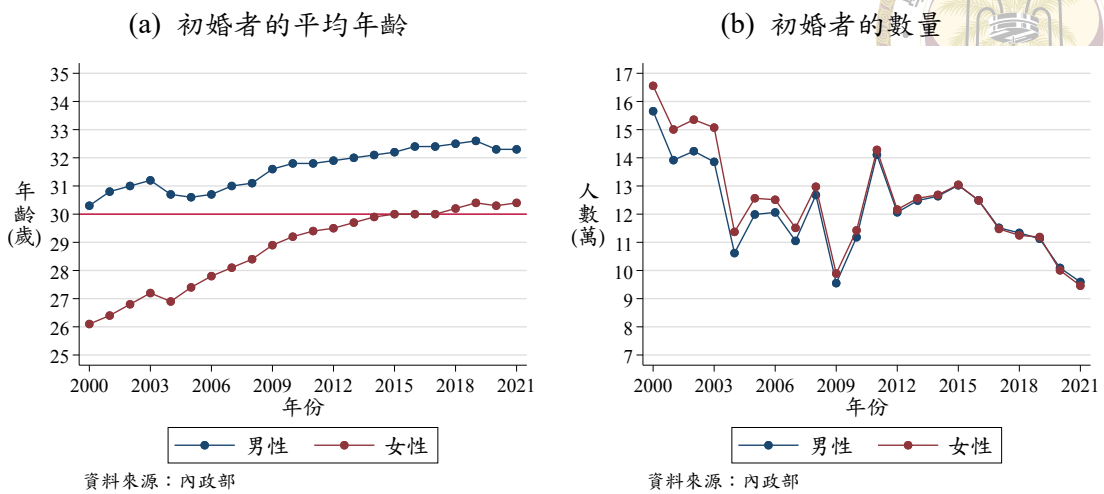
晚婚與不婚是台灣近年人口發展上的重大議題。以晚婚來說，台灣男性的初婚年齡從 2000 年的 30 歲不斷增長到 2021 年的 32 歲，女性的初婚年齡更從 2000 年的 26 歲到 2021 年已突破 30 歲[1]，如圖 1 (a)；以不婚來說，台灣男性與女性的初婚人數皆從 2000 年約 16 萬人下降到 2021 年不到 10 萬人[2]，如圖 1 (b)。在太平洋亞洲，晚婚、不婚甚至與低生育率具有高度相關性，一方面是因為此地區較不盛行婚外育兒，另一方面是因為許多人直接將晚婚作為晚生小孩的一種藉口與手段 (Jones, 2007)。台灣作為近十年全球總生育率[3] 最低的十個地區之一[4]，如何克服晚婚與不婚以及連帶造成的少子化無疑是我們當前不容忽視的國安挑戰。

常見的晚婚與不婚原因包含：並未找到合適的結婚對象、不覺得有結婚的必要性、目前想先拚事業與學業、雙方父母不認可交往對象、怕成家的經濟壓力、與公婆的相處壓力、怕生兒育女的壓力等。雖然民間有許多調查研究揭示經濟能力與婆媳關係是影響人們投入婚姻的重大因素，但是此類研究仍不免遭遇以下四個主要問題：首先是選樣偏差問題（Selection bias），即絕大數的研究因無法涵蓋母體內的所有個體而必須進行抽樣，但是通常又因為抽樣不夠隨機、抽樣樣本過小，使得最後樣本的看法不一定能代表整體的意見。其次是樣本流失問題

[1] 資料來源為內政部 (2023) “初婚者之年齡平均數,” 取自重要性別統計資料庫.
[2] 資料來源為內政部 (2022) “結婚人數,” 取自人口相關統計.
[3] 總生育率的定義為：一群婦女依照當年的年齡別生育率生育，其一生中平均的生育數。
[4] 資料來源為 United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2022) *World Population Prospects 2022, Online Edition*.

doi:10.6342/NTU202302176

圖 1: 台灣歷年初婚年齡與初婚數量



（Sample attrition），即受訪者可能在後續追蹤沒有繼續參與研究使得樣本不斷縮小，甚至如果受訪者並非隨機流失的話可能會直接影響追蹤研究的樣本代表性。再來是非開放性的作答框架，即為了能蒐集大量的數據，調查研究總會預先設計好固定的問題與簡化的選項，但是這些問題框架不一定能揭露出受訪者最直覺的想法。最後是言行不一致，即無法確定每一個受訪者在生活中實際採取的行為與偏好都會和在訪談中的回答一致，有可能是受訪者刻意隱藏、也可能是本身就不清楚自己真實的偏好。為了克服這些問題，本文試圖使用台灣全體人口的行政資料，直接觀察父母死亡前後子女實際的結婚機率變化（本文後續中的結婚皆是專指初婚），以提供婆媳關係與經濟能力影響人們婚姻決策的相關量化證據。

本文的研究動機在於父母的死亡會同時對子女的婆媳關係與經濟能力造成一定的衝擊，進而可能改變子女的婚姻決策（以下簡稱為父母死亡效果）。就婆媳關係來說，我們既無法計算出多少女性因為擔憂婆媳問題而不願踏入婚姻，也無法計算出多少兒子因為母親的不支持而無法與伴侶結婚，但是我們能確定在母親死亡後這兩種人都將不再存在。既然母親的死亡正是使潛在發生的婆媳問題徹底消失的關鍵事件，那麼在母親死亡後兒子理應在婚姻市場具有「結婚對象不需面對婆媳問題」的優勢而增加結婚機率（以下簡稱為婆媳效果）；相較之下，母親死後

doi:10.6342/NTU202302176

女兒的結婚機率、父親死後子女的結婚機率皆因與婆媳問題無關而應該不會有特別的變動。就經濟能力來說，子女在父母死後會因為繼承的遺產獲得一筆鉅額財富，這不僅能立即減緩有穩定情侶關係的子女面臨的經濟壓力使他們更願意投入婚姻，也能增加單身子女在婚姻市場上的優勢而能更容易完成配對與結婚（以下簡稱為遺產效果）。除此之外，台灣傳統守喪習俗要求子女在父母死後一年內不得舉辦婚禮之類的喜慶之事，除非趕在父母死亡百日內結婚，因此我們亦必須注意父母死後子女因習俗禁忌而改變結婚的時間點（以下簡稱為時機效果，細節敘述在第二章背景）。我們假設改變子女婚姻決策的父母死亡效果主要為婆媳效果、遺產效果、時機效果三者影響的加總，在除去傳統習俗造成的時機效果後，本文的主要目標即透過台灣的實證資料分析子女的婚姻決策是否真的會受到婆媳效果與遺產效果兩者的影響。

我們使用的分析資料為台灣財政部財政資訊中心的行政資料，研究對象為父母死亡年份在 2005 年至 2020 年且父母死亡當下年齡為 25 歲至 50 歲的有台灣戶籍者。我們的樣本包含母親有死亡的子女約 140 萬人與父親有死亡的子女約 260 萬人。我們進一步將父母死亡當下年齡為 25 歲至 35 歲的子女定義為青年子女、父母死亡當下年齡為 36 歲至 50 歲的子女定義為中年子女，本文主要聚焦於青年子女的結婚行為。我們使用事件研究法（Event study method）為主要研究方法，分析父母死亡前後 20 季子女結婚機率的變化，具體上我們使用了兩種模型進行分析：第一種是比較父母死後各季子女的結婚機率增加多少的線性機率模型（Linear probability model）；第二種是先使用粗化精確配對法（Coarsened exact matching method，以下簡稱為 CEM）為父母有死亡的子女建構一組個體特徵類似但是父母沒死亡的控制組子女，再比較父母死後各季這兩組子女的結婚機率差距增加多少的線性機率模型。

針對青年子女的結婚行為，我們發現：一、母親死後一年起每一季兒子的結

doi:10.6342/NTU202302176

婚機率都比母親死後女兒、父親死後兒子、父親死後女兒的結婚機率還高，且母親死後兒子和女兒的結婚機率有顯著差異、父親死後則沒有這種差異，這些現象因為無法以時機效果、遺產效果來解釋，所以我們推論可能就是來自婆媳效果的影響。二、是否有控制父母生前房地產對於迴歸結果幾乎沒有影響，且父親死後子女的結婚機率增幅並沒有一定比母親死後子女的結婚機率增幅高，這些違背了父親財產較多因而父親死後遺產效果應該較強的假設。甚至當我們將繼承高遺產與低遺產的子女分開進行分析時，我們發現這些子女的結婚行為幾乎沒有顯著的差異。因此，我們推論遺產效果的影響可能不大。三、青年子女在父母死後的婚姻決策與中年子女有很大的不同，因為中年子女似乎不太會受到婆媳效果與遺產效果的影響，不過有關中年子女的結婚行為尚有許多無法解釋的部分，必須進行後續其他研究才能進一步確認。

本文之後續章節安排如下：第二章背景介紹及檢驗守喪禁忌與暗婚習俗對父母死後子女結婚時機的改變，第三章資料與變數說明資料來源、變數處理、樣本資料與相關的敘述性統計，第四章研究方法介紹本文會用到的迴歸模型與研究方法（事件研究法、線性機率模型、粗化精確配對法），第五章研究發現為迴歸模型的實證結果以及對結果進行進一步的詮釋與討論，最後一章結論則說明本文結論並提出本文之相關限制以作為後續改進之依據。

doi:10.6342/NTU202302176

第二章　背景

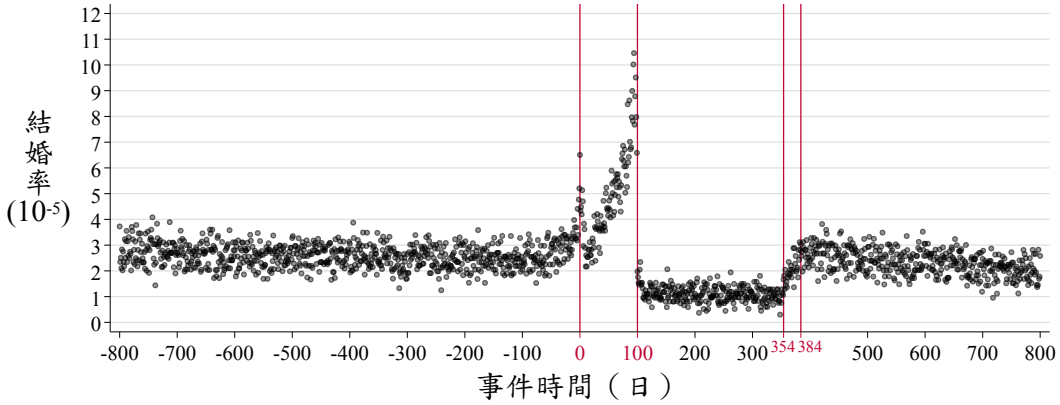
結婚作為人的終身大事，自古以來便有許多人倫和禮法上的觀念和禁忌必須遵守，其中部分規定甚至與父母的死亡有關。在中華儒教傳統中，家中父母過世時子女必須為其守喪三年以表示哀慟與孝心；台灣社會雖承繼相同的守喪規矩，不過自清領時期起就有將守喪時間縮短為一年的紀錄 (林朝成等, 1998)，現代則多習慣只守喪一年。守喪期間子女不得舉辦喜慶之事，自然也就不得舉行婚禮（以下簡稱為守喪禁忌）；不過此禁忌在台灣民間尚發展出一種名為「乘孝娶」或是「暗婚」的例外 (鈴木清一郎, 1984)，即只要能在父母死後還沒舉行葬禮的百日內完婚就是可被允許的（以下簡稱為暗婚習俗）。此例外對新婚者尚有兩點好處：一是暗婚被要求一切從簡，故可節省大量金錢與精力；二是能增加送葬人數，展現亡者繁衍子孫的光彩。此習俗亦經過徐福全 (1984) 的田野調查，被證實至少普行在嘉義、台南、苗栗等台灣各地區。總而言之，基於守喪禁忌與暗婚習俗，在籌辦婚禮期間父母若意外死亡，子女就必須面臨以下抉擇：將預定的婚禮提前至百日內舉行，或是將預定的婚禮延期至一年後再舉行。本章欲檢驗守喪禁忌與暗婚習俗是否仍根植於當今台灣社會中，抑或是因沒有正式的記載與傳承而隨著時間逐漸淡化，不再被新婚者所重視。

我們首先將樣本中的子女（詳細的樣本敘述在第三章第二節樣本資料）在母親和父親死亡前後 800 天的每日結婚率描繪在圖 2 (a) 和圖 2 (b)。圖中的每一點代

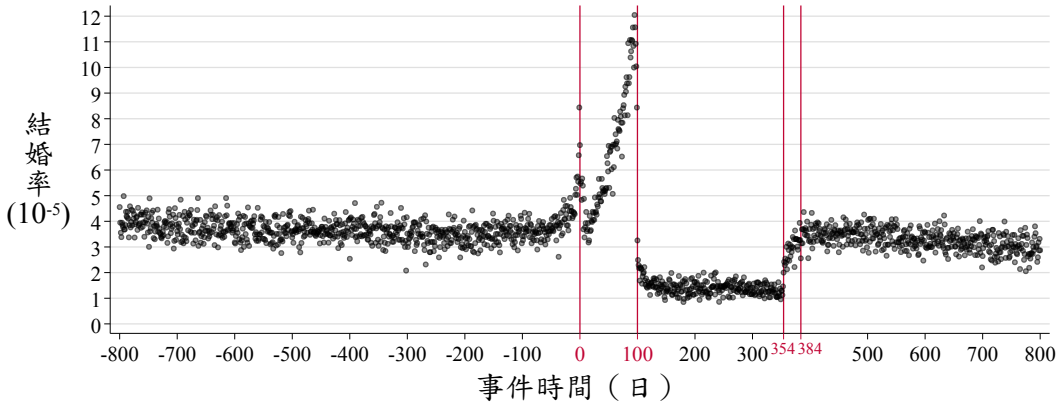
doi:10.6342/NTU202302176

圖 2: 台灣傳統習俗對子女結婚時機的影響

(a) 子女在母親死亡前後的每日結婚率



(b) 子女在父親死亡前後的每日結婚率



表該日子女的結婚率[5]，計算方法為樣本中該日結婚的總人數除上樣本中該日存活的總人數。如果守喪禁忌與暗婚習俗仍被多數台灣人遵守，我們應會觀察到以下現象：一、在父母死亡百日內，因暗婚習俗的刺激子女日結婚率會大幅增加。二、在父母死亡百日至一年內，因守喪期間不得舉行婚禮子女日結婚率會大幅減少。需要注意的是，由於傳統禮俗多是根據農曆（陰陽曆）而非公曆（太陽曆）進行計算，因此一年並非指 365 天，而是指 354 天或是 384 天[6]。綜上所述，我們主要觀察在父母死後第 0 天、第 100 天、第 354 天與第 384 天前後子女日結婚率是否有劇烈的改變，以此檢測人們行為和習俗規定的吻合程度。

[5] 本文中的結婚率皆指粗結婚率（Crude marriage rate），即一段期間內結婚的人數除上該期間內的平均總人口數。

[6] 農曆年分為平年與閏年兩種：每 19 個農曆年中，有 12 個平年（一年有 353 天至 355 天）與 7 個閏年（一年有 383 天至 385 天）。

doi:10.6342/NTU202302176

由於圖 2 (a) 和圖 2 (b) 呈現出的變化趨勢相同，因此以下只描述母親死亡前後子女的日結婚率走勢。在母親死亡 100 天之前，子女的日結婚率大多都維持在 0.02‰ 和 0.03‰ 之間，此區間應為與母親死亡事件無關的日結婚率（以下簡稱為自然結婚率區間）。在母親死前約第 100 天開始，可能是為了沖喜或是滿足母親想看見子女成家的心願，子女的日結婚率逐漸攀升直到母親死亡當天達到超越母親死前 800 天的局部高峰，約 0.065‰。在母親死後幾天內，子女的日結婚率先是短暫回落至自然結婚率區間便又快速地增加，並在母親死後第 90 天至 100 天達到圖中 1,601 天裡的最高峰，約 0.105‰，是自然結婚率區間的 3 倍至 5 倍。這走勢不僅符合我們預期的第一個現象，即子女會趕在母親死亡百日內結婚，而且在接近母親死亡百日時子女的日結婚率達到最高峰也能進一步作為趕在百日此期限結婚的證據。在母親死後第 100 天開始，子女的結婚率瞬間從先前超過 0.10‰ 驟跌至約 0.03‰，並在母親死後第 354 天之前持續維持在 0.02‰ 之下。在母親死後第 354 天開始子女的日結婚率又重新上漲，直到母親死後第 384 天左右已差不多回到自然結婚率區間，之後便不再有子女的日結婚率暴漲或暴跌的情況發生。這走勢符合我們預期的第二個現象，即一進入守喪期間，子女的日結婚率就會立刻大幅下降，且在一年過後因守喪禁忌解除使得子女的日結婚率又會趨近從前。

根據上述分析，我們可以確認守喪禁忌與暗婚習俗在近年仍很大程度影響了新婚夫婦決定結婚的時間點。具體來說，子女在父母死後會為了配合暗婚習俗而提前將婚禮趕在百日內舉行，並且在父母死後百日起至一年為止會因守喪禁忌而盡量避免結婚，等到父母死後一年因守喪禁忌解除子女的結婚行為又會回歸以往，此後父母死亡對子女結婚決策的影響理論上就與傳統習俗相對無關。有鑑於此，在考慮父母的死亡如何改變子女的婚姻決策時，必須特別注意父母死亡一年內至一年後短時間內的決策變動很可能是受到傳統習俗的影響，並且這些影響不會因母親死亡還是父親死亡而有差異。

doi:10.6342/NTU202302176

第三章　資料與變數

3.1　母體資料

本文使用台灣財政部財政資訊中心的行政資料進行分析。分析資料包含個人資料檔、死亡通報檔、所得資料歷年檔、房屋財產檔以及土地財產檔，所有擁有台灣戶籍者皆在資料庫中。各資料檔的時間跨度不同，為了避免分析上的偏誤，我們統一採用 2004 年至 2020 年的資料檔。此資料具有兩大優勢：一、由於所有資料檔皆使用同一組去識別化的身分證字號（以下不特別註記去識別化），並且個人資料檔包含每一個人的生（養）父母以及配偶的身分證字號，因此我們能夠連結同一家庭的成員資料。二、由於資料庫涵蓋台灣所有戶籍人口的歷年行政資料，因此相較於一般的抽樣調查，其既不會遭遇抽樣時的選樣偏差問題，也不會面臨嚴重的樣本流失問題。以下針對各資料檔進行說明。

首先是個人資料檔，資料時間跨度為 2008 年至 2021 年，資料包含每一年每一位有台灣戶籍者的身分證字號、性別、出生日期、婚姻登記日期、戶籍地縣市、生（養）父母身分證字號、配偶身分證字號。此資料檔雖然未涵蓋 2008 年之前的行政資料，但是除了婚姻登記日期外其餘變數皆為不隨時間改變的個體特徵[7]（Idiosyncratic characteristics），因此我們不僅能透過比較這些特徵每一年是否相同

[7] 戶籍地縣市雖然會隨戶籍搬遷改變，不過資料中因戶籍搬遷而更動戶籍地縣市的記錄極少，因此我們直接設定每一個人戶籍地縣市的值為他歷年資料中的眾數。

doi:10.6342/NTU202302176

來驗證數據的正確性，也能以此推論出 2008 年之前的數據。唯有婚姻登記日期受限於資料上的限制無法進行推論，我們只得假設每一個人歷年資料中最早的婚姻登記日期就是該個人的初婚日期。在實際應用上，我們以養父母身分證字號是否缺漏判斷每一個人是否生長在寄養家庭、並透過父母身分證字號與個人出生日期的搭配找出每一個人父母的出生年份，以及根據同一組父母身分證字號來辨認出每一個人的兄弟姊妹。由於兄弟姊妹對於遺產分配有很大的影響，因此我們尚計算出每一個人每一年存活的兄弟數量與姊妹數量以供後續分析使用。

其次是死亡通報檔，資料時間跨度為 2004 年至 2021 年，資料包含每一年每一位有台灣戶籍者的身分證字號、死亡日期以及死亡原因。死亡原因理論上能用來區分死者是否為突然死亡，進而對父母死亡效果造成的影響作出更細緻的推論。然而此欄位純粹為文字變數而非類別變數，必須經過大量資料處理才能使用，本文礙於時間不足並未使用到此欄位。

再來是所得資料歷年檔，資料時間跨度為 2004 年至 2021 年，資料包含每一年每一位有所得的台灣戶籍者的每一筆所得資訊，只要有台灣所得來源者皆會涵蓋在資料檔中。具體的資料變數包含身分證字號、身分別變數、所得類別、所得金額。身分別變數能夠區分該筆所得持有者是否為自然人以及是否為居住者，本文只會使用到所有在本國居住的自然人的所得資料。所得類別可分辨該筆所得屬於台灣稅法十大類所得[8]中的哪一類，我們加總每一個人當年所有所得資料的金額，將其定義為個人總所得；並且加總每一個人當年所有營利所得（扣除其中的股利或盈餘所得）、執行業務所得、薪資所得資料的金額，將其定義為個人勞動所得。針對當年無任何所得資料的台灣戶籍者，雖有極少部分為無法得知其所得來源者，如長年居住在海外具有雙重國籍的人，不過為方便分析我們皆假設這些人當年無個人總所得與個人勞動所得。

[8] 十大類所得包含營利、執行業務、薪資、利息、租賃、權利金、自力耕作漁牧林礦、財產交易、競技競賽及機會中獎之獎金或給與、退職所得，以及其他所得。

doi:10.6342/NTU202302176

最後是房屋財產檔以及土地財產檔，資料時間跨度皆為 2004 年至 2020 年，資料包含每一年每一位有房產與地產的台灣戶籍者的每一筆房地產資訊。具體的資料變數包含身分證字號、房屋持分現值或持分地價總額。我們加總每一個人當年所有房產資料的房屋持分現值，將其定義為個人房產價值；並且加總每一個人當年所有地產資料的持分地價總額，將其定義為個人地產價值。為了捕捉父母死後子女因繼承遺產而獲得的優勢，我們還加總每一位死去父母在死前一年的個人房產價值與個人地產價值，將其定義為父母生前房地產。理論上父母生前持有的個人總資產在死後都會由子女繼承，並且台灣個人資產組成中房地產占個人總資產的比重高達 75% (連賢明等, 2021)，即擁有的房地產價值一般會與個人總資產成高度正向相關，因此我們可以將父母生前房地產作為控制父母遺產差異的重要變數。之所以不直接使用遺產稅檔的資料，主要是因為遺產稅的免稅額規定會使我們遺漏掉許多人繼承到的小額遺產。然而，連賢明等 (2021) 也提到在財稅資料中，房屋和土地財產檔的房地產價值主要是用來課稅，一般認為遠低過房地產的實際市場交易價格，因此我們仍有低估子女繼承的遺產價值之嫌疑。不過相較於遺產稅檔，此低估較屬於齊頭式的低估、扭曲程度較小，從而還是較有價值。

doi:10.6342/NTU202302176

3.2 樣本資料

本文以事件研究法為主要研究方法，研究對象為父母死亡年份在 2005 年至 2020 年的有台灣戶籍者[9]。我們使用兩個樣本來區隔母親與父親在死亡前後子女的結婚行為差異，分別為在研究範圍內母親有死亡的子女組成的母親死亡樣本，以及在研究範圍內父親有死亡的子女組成的父親死亡樣本，至於父母親皆有死亡的子女則會同時出現在這兩個樣本中。

為了更聚焦於子女的婚姻決策變化，我們進一步限縮樣本如下：一、刪除在父母死亡當下年齡未滿 25 歲或超過 50 歲的子女樣本，因為這些子女在父母死亡前後的 20 季可能年齡過輕甚至未達法定結婚年齡或是遠超過平均結婚年齡，這使得他們的婚姻決策很可能受到與父母死亡無關的其他重大因素影響，如奉子成婚。二、刪除在寄養家庭成長的子女樣本，因為這些子女的婚姻決策理應與親生父母的死亡毫無關聯，同時也避免寄養家庭的經歷會使子女有較為不同的婚姻觀，導致這些樣本的加入可能讓研究結果偏離目標。在排除上述兩種人以及去除個人特徵含有大量不一致或遺漏資訊的人後，我們的母親死亡樣本約有 140 萬人、父親死亡樣本約有 260 萬人。由於圖 1 (a) 顯示台灣在 2000 年至 2021 年的平均初婚年齡約落在 26 歲至 33 歲，為了避免初婚年齡過大的樣本有受到其他干擾的影響，我們進一步將父母死亡當下年齡為 25 歲至 35 歲的子女定義為青年子女、父母死亡當下年齡為 36 歲至 50 歲的子女定義為中年子女[10]，並在後續研究中主要關注青年子女的婚姻決策。

樣本大小是決定研究結論可靠性的關鍵之一。我們的樣本取自於全體台灣人的資料因而沒有抽樣問題，母親死亡樣本與父親死亡樣本兩者都超過 100 萬人因

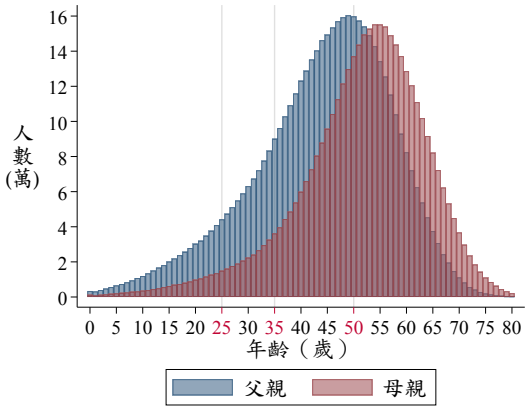
[9] 之所以將樣本的父母死亡年份設在 2005 年之後，是因為房地產價值變數的資料區間為 2004 年至 2020 年，故父母死亡年份在 2004 年的人會缺少父母死前一年房地產價值的資料。

[10] 由於我們會觀察父母死亡前後 20 季（即 5 年）子女是否選擇結婚，因此青年子女的潛在結婚年齡為 20 歲至 40 歲、中年子女則為 31 歲至 55 歲。

doi:10.6342/NTU202302176

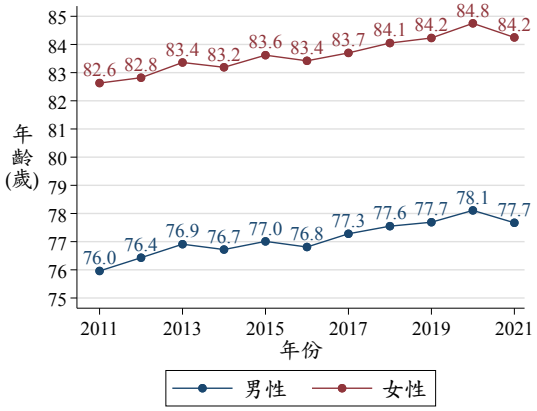
圖 3: 台灣歷年平均壽命之性別差異

(a) 父母死亡當下子女的年齡分配圖



資料來源：本文自行整理

(b) 零歲平均餘命趨勢圖



資料來源：內政部

而在數量上也絕對足以進行嚴謹的統計推論，至於後者的樣本大小會接近前者的兩倍是因為我們對樣本設下的年齡限制。圖 3 (a) 顯示原始資料中父母死亡當下子女年齡的人數分配，從圖中可知母親死亡時子女多為 50 歲至 60 歲、父親死亡時子女多為 45 歲至 55 歲，因此當我們限制樣本的子女年齡在父母死亡當下必須介於 25 歲至 50 歲時，母親死亡樣本的人數自然會少於父親死亡樣本的人數。進一步說，原始資料中子女在母親與父親死亡時各年齡的人數分配會有如此懸殊的差距本就是台灣社會的現況，因為根據內政部統計[11]，近十年台灣女性的零歲平均餘命[12] 總是比男性多約 6 歲，如圖 3 (b)。總結來說，我們的樣本大小應足以獲得可靠的結論，不過由於父親死亡樣本比母親死亡樣本大上許多，因此我們可預期在後續的模型估計中，前者應該會比後者的估計結果更穩定、變異程度更小。

由於本文聚焦於人們的結婚行為，因此在研究範圍內結婚人數的多寡會是決定研究結論可靠性的另一個關鍵。我們將婚姻狀態變動的人數統計數據顯示於表 1，其中初婚在 2005 年至 2020 年的人數就是研究範圍內的結婚人數。從表中可知青年樣本的人數遠小於中年樣本的人數，這一方面是因為對中年子女的認定較寬鬆，亦即子女在父母死亡時的年齡限制多了 4 歲，另一方面是因為父母通

[11] 資料來源為內政部 (2022) “零歲平均餘命,” 取自歷年簡易生命表.
[12] 零歲平均餘命是指達到 0 歲以後平均可期待存活的年數，一般直接俗稱為平均壽命。

doi:10.6342/NTU202302176

表 1: 婚姻狀態變動的人數統計

	母親死亡樣本		父親死亡樣本	
	(1) 青年子女	(2) 中年子女	(3) 青年子女	(4) 中年子女
保持未婚的人數	105,603	335,932	287,637	553,983
初婚在 2005 年前的人數	51,991	767,329	139,414	1,193,964
初婚在 2005-2020 年的人數	93,743	107,996	266,091	238,574
樣本數	251,337	1,211,257	693,142	1,986,521

[1] 青年為父母死亡時年齡介於 25 歲至 35 歲；中年為父母死亡時年齡介於 36 歲至 50 歲。
[2] 保持未婚是指在樣本資料中完全沒有結婚紀錄。

常會在子女至少 40 歲後才去世。然而無論是母親死亡樣本還是父親死亡樣本，青年子女和中年子女初婚在 2005 年至 2020 年的人數卻都相去不遠，這代表青年子女在研究範圍內有結婚的人數比例遠高於中年子女。因此，我們可以預期在後續的模型估計中，青年子女會遠比中年子女的估計結果更穩定、變異程度更小，這也是本文主要關注青年子女婚姻決策的原因之一。

樣本特徵相關的敘述性統計顯示在表 2，這些變數都會放入第四章研究方法中的迴歸模型作為控制變數使用。需要注意的是，由於姊妹數量與兄弟數量每一年會因個體的出生與死亡而有所變動，所以此處的計算方法為先計算每一個個體平均每一年的姊妹數量與兄弟數量，再計算所有個體的「平均姊妹數量的平均」與「平均兄弟數量的平均」。同理，所得、房地產價值相關的變數每一年也都會有所變動，因此我們也採取相同的計算方法，即先計算每一個個體平均每一年的所得，再計算所有個體「平均所得的平均」。值得一提的是，父親生前房地產平均來說比母親生前房地產多 1.5 倍至 2 倍，因此遺產效果若存在，父親死後的遺產效果應明顯大過母親死後的遺產效果。

doi:10.6342/NTU202302176

表 2: 樣本特徵的敘述性統計

	青年子女		中年子女	
	(1) 兒子	(2) 女兒	(3) 兒子	(4) 女兒
樣本一: 母親死亡樣本				
母親出生年份	1952.98	1952.92	1937.78	1937.62
	(8.11)	(8.17)	(9.44)	(9.44)
姊妹數量	1.15	1.25	1.71	1.83
	(1.19)	(1.26)	(1.39)	(1.47)
兄弟數量	0.95	1.10	1.46	1.64
	(0.91)	(0.91)	(1.15)	(1.11)
個人總所得	373.96	296.27	450.67	303.16
	(1,323.97)	(903.65)	(937.67)	(598.45)
個人勞動所得	327.37	258.95	372.81	239.20
	(325.57)	(252.15)	(541.96)	(343.54)
個人房產價值	204.36	175.33	268.00	262.65
	(510.63)	(389.15)	(608.83)	(529.87)
個人地產價值	353.03	221.93	593.43	377.51
	(2,336.19)	(1,842.40)	(3,084.66)	(2,064.99)
父母生前房地產	441.16	440.98	428.13	420.35
	(2,110.82)	(2,571.39)	(2,491.49)	(2,501.25)
樣本數	131,089	120,248	621,374	589,883
樣本二: 父親死亡樣本				
父親出生年份	1948.63	1948.54	1936.12	1935.97
	(9.99)	(10.03)	(9.14)	(9.13)
姊妹數量	1.11	1.21	1.53	1.67
	(1.11)	(1.20)	(1.28)	(1.39)
兄弟數量	0.92	1.08	1.33	1.53
	(0.86)	(0.85)	(1.06)	(1.02)
個人總所得	369.79	297.98	489.60	337.05
	(454.43)	(332.72)	(1,031.54)	(816.20)
個人勞動所得	334.42	269.16	409.54	271.11
	(329.09)	(253.21)	(585.06)	(373.16)
個人房產價值	192.43	168.43	277.28	273.31
	(440.12)	(393.81)	(578.84)	(550.16)
個人地產價值	359.25	210.63	581.66	376.67
	(2,011.93)	(1,581.68)	(3,098.72)	(2,327.28)
父母生前房地產	724.19	696.09	915.93	889.08
	(4,510.60)	(3,371.36)	(4,667.63)	(4,231.00)
樣本數	360,133	333,009	1,018,647	967,874

[1] 青年為父母死亡時年齡介於 25 歲至 35 歲；中年為父母死亡時年齡介於 36 歲至 50 歲。
[2] 括號中顯示標準差。
[3] 各類所得與房地產價值變數皆是以新台幣千元為單位。

doi:10.6342/NTU202302176

第四章　研究方法

4.1　事件研究法

本文參考 Kleven et al. (2019) 所採取的事件研究法與迴歸模型，用以估計父母死亡前後子女結婚機率的變化。為了使用事件研究法，我們基於第三章第二節樣本資料的兩個樣本建構出兩個縱橫資料集（Panel data），建構方法為將父母死亡當天作為基準，計算各變數在父母死亡前後每 91 天（即 1 季）的期間內如何變化[13]。具體來說，我們將父母死亡當天至第 90 天的期間定義為事件時間（Event time）第 0 季，並將其他所有期間標上相對的事件時間。如將父母死後第 91 天至第 181 天定義為事件時間第 1 季、將父母死前第 91 天至死前第 1 天定義為事件時間第 − 1 季，以此類推定義出事件時間第 − 20 季至第 20 季。

不可避免的是，這兩個資料集屬於不平衡的縱橫資料（Unbalanced panel data），因為：一、我們的資料只涵蓋每一個人 2004 年至 2020 年的資訊，因此無法觀測到這段期間以外的婚姻狀況變化，這使得父母在 2016 年之後死亡的子女都無法擁有完整的父母死後 20 季資料、父母在 2008 年之前死亡的子女也都無法擁有完整的父母死前 20 季資料。二、即使父母在 2009 年至 2015 年間死亡，有些人還是可能會因為自身死亡日期離父母死亡日期太近而無法擁有完整的前後 20 季資料，如在父母死後第 1 季就死亡的子女不可能擁有父母死後第 2 季的資料。

[13] 針對以年為單位變動的變數，我們假設該變數同一年內的每一季都是相同的值。

doi:10.6342/NTU202302176

我們分別對母親和父親死亡縱橫資料集中的男性和女性進行式 1 的線性機率模型迴歸分析，因而能得到四個估計結果：

$$
\begin{aligned}
Y_{iyqt}^{pg} = & \sum_{j \neq -4}^{-20\sim20} \alpha_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[t=j] \\
& + \sum_{j=21}^{40} \beta_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[age_{iyq}=j] + \sum_{j=2006}^{2020} \gamma_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[y=j] + \sum_{j=2}^{4} \delta_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[q=j] \\
& + \mathbf{Z}_{iyq}^{pg} + v_{iyqt}^{pg}
\end{aligned}
\tag{1}
$$

其中：一、Y_{iyqt}^{pg} 是結婚二元變數，代表在資料集 p 中性別為 g 的第 i 個個體在西元 y 年第 q 季、事件時間第 t 季是否有結婚。我們將此變數有結婚的值設為 1,000、沒有結婚的值設為 0，以此避免估計出的係數過小而不方便進行比較。二、等號右邊第一項是一組事件時間的二元變數，我們有興趣的目標就是這些變數的係數 α_j^{pg}。由於我們在模型中省略了事件時間第 -4 季的二元變數以將其視為比較基準[14]，因此 α_j^{pg} 的意義為：事件時間第 j 季的結婚機率相較於事件時間第 -4 季高出 α_j^{pg} ‰。三、接下來三項分別為一組年齡二元變數[15]、一組年份二元變數和一組季份二元變數，用來控制年齡、年份和季份的固定效果（Fixed effect）。由於女性往往比男性更早進入第一次婚姻，所以需要年齡固定效果控制男性和女性因平均結婚年齡不同而有的差異。另外由於台灣的結婚人數會受到傳統習俗或景氣循環的影響而有顯著差異，如圖 1 (b)，所以需要年份和季份固定效果控制住在特定時期下出現的結婚數量差異。四、$\mathbf{Z}_{iyq}^{pg}$ 代表其他所有的控制變數，包含在第三章第一節母體資料中提及過的個人總所得、個人勞動所得、個人房產價值、個人地產價值、戶籍地縣市、父母生前房地產、兄弟姊妹數量、父母出生年份。經濟壓力經常被認為是降低人們結婚意願的重大因素，所以我們需要所得與房地產價值來控制每個人在各年份的經濟能力差異。同時由於不同地區的傳統習俗可能有

[14] 之所以選擇以第 -4 季作為比較基準而非第 -1 季，是因為我們發現在父母死亡前 3 季開始子女的結婚機率就已經有些微的變動。

[15] 估計青年子女時模型中年齡二元變數的範圍從 21 至 40、估計中年子女時則從 32 至 55。

doi:10.6342/NTU202302176

所不同、不同地區的經濟發展程度也可能影響當地人的結婚意願，所以我們需要戶籍地固定效果控制地區間的差異。此外為了避免繼承的遺產差異造成影響，我們既控制了與遺產價值相關性很高的去世父母生前房地產，也控制了兄弟姊妹數量因其會直接影響每一個子女能分到的遺產數量。最後因為年長的世代較會遵循守喪、暗婚等傳統習俗，且傳統家庭往往對於媳婦應扮演的性別角色有著更根深蒂固的期待，從而更容易產生婆媳問題的糾紛，所以我們加入了去世父母的出生年份以控制世代間的差異。五、最後一項 v_{iyqt}^{pg} 是迴歸模型的誤差項。

4.2 粗化精確配對法

事件研究法雖然能幫助我們清楚辨識出父母死亡前後子女結婚機率的變動軌跡，但是不平衡的資料集可能會使模型產生大量的估計誤差，因而無法準確評估父母死亡帶來的影響。為了解決此問題，我們希望能直接比較父母有死亡的子女（即我們樣本內的個體，以下簡稱為受試組）與父母沒死亡的子女（即我們樣本外的個體，以下簡稱為非受試組）在每一段事件時間的結婚機率差異。由於受試組與非受試組樣本在個體特徵上可能有極大的差別，使得兩者結婚機率的分歧並非完全來自於父母是否有死亡，因此我們必須先挑選出非受試組中與受試組較相似的一群個體（以下簡稱為控制組）再對這兩者進行比較。另外因為控制組中的個體實際上並沒有遭遇父母死亡的事件，所以為了能和受試組進行父母死亡前後每一季的比較，我們必須為控制組樣本中的每一個個體假定一個父母死亡日期。綜合以上，我們透過由 Blackwell et al. (2009) 提出的粗化精確配對法建構出一個與受試組極其相似的控制組，並且假定控制組個體的父母與相對應的受試組個體的父母具有相同的死亡日期，從而使得兩者可以進行比較。

我們將母親死亡樣本與父親死亡樣本分開進行配對，具體的配對過程如下：首先，我們設定要用來配對的個體特徵，包含性別、出生年份、戶籍地縣市、個

doi:10.6342/NTU202302176

體歷年的平均總所得與平均勞動所得、父母歷年的平均總所得與平均勞動所得。其次，CEM 會根據我們設定的標準將這些特徵中的連續變數轉變為有序分類變數（Ordinal categorical variable），我們的標準是將與所得相關的特徵都以每新台幣 10 萬元為斷點區分成數個區間。接著，CEM 會將所有具備完全相同特徵的受試者與非受試者分至同一配對層（Strata），並且在每一配對層中隨機刪除與隨機複製非受試者，使得每一配對層中的受試者數量與非受試者數量保持完全相同。再來，我們會將每一配對層中的受試者與非受試者進行「一對一」的隨機配對，並且設定這些非受試者父母與對應的受試者父母具有相同的死亡日期，在此我們假設受試者父母的死亡日期與非受試者的結婚行為無關。最後，我們將所有被配對到的非受試者統稱為控制組樣本，分別為母親存活樣本與父親存活樣本。

我們使用和前一節第一段相同的方法將這兩個控制組樣本擴展成兩個縱橫資料集再分別加至原先的兩個縱橫資料集中，如此就能對這兩個新資料集的男性和女性分別進行式 2 的線性機率模型迴歸分析，並因此得到四個估計結果：

$$
\begin{aligned}
Y_{iyqt}^{pg} = \phi_i^{pg} \cdot treat_i^{pg} &+ \sum_{j \neq -4}^{-20\sim20} \theta_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[t=j] \cdot treat_i^{pg} \\
&+ \sum_{j \neq -4}^{-20\sim20} \alpha_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[t=j] \\
&+ \sum_{j=21}^{40} \beta_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[age_{iyq}=j] + \sum_{j=2006}^{2020} \gamma_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[y=j] + \sum_{j=2}^{4} \delta_j^{pg} \cdot \mathbf{I}[q=j] \\
&+ \mathbf{Z}_{iyq}^{pg} + v_{iyqt}^{pg}
\end{aligned}
\tag{2}
$$

其中：一、$treat_i^{pg}$ 是一個二元變數，用來顯示第 i 個個體是否為受試組的一員。二、等號右邊第二項是一組「事件時間的二元變數」與「是否為受試組的二元變數」兩者的交乘項，我們有興趣的目標就是這些交乘項的係數 θ_j^{pg}，其代表著事件時間第 j 季中受試組和控制組的結婚機率差距相較於事件時間第 -4 季高出 θ_j^{pg} ‰。三、所有其他項都和式 1 相同。

doi:10.6342/NTU202302176

第五章　研究發現

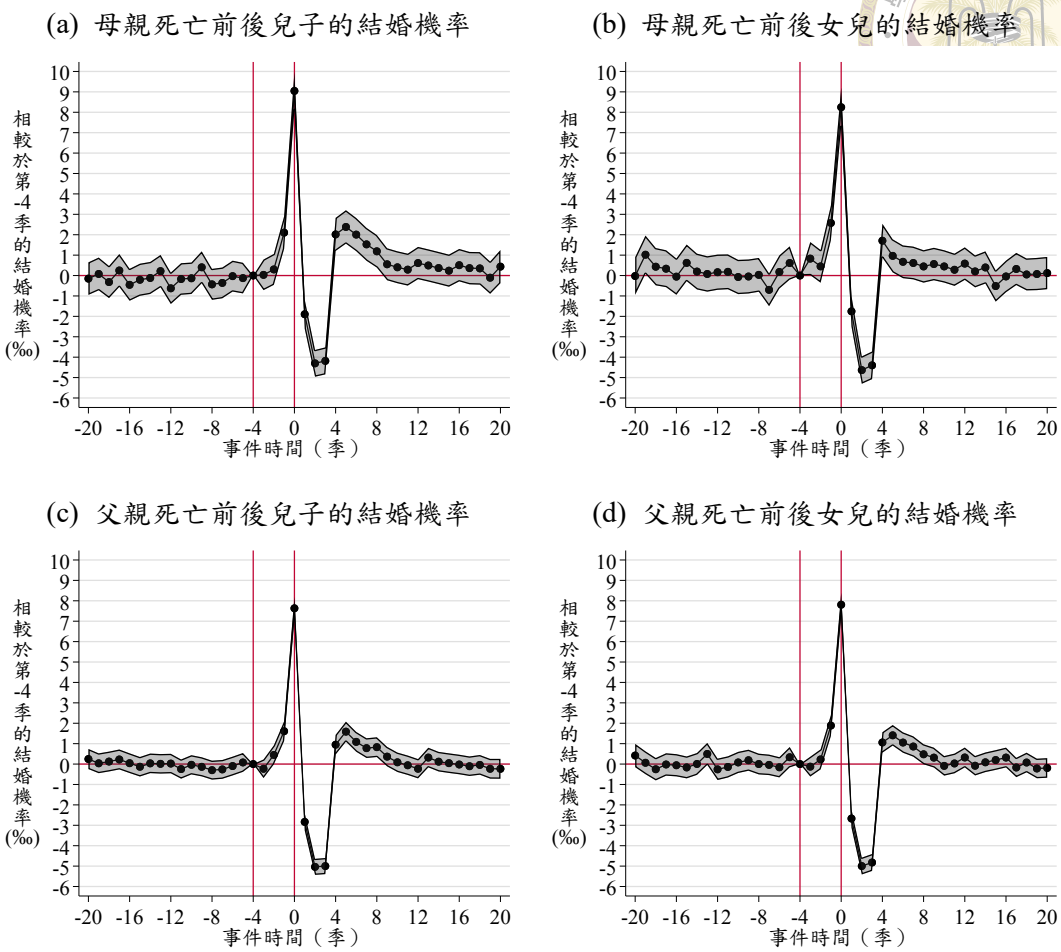
5.1　父母死亡效果

我們首先針對青年子女進行式 1 的模型估計，並且分別採用以下三種模型設定：(1) 單純控制年份、季份與年齡固定效果。(2) 進一步多控制經濟能力與家庭背景，前者包含個人總所得、個人勞動所得、個人房產價值、個人地產價值；後者包含去世父母的出生年份、姊妹數量、兄弟數量、戶籍地縣市。(3) 再進一步多控制父母遺產，亦即去世父母生前一年持有的房地產價值。母親死亡效果的估計結果顯示在表 3、父親死亡效果的估計結果顯示在表 4。

為了對估計出的係數大小與變化先有直觀上的理解，我們將兩張表模型設定 (3) 裡每一個事件時間二元變數的估計係數（$\hat{\alpha}_j$）都圖形化呈現在圖 4。其中包含四張子圖，分別為：圖 4 (a) 的母親死亡前後兒子結婚機率變化、圖 4 (b) 的母親死亡前後女兒結婚機率變化、圖 4 (c) 的父親死亡前後兒子結婚機率變化、圖 4 (d) 的父親死亡前後女兒結婚機率變化。圖中的每一點皆代表著在所有控制因素不變之下，相較於事件時間第 −4 季，子女在其他各季的結婚機率高出多少。包覆點的陰影為估計係數的 95% 信賴區間。值得一提的是，相較於母親死亡圖，父親死亡圖中估計係數的信賴區間小很多，且父親死前的結婚機率變動更接近 0‰，這兩者很可能是源於第三章第二節樣本資料提到的樣本大小差異。

doi:10.6342/NTU202302176

圖 4: 青年子女的父母死亡效果



四張子圖從父母死亡當天至一年內的變化趨勢完全相同，不過在父母死亡一年後子女的結婚機率開始出現差異。首先，父母死亡一年內的子女結婚機率變化基本符合第二章背景中的描述，包括在父母死後 90 天內因暗婚習俗而使子女的結婚機率大幅增加、在父母死後第 91 天至一年內因守喪禁忌而使子女的結婚機率大幅減少。圖 4 (a) 和圖 4 (b) 顯示在母親死亡一年後，第 4 季兒子和女兒的結婚機率都高出第 −4 季約 2‰。對於兒子來說，如此 1‰ 以上的高結婚機率增幅持續了 5 季，直到第 9 季結婚機率才落回與母親死前相同的水準；對於女兒來說，第 5 季的結婚機率只剩增加 1‰，從第 6 季開始結婚機率已經與母親死前相去不遠。圖 4 (c) 和圖 4 (d) 則顯示在父親死亡一年後，第 4 季兒子和女兒的結婚機率都高出第 −4 季約 1‰，接下來 4 季兩者差距都非常小，最後都在第 9 季回到與父親死

doi:10.6342/NTU202302176

前相同的水準。當比較這四張子圖時，我們會發現事件時間第 4 季到第 8 季每一季母親死後兒子結婚機率的增幅都不僅比女兒的增幅大，甚至也比父親死後兒子和女兒的增幅還大。在事件時間第 9 季之後，四張子圖中的結婚機率趨勢都趨近於 0 ‰。總結來說，母親死後兒子的高結婚機率比女兒多持續了至少 1 年的時間、父親死後兒子和女兒的結婚機率趨勢則非常相似，同時母親死後兒子結婚機率的增幅是四者中最多的。

在了解父母死亡前後子女結婚機率變化的差異後，以下比較不同模型設定的估計結果，我們主要關注第 4 季到第 10 季事件時間二元變數的估計係數。表 3 顯示母親死亡後子女的結婚機率變化在三種模型設定下都相當一致：比較模型設定 (1)、(2)，我們會發現無論是對兒子還是女兒來說，控制經濟能力與家庭背景完全不會改變目標係數的統計顯著性以及變動方向。雖然兒子的各季結婚機率有減少、女兒的各季結婚機率有增加，不過變動皆只介在 0.02‰ 到 0.04‰ 之間，幾乎小到可忽略不計。比較模型設定 (2)、(3)，我們會發現在多控制母親生前房地產後依舊不會改變目標係數的統計顯著性以及變動方向，甚至兒子各季的結婚機率只變動約 0.01‰、女兒各季的結婚機率只變動約 0.001‰。表 4 顯示父親死亡後子女的結婚機率變化在三種模型設定下也相當一致：比較模型設定 (1)、(2)，目標係數的統計顯著性以及變動方向幾乎都沒有任何改變，兒子的各季結婚機率減少約 0.04‰、女兒的各季結婚機率增加約 0.04‰。比較模型設定 (2)、(3)，目標係數的統計顯著性以及變動方向依舊沒有任何改變，兒子的各季結婚機率變動不到 0.01‰、女兒的各季結婚機率變動更是不到 0.001‰。總結來說，我們模型估計出的結果不會因為多控制經濟能力、家庭背景與父母遺產等不同因素而有大變動。

為了嚴謹地比較兒子和女兒結婚機率變化的差異，我們參考 Zellner (1962) 提出的彷彿無相關迴歸模型（Seemingly unrelated regression model, 以下簡稱為 SUR 模型），針對兒子和女兒在事件時間第 4 季到第 10 季的估計係數是否相同進行聯

doi:10.6342/NTU202302176

表 3: 母親死亡對青年子女結婚行為的迴歸結果

	(1)		(2)		(3)	
	兒子	女兒	兒子	女兒	兒子	女兒
事件時間第 0 季	9.085***	8.226***	9.039***	8.248***	9.047***	8.247***
	(19.13)	(16.81)	(19.05)	(16.86)	(19.07)	(16.86)
事件時間第 1 季	−1.858***	−1.778***	−1.905***	−1.753***	−1.896***	−1.754***
	(−5.10)	(−4.66)	(−5.23)	(−4.60)	(−5.21)	(−4.60)
事件時間第 2 季	−4.269***	−4.664***	−4.312***	−4.633***	−4.303***	−4.634***
	(−12.75)	(−13.63)	(−12.88)	(−13.54)	(−12.85)	(−13.55)
事件時間第 3 季	−4.152***	−4.433***	−4.193***	−4.398***	−4.183***	−4.399***
	(−12.28)	(−12.83)	(−12.41)	(−12.73)	(−12.38)	(−12.73)
事件時間第 4 季	2.039***	1.670***	2.005***	1.708***	2.015***	1.707***
	(4.93)	(3.94)	(4.85)	(4.04)	(4.88)	(4.03)
事件時間第 5 季	2.402***	0.926*	2.371***	0.966*	2.381***	0.964*
	(5.75)	(2.24)	(5.68)	(2.34)	(5.70)	(2.33)
事件時間第 6 季	2.023***	0.637	1.994***	0.674	2.006***	0.672
	(4.88)	(1.55)	(4.81)	(1.64)	(4.84)	(1.64)
事件時間第 7 季	1.540***	0.582	1.516***	0.616	1.528***	0.615
	(3.75)	(1.42)	(3.69)	(1.51)	(3.72)	(1.50)
事件時間第 8 季	1.198**	0.416	1.176**	0.447	1.188**	0.446
	(2.94)	(1.03)	(2.89)	(1.10)	(2.92)	(1.10)
事件時間第 9 季	0.560	0.535	0.539	0.565	0.552	0.563
	(1.40)	(1.32)	(1.35)	(1.39)	(1.38)	(1.39)
事件時間第 10 季	0.412	0.417	0.392	0.448	0.405	0.446
	(1.03)	(1.03)	(0.98)	(1.11)	(1.01)	(1.10)
母親出生年份			0.056***	0.040***	0.057***	0.039***
			(6.67)	(4.68)	(6.77)	(4.67)
姊妹數量			−0.056	−0.065	−0.053	−0.065
			(−1.45)	(−1.76)	(−1.37)	(−1.76)
兄弟數量			−0.225***	−0.081	−0.224***	−0.081
			(−4.67)	(−1.63)	(−4.66)	(−1.63)
個人總所得			−0.025	0.004	−0.042	0.006
			(−0.92)	(0.09)	(−1.52)	(0.17)
個人勞動所得			6.651***	6.571***	6.672***	6.570***
			(42.42)	(36.57)	(42.46)	(36.61)
個人房產價值			1.600***	0.123	1.578***	0.126
			(12.26)	(0.79)	(12.11)	(0.81)
個人地產價值			0.064	−0.037	0.015	−0.027
			(1.68)	(−0.64)	(0.40)	(−0.45)
母親生前房地產					0.091**	−0.010
					(2.90)	(−0.54)
時間固定效果	是	是	是	是	是	是
戶籍地固定效果	否	否	是	是	是	是
樣本數	4,106,998	3,773,102	4,106,916	3,773,080	4,106,916	3,773,080
χ^2	15.85		15.21		15.27	
Prob $> \chi^2$	0.027		0.033		0.033	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。
[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。事件時間第 −1 季前與第 11 季後的結果未顯示表中。
[3] χ^2 和 Prob $> \chi^2$ 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒事件時間第 4 季到第 10 季的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176

表 4: 父親死亡對青年子女結婚行為的迴歸結果

	(1)		(2)		(3)	
	兒子	女兒	兒子	女兒	兒子	女兒
事件時間第 0 季	7.686***	7.793***	7.628***	7.809***	7.633***	7.809***
	(27.28)	(26.29)	(27.09)	(26.36)	(27.11)	(26.36)
事件時間第 1 季	−2.780***	−2.691***	−2.840***	−2.669***	−2.834***	−2.669***
	(−12.82)	(−11.76)	(−13.10)	(−11.67)	(−13.07)	(−11.67)
事件時間第 2 季	−4.991***	−5.026***	−5.043***	−4.998***	−5.037***	−4.998***
	(−24.86)	(−23.91)	(−25.12)	(−23.78)	(−25.10)	(−23.78)
事件時間第 3 季	−4.959***	−4.855***	−5.005***	−4.822***	−4.999***	−4.822***
	(−24.56)	(−22.94)	(−24.79)	(−22.79)	(−24.76)	(−22.79)
事件時間第 4 季	0.979***	1.016***	0.942***	1.058***	0.949***	1.058***
	(3.98)	(3.98)	(3.83)	(4.14)	(3.86)	(4.14)
事件時間第 5 季	1.615***	1.367***	1.581***	1.409***	1.588***	1.409***
	(6.46)	(5.31)	(6.32)	(5.48)	(6.35)	(5.48)
事件時間第 6 季	1.113***	1.012***	1.081***	1.055***	1.089***	1.055***
	(4.49)	(3.97)	(4.37)	(4.14)	(4.40)	(4.14)
事件時間第 7 季	0.803**	0.814**	0.773**	0.860***	0.780**	0.860***
	(3.25)	(3.20)	(3.13)	(3.39)	(3.16)	(3.39)
事件時間第 8 季	0.847***	0.432	0.821***	0.480	0.829***	0.480
	(3.42)	(1.72)	(3.32)	(1.92)	(3.35)	(1.92)
事件時間第 9 季	0.382	0.267	0.356	0.317	0.364	0.316
	(1.57)	(1.08)	(1.46)	(1.28)	(1.49)	(1.28)
事件時間第 10 季	0.103	−0.140	0.079	−0.087	0.087	−0.088
	(0.43)	(−0.57)	(0.32)	(−0.36)	(0.36)	(−0.36)
父親出生年份			0.072***	0.047***	0.072***	0.047***
			(20.52)	(12.92)	(20.51)	(12.92)
姊妹數量			0.031	−0.048*	0.031	−0.048*
			(1.24)	(−2.07)	(1.23)	(−2.06)
兄弟數量			−0.106***	−0.061	−0.109***	−0.061
			(−3.37)	(−1.87)	(−3.46)	(−1.86)
個人總所得			0.020	−0.019	0.016	−0.019
			(0.56)	(−1.57)	(0.46)	(−1.56)
個人勞動所得			6.324***	6.476***	6.330***	6.476***
			(65.90)	(61.66)	(65.99)	(61.66)
個人房產價值			2.454***	0.132	2.453***	0.134
			(21.88)	(1.53)	(21.87)	(1.54)
個人地產價值			−0.022	−0.074***	−0.053*	−0.073***
			(−0.96)	(−6.27)	(−2.37)	(−6.05)
父親生前房地產					0.022*	−0.002
					(2.51)	(−0.29)
時間固定效果	是	是	是	是	是	是
戶籍地固定效果	否	否	是	是	是	是
樣本數	11,354,765	10,546,865	11,354,554	10,546,865	11,354,554	10,546,865
χ^2	2.81		2.60		2.63	
Prob $> \chi^2$	0.902		0.919		0.917	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。
[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。事件時間第 −1 季前與第 11 季後的結果未顯示表中。
[3] χ^2 和 Prob $> \chi^2$ 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒事件時間第 4 季到第 10 季的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176

合假設檢定。結果顯示三個模型設定中，母親死後兒子和女兒的結婚機率都有統計上 5% 的顯著差異，而父親死後兒子和女兒的結婚機率則都沒有顯著差異，此結果與我們的觀察完全相同。

目前為止的估計結果自然引導出一個有趣的問題：為什麼母親死後兒子的結婚機率增幅會特別高？我們嘗試提出三個父母死後子女婚姻決策可能受到的影響來回答此問題，分別為婆媳效果、遺產效果、時機效果。以下先說明為何遺產效果和時機效果無法獨自解釋此現象，再說明婆媳效果何以成為最可能的解釋。

首先是遺產效果。我們假設繼承父母的遺產能減緩子女的經濟壓力以及使子女在婚姻市場上更具吸引力而增加結婚機率，並且我們在第三章第二節樣本資料中已知父親的生前財產遠多過母親的生前財產，因此父親死亡的遺產效果影響應較大。然而，這種假設會遭遇兩個困難：其一，我們從表 3 和表 4 中模型設定 (2) 、(3) 的比較可知，額外加入父母生前房地產用以控制子女繼承的遺產差異對目標係數的改變非常小，因此父母遺產對結婚決定的影響可能不如我們原先預期地大。其二，即使遺產效果存在，也應該是父親的遺產效果較大，因此就算我們的模型沒有很好地捕捉到實際存在的遺產效果，頂多是造成我們高估父親死後子女結婚機率的增幅多過母親死後子女結婚機率的增幅，在扣除對兩者的高估後還是會呈現母親死後兒子的結婚機率增幅較大的現象。綜上所述，我們的資料顯示遺產效果可能不大甚至不存在，並且即使它存在也無法單獨解釋母親死後兒子的結婚機率增幅最高的現象。

其次是時機效果。我們在第二章背景中已知守喪禁忌與暗婚習俗主要改變的是父母死後一年內的子女結婚行為，即讓有嫁娶規劃的子女在以下兩者之間作出抉擇：提前至百日內完婚或是延期至一年後再結婚。此效果如果能回答我們的問題，就代表特別多兒子選擇將婚禮延期至母親死亡一年後舉行，不過這種說法會

doi:10.6342/NTU202302176

遭遇兩個困難：其一，守喪禁忌與暗婚習俗本身沒有針對母親和父親的死亡區分差異，也並未對兒子和女兒能否結婚的決定立有不同的規範，因此光從傳統習俗的規定是無法說明為何只有兒子在母親死亡後會特別偏好一年後才結婚。其二，就算真的是兒子在母親死亡後特別偏好延期結婚的選擇，那麼我們至少應發現另一個選擇（在百日內完婚）的發生機率相對其他三者會特別低，可是在圖 4 中我們看到在事件時間第 0 季時結婚機率增幅最高的依舊是母親死後兒子的結婚機率。綜上所述，時機效果或許能說明母親死後兒子結婚機率的部分增幅，但是其本身無法單獨解釋母親死後兒子的結婚機率增幅最高的現象。

最後是婆媳效果。我們假設母親死亡能使兒子在婚姻市場具有「結婚對象不需要面對婆媳問題」的優勢而增加結婚機率，相較之下母親死亡並不會讓女兒具有此優勢、父親死亡也不會讓子女具有此優勢。雖然我們無法直接證明子女婚姻決策的變化一定是源於婆媳問題的消失，但是在遺產效果與時機效果皆無法提出合理論述的情況下，婆媳效果就成為目前唯一能解釋母親死後兒子結婚機率增幅最高的機制。不過我們也發現父母死後子女的結婚機率增幅都在第 9 季之後幾乎就回歸到 0‰，這可能是因為在父母死後子女就不再有被催婚的壓力，而這也代表婆媳效果主要只對原先因婆婆阻礙而無法結婚的情侶有效，因為在這些人結婚後單身兒子在婚姻市場上具有的優勢就不再明顯到會對整體結婚機率產生變動。

總結本節，我們分析青年子女在父母死亡前後的結婚機率變化，發現在母親死亡後兒子的結婚機率增幅會明顯比其他三者大很多，並且母親死後子女的結婚機率有顯著差異。遺產效果與時機效果或許跟部分的結婚機率增幅相關，但是無法完全解釋此現象，只有婆媳效果背後的機制能剛好說明此現象的可能成因。因此，我們推論婆媳效果對於青年子女的婚姻決策應具有一定的影響力。

doi:10.6342/NTU202302176

5.2 高遺產與低遺產子女

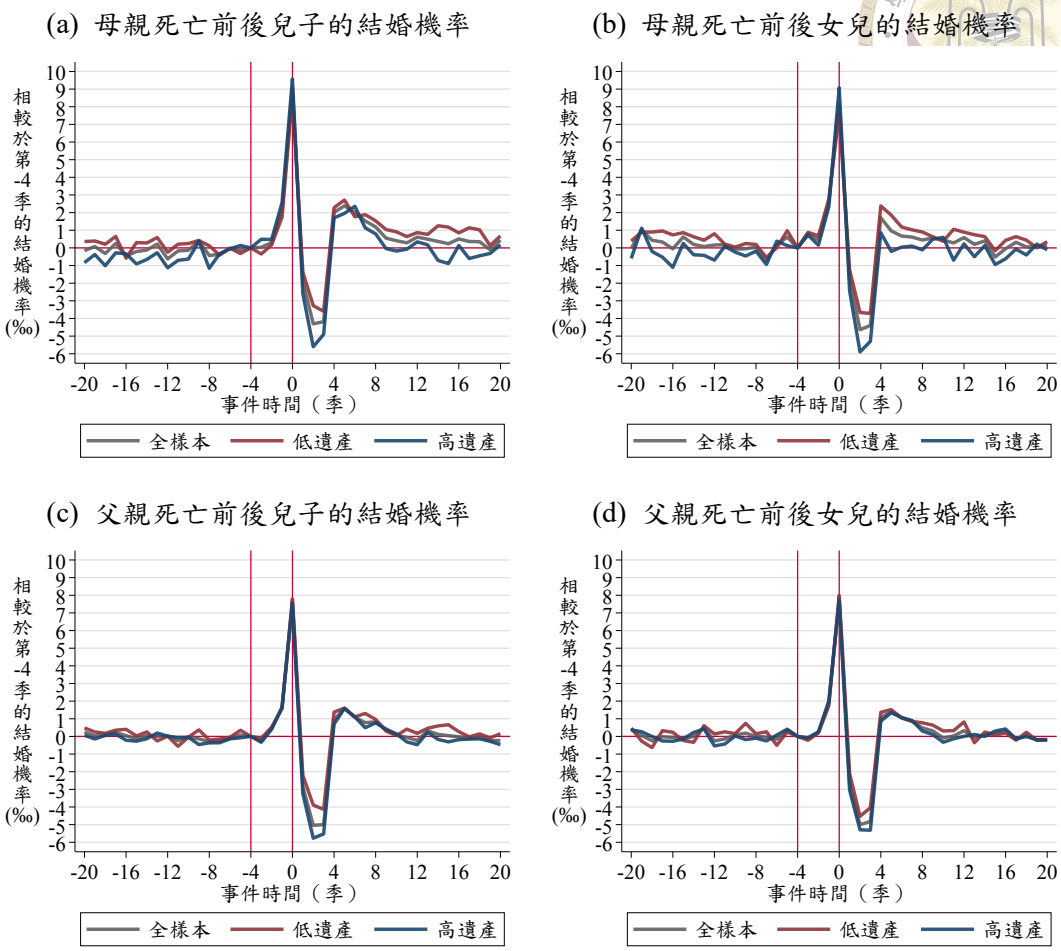
在前一節的估計結果中，我們發現遺產效果對於子女結婚行為的影響似乎不大，因為在表 3 和表 4 中是否有放入父母生前房地產作為控制變數對目標係數的估計幾乎沒有差別。然而在第三章第一節母體資料中，我們提過目前使用的房地產變數的價值可能有不準確、低估的嫌疑，使得其不一定適合用來控制父母遺產的差異。因此，本節欲使用其他方法進一步釐清遺產效果的影響。

我們首先將所有青年子女（以下簡稱為全樣本）分成兩群人，分別為父母生前無房地產的子女與父母生前有房地產的子女。由於父母生前房地產價值與子女實際能繼承到的遺產理論上具有高度相關性，因此這兩群人應能分別代表繼承低遺產價值的子女（以下簡稱為低遺產樣本）與繼承高遺產價值的子女（以下簡稱為高遺產樣本）。接著我們針對這兩群人分別進行式 1 的模型估計，基於前一節中不同的模型設定對目標係數的估計結果差別不大，我們此節只使用放入所有控制變數的模型設定 (3) 來進行估計。母親死亡樣本的估計結果顯示在表 5、父親死亡樣本的估計結果顯示在表 6，在兩張表中我們也同時放入表 3 和表 4 裡模型設定 (3) 的估計結果作為對比。此研究方法的優勢在於我們只區分父母生前是否持有房地產，而不管實際的房地產價值為何，故能避開價值可能被低估的問題。

為了快速比較出估計係數的差異，我們將兩張表三種樣本（全樣本、低遺產樣本、高遺產樣本）的估計結果中每一個事件時間二元變數的估計係數（$\hat{\alpha}_j$）都圖形化呈現在圖 5。其中包含四張子圖，分別為：圖 5 (a) 的母親死亡前後兒子結婚機率變化、圖 5 (b) 的母親死亡前後女兒結婚機率變化、圖 5 (c) 的父親死亡前後兒子結婚機率變化、圖 5 (d) 的父親死亡前後女兒結婚機率變化。圖中的三條線代表著在所有控制因素不變之下，相較於事件時間第 -4 季，全樣本、低遺產樣本、高遺產樣本子女分別在其他各季的結婚機率高出多少。如果我們預期的遺產

doi:10.6342/NTU202302176

圖 5: 青年子女高低遺產樣本的父母死亡效果



效果真的存在，那麼我們應該會觀察到以下現象：一、三種樣本在父母死前的結婚機率都接近於 0‰，並且在父母死後結婚機率的增加程度依序為高遺產樣本、全樣本、低遺產樣本。二、因為父親的遺產效果較大，所以父親死後高遺產樣本的結婚機率增幅應大過母親死後高遺產樣本的結婚機率增幅。

實際上我們可看到四張子圖中母親死亡樣本和父親死亡樣本的估計結果十分不同。以父母死前來說，圖 5 (a) 和圖 5 (b) 顯示母親死前三種樣本的結婚機率變動都很大，且兒子低遺產樣本的結婚機率幾乎都比兒子高遺產樣本的結婚機率大；圖 5 (c) 和圖 5 (d) 則顯示父親死前三種樣本的結婚機率都很接近 0‰，因此父親死亡樣本的估計理應比母親死亡樣本的估計更為可靠。在母親死亡一年後，兒子低遺產樣本的結婚機率比兒子高遺產樣本增加更多，不過兩者都維持了接近一年的

doi:10.6342/NTU202302176

表 5: 母親死亡對青年子女高低遺產樣本結婚行為的迴歸結果

	(1) 全樣本		(2) 低遺產樣本		(3) 高遺產樣本	
	兒子	女兒	兒子	女兒	兒子	女兒
事件時間第 0 季	9.047***	8.247***	8.624***	7.614***	9.574***	9.078***
	(19.07)	(16.86)	(14.24)	(12.19)	(12.69)	(11.64)
事件時間第 1 季	−1.896***	−1.754***	−1.375**	−1.241*	−2.589***	−2.442***
	(−5.21)	(−4.60)	(−2.96)	(−2.52)	(−4.47)	(−4.07)
事件時間第 2 季	−4.303***	−4.634***	−3.273***	−3.663***	−5.602***	−5.894***
	(−12.85)	(−13.55)	(−7.56)	(−8.18)	(−10.67)	(−11.13)
事件時間第 3 季	−4.183***	−4.399***	−3.592***	−3.714***	−4.901***	−5.294***
	(−12.38)	(−12.73)	(−8.34)	(−8.28)	(−9.11)	(−9.79)
事件時間第 4 季	2.015***	1.707***	2.279***	2.379***	1.701**	0.860
	(4.88)	(4.03)	(4.31)	(4.31)	(2.59)	(1.31)
事件時間第 5 季	2.381***	0.964*	2.716***	1.857***	1.957**	−0.197
	(5.70)	(2.33)	(5.08)	(3.43)	(2.96)	(−0.31)
事件時間第 6 季	2.006***	0.672	1.762***	1.182*	2.358***	0.045
	(4.84)	(1.64)	(3.37)	(2.23)	(3.53)	(0.07)
事件時間第 7 季	1.528***	0.615	1.885***	1.026	1.134	0.102
	(3.72)	(1.50)	(3.57)	(1.94)	(1.75)	(0.16)
事件時間第 8 季	1.188**	0.446	1.534**	0.901	0.796	−0.113
	(2.92)	(1.10)	(2.95)	(1.72)	(1.23)	(−0.18)
事件時間第 9 季	0.552	0.563	1.039*	0.632	−0.041	0.494
	(1.38)	(1.39)	(2.03)	(1.22)	(−0.06)	(0.76)
事件時間第 10 季	0.405	0.446	0.911	0.378	−0.178	0.596
	(1.01)	(1.10)	(1.78)	(0.74)	(−0.28)	(0.92)
母親出生年份	0.057***	0.039***	0.051***	0.031**	0.082***	0.057***
	(6.77)	(4.67)	(4.86)	(2.91)	(5.87)	(4.13)
姊妹數量	−0.053	−0.065	−0.013	−0.070	−0.076	−0.048
	(−1.37)	(−1.76)	(−0.25)	(−1.49)	(−1.20)	(−0.82)
兄弟數量	−0.224***	−0.081	−0.238***	−0.083	−0.162*	−0.061
	(−4.66)	(−1.63)	(−3.95)	(−1.32)	(−2.03)	(−0.76)
個人總所得	−0.042	0.006	0.852**	−0.008	−0.058*	0.025
	(−1.52)	(0.17)	(2.93)	(−1.70)	(−2.07)	(0.40)
個人勞動所得	6.672***	6.570***	5.809***	6.706***	6.486***	6.333***
	(42.46)	(36.61)	(15.46)	(27.88)	(30.74)	(24.03)
個人房產價值	1.578***	0.126	1.536***	0.388	1.523***	0.009
	(12.11)	(0.81)	(8.36)	(1.44)	(8.45)	(0.04)
個人地產價值	0.015	−0.027	0.287***	−0.346*	−0.010	0.004
	(0.40)	(−0.45)	(3.56)	(−2.32)	(−0.23)	(0.06)
母親生前房地產	0.091**	−0.010	0.000	0.000	0.063	−0.029
	(2.90)	(−0.54)	(.)	(.)	(1.89)	(−1.59)
時間固定效果	是	是	是	是	是	是
戶籍地固定效果	是	是	是	是	是	是
樣本數	4,106,916	3,773,080	2,304,768	2,140,844	1,802,148	1,632,236
χ^2	15.27		3.01		22.04	
Prob > χ^2	0.033		0.884		0.003	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。
[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。事件時間第 −1 季前與第 11 季後的結果未顯示表中。
[3] χ^2 和 Prob > χ^2 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒事件時間第 4 季到第 10 季的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176

表 6: 父親死亡對青年子女高低遺產樣本結婚行為的迴歸結果

	(1) 全樣本		(2) 低遺產樣本		(3) 高遺產樣本	
	兒子	女兒	兒子	女兒	兒子	女兒
事件時間第 0 季	7.633***	7.809***	7.797***	7.988***	7.541***	7.697***
	(27.11)	(26.36)	(17.93)	(17.30)	(20.44)	(19.93)
事件時間第 1 季	−2.834***	−2.669***	−2.201***	−2.104***	−3.246***	−3.045***
	(−13.07)	(−11.67)	(−6.59)	(−5.88)	(−11.41)	(−10.24)
事件時間第 2 季	−5.037***	−4.998***	−3.893***	−4.528***	−5.770***	−5.294***
	(−25.10)	(−23.78)	(−12.34)	(−13.80)	(−22.17)	(−19.34)
事件時間第 3 季	−4.999***	−4.822***	−4.130***	−4.040***	−5.523***	−5.314***
	(−24.76)	(−22.79)	(−13.10)	(−12.00)	(−21.02)	(−19.52)
事件時間第 4 季	0.949***	1.058***	1.380***	1.369***	0.691*	0.864**
	(3.86)	(4.14)	(3.63)	(3.43)	(2.15)	(2.60)
事件時間第 5 季	1.588***	1.409***	1.602***	1.517***	1.592***	1.344***
	(6.35)	(5.48)	(4.19)	(3.80)	(4.83)	(4.00)
事件時間第 6 季	1.089***	1.055***	1.112**	1.054**	1.103***	1.077**
	(4.40)	(4.14)	(2.93)	(2.67)	(3.38)	(3.23)
事件時間第 7 季	0.780**	0.860***	1.302***	0.853*	0.492	0.900**
	(3.16)	(3.39)	(3.39)	(2.16)	(1.53)	(2.71)
事件時間第 8 季	0.829***	0.480	0.965*	0.773*	0.773*	0.301
	(3.35)	(1.92)	(2.54)	(1.98)	(2.38)	(0.92)
事件時間第 9 季	0.364	0.316	0.305	0.641	0.419	0.108
	(1.49)	(1.28)	(0.82)	(1.66)	(1.30)	(0.33)
事件時間第 10 季	0.087	−0.088	0.052	0.310	0.141	−0.331
	(0.36)	(−0.36)	(0.14)	(0.81)	(0.44)	(−1.04)
父親出生年份	0.072***	0.047***	0.055***	0.034***	0.087***	0.057***
	(20.51)	(12.92)	(11.09)	(6.67)	(17.63)	(11.03)
姊妹數量	0.031	−0.048*	−0.023	−0.096*	0.048	−0.044
	(1.23)	(−2.06)	(−0.58)	(−2.55)	(1.50)	(−1.46)
兄弟數量	−0.109***	−0.061	−0.102*	−0.049	−0.132**	−0.105*
	(−3.46)	(−1.86)	(−2.07)	(−0.96)	(−3.19)	(−2.46)
個人總所得	0.016	−0.019	0.026	−0.013**	0.030	−0.067
	(0.46)	(−1.56)	(0.34)	(−3.15)	(0.76)	(−0.71)
個人勞動所得	6.330***	6.476***	6.236***	6.174***	6.282***	6.663***
	(65.99)	(61.66)	(38.20)	(37.45)	(52.46)	(40.32)
個人房產價值	2.453***	0.134	3.657***	0.304*	2.058***	0.052
	(21.87)	(1.54)	(13.48)	(2.17)	(17.04)	(0.47)
個人地產價值	−0.053*	−0.073***	0.068	−0.050***	−0.055*	−0.082***
	(−2.37)	(−6.05)	(1.03)	(−3.47)	(−2.39)	(−4.62)
父親生前房地產	0.022*	−0.002	0.000	0.000	0.020*	−0.012
	(2.51)	(−0.29)	(.)	(.)	(2.25)	(−1.69)
時間固定效果	是	是	是	是	是	是
戶籍地固定效果	是	是	是	是	是	是
樣本數	11,354,554	10,546,865	4,526,558	4,245,997	6,827,996	6,300,868
χ^2	2.63		2.91		6.75	
Prob > χ^2	0.917		0.893		0.456	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。
[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。事件時間第 −1 季前與第 11 季後的結果未顯示表中。
[3] χ^2 和 Prob > χ^2 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒事件時間第 4 季到第 10 季的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176

高結婚機率；反觀女兒低遺產樣本的結婚機率與女兒高遺產樣本有很大的差距，前者幾乎和兒子低遺產樣本的結果相同、後者則是在母親死後幾乎沒有特別增加。表 5 的 SUR 模型假設檢定結果顯示母親低遺產樣本子女的結婚機率沒有顯著差異，但是母親高遺產樣本子女的結婚機率卻有統計上 1% 的顯著差異，這可能是代表只有高遺產樣本的子女會有明顯的婆媳效果。在父親死亡一年後，無論是兒子還是女兒，低遺產樣本和高遺產樣本的結婚機率變化都大致相同，甚至前者比後者略大一些，在表 6 的 SUR 模型假設檢定結果也顯示出父親兩種樣本中子女的結婚機率都沒有顯著差異。總結來說，只有去世母親生前是否持有房地產會對估計出的結果有明顯的改變，不過此改變反而與我們對遺產效果的預期相衝突。

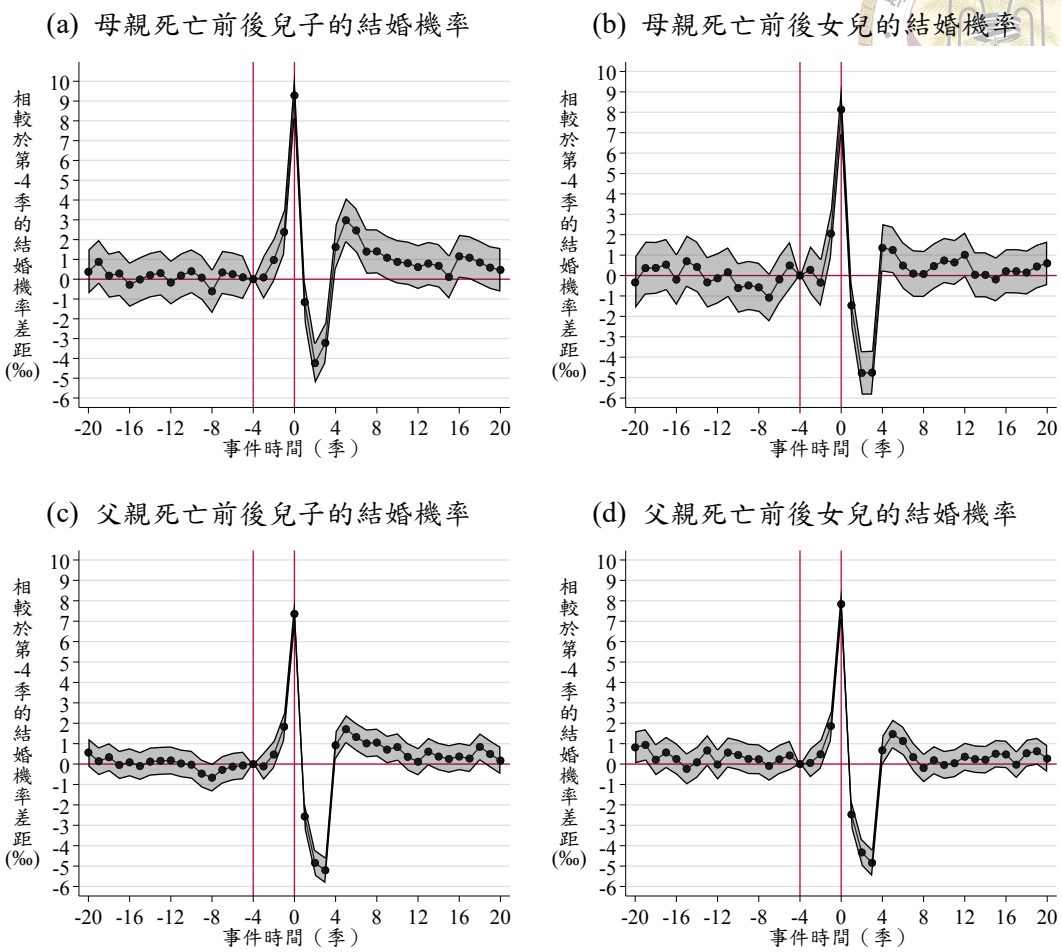
總結本節，我們使用一種不會受到房地產價值低估影響的方法進行估計，並且發現了兩點無法以遺產效果解釋的現象：其一，母親死後低遺產樣本的結婚機率增幅比高遺產樣本還大，這不同於遺產較多則結婚機率應該較高的預期。其二，父親死後高遺產和低遺產樣本的結婚機率變化差異極小，且都沒有比母親死後高遺產樣本的增幅大，這不同於父親遺產效果較大的預期。綜合以上，遺產效果可能很小甚至不存在，使得其無法用來解釋父母死後子女的結婚機率變化。

5.3 穩健性測試

我們接著針對青年子女進行式 2 的模型估計，以此對第一節的估計結果進行穩健性的測試。此節的估計同前一節直接將所有控制變數都放入模型中，母親與父親死亡效果的估計結果都顯示在表 7。我們主要關注「是否為受試組」與「事件時間二元變數」兩者交乘項的估計係數（$\hat{\theta}_j$），即事件時間第 j 季中受試組和控制組的結婚機率差距相較於第 -4 季高出多少。而原先關注的各事件時間二元變數的估計係數（$\hat{\alpha}_j$）則變為：對控制組來說，事件時間第 j 季的結婚機率相較於第 -4 季高出多少。由於控制組的父母死亡日期是我們假定的，所以和他們實際的

doi:10.6342/NTU202302176

圖 6: 青年子女受試組相較於控制組的父母死亡效果



結婚行為理應幾乎無關，因此我們預期控制組在父母死亡前後的結婚機率變動都應極為接近 0‰。我們將表 7 中控制組的結婚機率變化（即 $\hat{\alpha}_j$）圖形化呈現在附錄 A.1 青年子女的控制組，圖中顯示控制組子女的結婚機率確實和我們預期相同。

為了對我們目標係數（$\hat{\theta}_j$）的變化先有直觀上的理解，我們將其圖形化呈現在圖 6。其中包含四張子圖，分別為：圖 6 (a) 的母親死亡前後兒子結婚機率變化、圖 6 (b) 的母親死亡前後女兒結婚機率變化、圖 6 (c) 的父親死亡前後兒子結婚機率變化、圖 6 (d) 的父親死亡前後女兒結婚機率變化。我們能觀察到許多和圖 4 類似的現象，包含：父母死前子女的結婚機率變動都接近 0‰、母親死後兒子相對於控制組的結婚機率增幅最多、母親死後兒子與女兒相對於控制組的結婚機率增幅有很大的不同。不過我們也能發現以下兩點不同：一、母親死後第 9 季開始到

doi:10.6342/NTU202302176

表 7: 父母死亡對青年子女受試組與控制組結婚行為的迴歸結果

	母親死亡		父親死亡	
	(1) 兒子	(2) 女兒	(3) 兒子	(4) 女兒
是否為受試組 × 事件時間第 0 季	9.559***	7.933***	7.358***	7.864***
	(15.03)	(12.01)	(18.99)	(19.44)
是否為受試組 × 事件時間第 1 季	−1.025	−1.584**	−2.540***	−2.291***
	(−1.84)	(−2.73)	(−7.45)	(−6.43)
是否為受試組 × 事件時間第 2 季	−4.076***	−4.683***	−4.889***	−4.337***
	(−7.49)	(−8.39)	(−14.72)	(−12.64)
是否為受試組 × 事件時間第 3 季	−3.096***	−4.857***	−5.244***	−4.780***
	(−5.75)	(−8.63)	(−15.63)	(−13.77)
是否為受試組 × 事件時間第 4 季	1.850**	1.287*	1.002**	0.792*
	(3.10)	(2.11)	(2.77)	(2.11)
是否為受試組 × 事件時間第 5 季	3.162***	1.168	1.824***	1.569***
	(5.34)	(1.96)	(5.02)	(4.20)
是否為受試組 × 事件時間第 6 季	2.723***	0.375	1.485***	1.286***
	(4.61)	(0.63)	(4.11)	(3.47)
是否為受試組 × 事件時間第 7 季	1.389*	−0.041	1.124**	0.425
	(2.33)	(−0.07)	(3.11)	(1.14)
是否為受試組 × 事件時間第 8 季	1.591**	0.128	1.097**	−0.031
	(2.71)	(0.22)	(3.04)	(−0.08)
是否為受試組 × 事件時間第 9 季	1.237*	0.510	0.807*	0.292
	(2.14)	(0.87)	(2.26)	(0.80)
是否為受試組 × 事件時間第 10 季	0.973	0.729	0.877*	0.065
	(1.68)	(1.25)	(2.47)	(0.18)
父母出生年份	0.064***	0.052***	0.082***	0.058***
	(9.42)	(7.45)	(27.05)	(18.22)
姊妹數量	−0.031	−0.028	0.049*	−0.016
	(−0.99)	(−0.95)	(2.43)	(−0.85)
兄弟數量	−0.219***	−0.028	−0.114***	−0.027
	(−5.70)	(−0.69)	(−4.52)	(−1.02)
個人總所得	−0.066**	−0.002	−0.104***	−0.038*
	(−2.80)	(−0.05)	(−4.87)	(−2.35)
個人勞動所得	6.133***	6.295***	6.079***	6.447***
	(56.68)	(45.78)	(75.00)	(84.09)
個人房產價值	1.933***	0.257	1.696***	0.144**
	(17.74)	(1.90)	(17.72)	(2.65)
個人地產價值	−0.004	−0.064	−0.043*	−0.095***
	(−0.13)	(−1.45)	(−2.21)	(−7.33)
父母生前房地產	0.088**	0.001	0.030***	−0.000
	(2.88)	(0.04)	(3.38)	(−0.03)
時間固定效果	是	是	是	是
戶籍地固定效果	是	是	是	是
樣本數	7,945,384	7,195,005	21,590,695	19,944,651
χ^2	14.15		7.58	
Prob > χ^2	0.049		0.371	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。

[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。是否為受試組、事件時間第 −20 季至第 20 季、「是否為受試組 × 事件時間第 −1 季前」與「是否為受試組 × 事件時間第 11 季後」的結果未顯示表中。

[3] χ^2 和 Prob > χ^2 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒「是否為受試組 × 事件時間第 4 季」至「是否為受試組 × 事件時間第 10 季」的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176

第 12 季為止女兒相對於控制組的結婚機率增幅又逐漸增加，不過考慮到這幾季的估計係數統計上仍非顯著異於 0‰，因此很可能純粹為統計上的誤差。二、父親死亡一年後開始，兒子的高結婚機率維持了 7 季，女兒的高結婚機率卻只維持了 3 季，此差別導致父親死後兒子的結婚機率增幅整體來說比女兒還要大。

我們接著檢視表 7 中 $\hat{\theta}_4$ 到 $\hat{\theta}_{10}$ 的結果，以此和表 3 和表 4 的估計進行更精準的比較。第一欄顯示母親死後第 4 季至第 9 季兒子相對於控制組的結婚機率皆增加超過 1‰，其中第 5 季不僅增加超過 3‰ 還是統計上 0.1% 顯著，整體的估計係數比表 3 中的 $\hat{\alpha}_4$ 到 $\hat{\alpha}_{10}$ 還要大。第二欄顯示母親死後僅第 4 季和第 5 季女兒相對於控制組的結婚機率增加超過 1‰，並且只有第 4 季為統計上 5% 顯著異於 0‰，第 5 季至第 10 季皆為統計不顯著。同時 SUR 模型的假設檢定顯示第 4 季到第 10 季兒子和女兒相對於控制組的結婚機率在統計上具有 5% 顯著差異，與表 3 的估計相同。第三欄顯示父親死後第 4 季到第 10 季兒子相對於控制組的結婚機率皆至少為統計上 5% 顯著異於 0‰，不過每一季的增幅仍然都比不上母親死後兒子相對於控制組的結婚機率增幅。第四欄顯示父親死後僅第 4 季至第 6 季女兒相對於控制組的結婚機率增幅為統計上顯著異於 0‰，這三季的結婚機率增幅都只比兒子少不到 0.3‰，剩下第 7 季至第 10 季皆為統計不顯著。在 SUR 模型的假設檢定中，父親死亡後兒子和女兒相對於控制組的結婚機率在統計上不具顯著差異，與表 4 的估計相同。簡言之，表 7 觀察到的現象雖然與表 3、表 4 有些許差異，不過整體方向都大致相同，母親死後兒子的結婚機率仍特別大。

總結本節，式 2 與式 1 的估計結果基本一致，即我們還是能觀察到母親死後兒子結婚機率增幅最高的現象，以及即使父親死後兒子和女兒的結婚機率落差變大，仍不及母親死後兒子和女兒的結婚機率差距。因此，我們對於青年子女婚姻決策的估計結果基本具備穩健性。

doi:10.6342/NTU202302176

5.4 中年子女的父母死亡效果

在最後一小節中，我們以小篇幅描述中年子女樣本的模型估計結果，用以呈現出與青年子女樣本的差異。

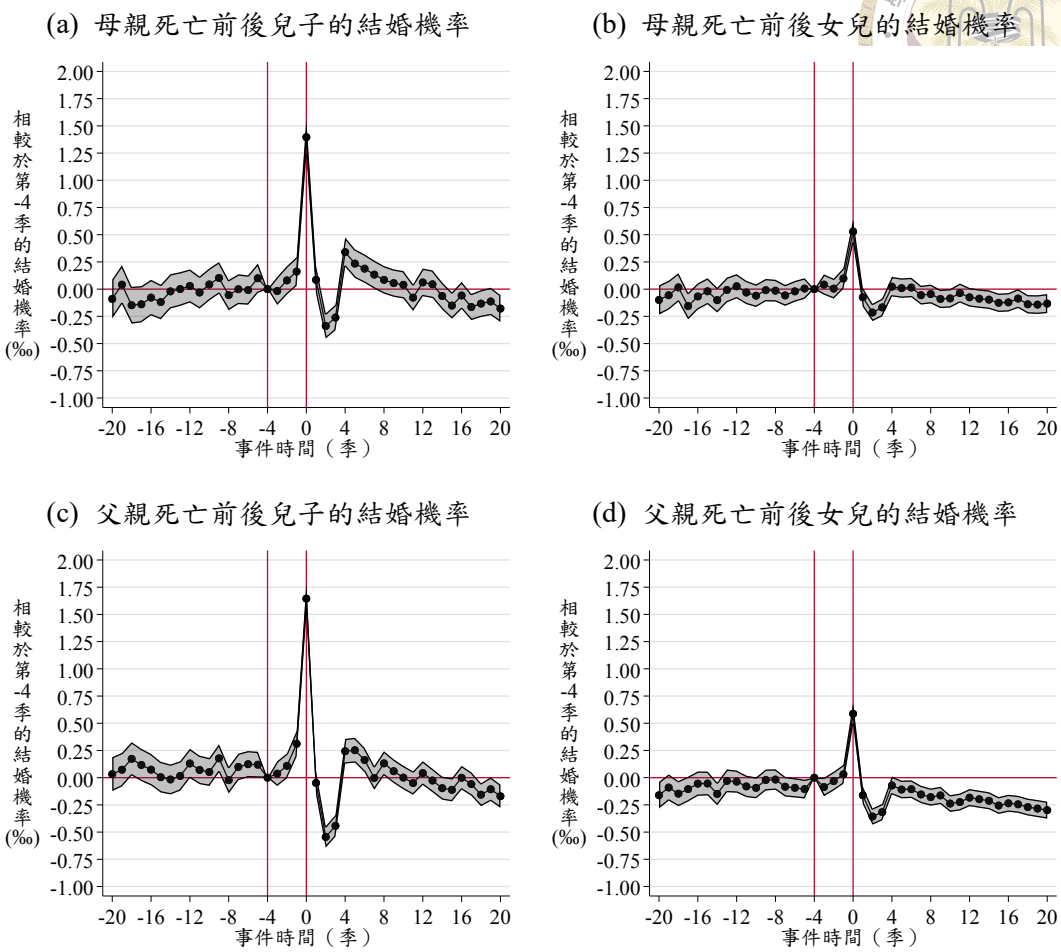
我們首先針對中年子女進行式 1 的模型估計，估計過程如本章第一節採取三種模型設定，母親和父親死亡效果的估計結果顯示在表 8、表 9。我們同樣先將兩張表模型設定 (3) 裡每一個事件時間二元變數的估計係數（$\hat{\alpha}_j$）都圖形化呈現在圖 7。正如我們在第三章第二節樣本資料提到過的樣本大小差異，圖 7 在父母死前子女的結婚機率趨勢都不如圖 4 控制地好，即許多季的估計係數與 0‰ 都有一段差距，因此估計結果可能會有些許誤差。在父母死前至死後一年內四張子圖的趨勢大致符合第二章背景中的描述，可見時機效果仍有一定的影響。在父母死亡一年後，兒子的結婚機率都有一段時間特別跳升、女兒的結婚機率都立馬回歸父母死前的水準，而且父親死後兒子的結婚機率增幅與母親死後兒子的結婚機率增幅相差不大。長期之下四張子圖的結婚機率都有持續減少的趨勢[16]，父親死後女兒結婚機率的減少尤為明顯。表 8 和表 9 顯示出三種模型設定對於目標係數的影響都非常小，而在 SUR 模型的假設檢定中，母親死後兒子和女兒的結婚機率在統計上具 5% 顯著差異、父親死後兒子和女兒的結婚機率更是在統計上具 0.1% 顯著差異。總結來說，我們發現中年子女的結婚行為變化不再適合以婆媳效果解釋，因為母親死後的結婚機率不再是唯一最高的；並且仍不適合以遺產效果解釋，因為是否有控制父母生前房地產對於估計結果仍沒有太大差異。

我們接著使用本章第二節與第三節的作法進一步確認遺產效果與婆媳效果對中年子女婚姻決策的影響。首先是在附錄 B.1 高遺產與低遺產子女中將高遺產與低遺產的中年子女分開進行估計，我們發現只有母親死後兒子的高低遺產樣本

[16] 在附錄 A.2 中年子女的控制組中，我們發現控制組也出現此現象，原因不明。

doi:10.6342/NTU202302176

圖 7: 中年子女的父母死亡效果



的結婚機率有明顯差異，此估計結果與預期的遺產效果不同。其次是在附錄 B.2 穩健性測試中進行中年子女估計結果的穩健性測試，我們發現整體的估計結果與表 8 和表 9 有滿多不同之處，這可能是因為控制組的配對不夠好而導致的結果，即附錄 A.2 中年子女的控制組中顯示控制組的結婚機率在父母死亡前後有明顯與受試組不同的趨勢。總結來說，中年子女的結婚行為尚有許多無法被解釋的部分，並且因為結果較不具穩健性故難以區分是否僅為統計上的誤差。

至此我們可以發現中年子女與青年子女的結婚行為變化至少有三點差異，以下嘗試提出造成這些差異的可能原因：一、中年女兒在父母死亡一年後結婚機率完全沒有跳升。由於事件時間第 0 季女兒的結婚機率仍有增加，因此這代表有結婚規劃的女兒在父母死亡百日內以及一年後兩個時間點決定如何改變結婚日期時

doi:10.6342/NTU202302176

表 8: 母親死亡對中年子女結婚行為的迴歸結果

	(1)		(2)		(3)	
	兒子	女兒	兒子	女兒	兒子	女兒
事件時間第 0 季	1.397***	0.529***	1.396***	0.529***	1.396***	0.529***
	(17.02)	(9.49)	(17.01)	(9.48)	(17.02)	(9.49)
事件時間第 1 季	0.086	−0.075	0.085	−0.075	0.085	−0.075
	(1.31)	(−1.70)	(1.30)	(−1.71)	(1.31)	(−1.70)
事件時間第 2 季	−0.338***	−0.214***	−0.338***	−0.214***	−0.338***	−0.214***
	(−5.76)	(−5.29)	(−5.76)	(−5.28)	(−5.75)	(−5.28)
事件時間第 3 季	−0.261***	−0.168***	−0.260***	−0.167***	−0.260***	−0.167***
	(−4.36)	(−4.04)	(−4.35)	(−4.02)	(−4.34)	(−4.02)
事件時間第 4 季	0.340***	0.023	0.341***	0.024	0.342***	0.024
	(4.95)	(0.50)	(4.97)	(0.52)	(4.98)	(0.52)
事件時間第 5 季	0.235***	0.009	0.236***	0.011	0.237***	0.011
	(3.50)	(0.21)	(3.52)	(0.23)	(3.53)	(0.24)
事件時間第 6 季	0.188**	0.015	0.190**	0.016	0.191**	0.016
	(2.84)	(0.32)	(2.86)	(0.35)	(2.87)	(0.36)
事件時間第 7 季	0.133*	−0.056	0.136*	−0.054	0.136*	−0.054
	(2.03)	(−1.27)	(2.06)	(−1.23)	(2.07)	(−1.23)
事件時間第 8 季	0.086	−0.045	0.088	−0.043	0.089	−0.043
	(1.32)	(−1.02)	(1.36)	(−0.98)	(1.37)	(−0.98)
事件時間第 9 季	0.055	−0.090*	0.058	−0.088*	0.059	−0.088*
	(0.86)	(−2.10)	(0.90)	(−2.06)	(0.92)	(−2.05)
事件時間第 10 季	0.040	−0.085*	0.043	−0.083	0.044	−0.083
	(0.63)	(−1.97)	(0.67)	(−1.92)	(0.68)	(−1.91)
母親出生年份			−0.006***	−0.003***	−0.006***	−0.003***
			(−3.90)	(−3.52)	(−3.93)	(−3.53)
姊妹數量			−0.050***	−0.037***	−0.050***	−0.037***
			(−8.51)	(−9.63)	(−8.46)	(−9.63)
兄弟數量			−0.055***	−0.045***	−0.056***	−0.045***
			(−8.29)	(−9.43)	(−8.31)	(−9.43)
個人總所得			−0.008	−0.016***	−0.008*	−0.017***
			(−1.93)	(−5.62)	(−2.06)	(−5.88)
個人勞動所得			0.161***	0.272***	0.161***	0.273***
			(12.53)	(14.37)	(12.56)	(14.43)
個人房產價值			0.069***	−0.007	0.067***	−0.006
			(5.56)	(−0.45)	(5.38)	(−0.44)
個人地產價值			−0.006***	0.001	−0.008***	−0.001
			(−3.33)	(0.14)	(−4.06)	(−0.17)
母親生前房地產					0.010**	0.003
					(2.70)	(1.28)
時間固定效果	是	是	是	是	是	是
戶籍地固定效果	否	否	是	是	是	是
樣本數	19,493,537	18,740,095	19,493,477	18,739,953	19,493,477	18,739,953
χ^2	17.38		17.36		17.40	
Prob > χ^2	0.015		0.015		0.015	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。
[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。事件時間第 −1 季前與第 11 季後的結果未顯示表中。
[3] χ^2 和 Prob > χ^2 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒事件時間第 4 季到第 10 季的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176

表 9: 父親死亡對中年子女結婚行為的迴歸結果

	(1)		(2)		(3)	
	兒子	女兒	兒子	女兒	兒子	女兒
事件時間第 0 季	1.645***	0.587***	1.645***	0.587***	1.646***	0.588***
	(23.24)	(11.57)	(23.24)	(11.57)	(23.25)	(11.58)
事件時間第 1 季	−0.049	−0.162***	−0.048	−0.161***	−0.048	−0.161***
	(−0.88)	(−3.94)	(−0.87)	(−3.93)	(−0.86)	(−3.92)
事件時間第 2 季	−0.545***	−0.357***	−0.544***	−0.356***	−0.543***	−0.356***
	(−10.92)	(−9.42)	(−10.89)	(−9.39)	(−10.87)	(−9.37)
事件時間第 3 季	−0.442***	−0.317***	−0.440***	−0.315***	−0.439***	−0.314***
	(−8.69)	(−8.22)	(−8.65)	(−8.17)	(−8.63)	(−8.16)
事件時間第 4 季	0.243***	−0.072	0.246***	−0.069	0.247***	−0.068
	(4.19)	(−1.71)	(4.25)	(−1.64)	(4.26)	(−1.63)
事件時間第 5 季	0.252***	−0.109**	0.256***	−0.106*	0.257***	−0.105*
	(4.36)	(−2.64)	(4.42)	(−2.56)	(4.44)	(−2.55)
事件時間第 6 季	0.163**	−0.106*	0.167**	−0.102*	0.168**	−0.102*
	(2.85)	(−2.55)	(2.93)	(−2.47)	(2.95)	(−2.46)
事件時間第 7 季	−0.002	−0.155***	0.002	−0.151***	0.003	−0.150***
	(−0.04)	(−3.79)	(0.04)	(−3.71)	(0.06)	(−3.69)
事件時間第 8 季	0.132*	−0.179***	0.137*	−0.175***	0.138*	−0.174***
	(2.33)	(−4.46)	(2.43)	(−4.36)	(2.45)	(−4.34)
事件時間第 9 季	0.060	−0.163***	0.066	−0.159***	0.067	−0.158***
	(1.07)	(−4.04)	(1.18)	(−3.94)	(1.20)	(−3.92)
事件時間第 10 季	0.001	−0.238***	0.007	−0.233***	0.008	−0.233***
	(0.01)	(−6.07)	(0.13)	(−5.96)	(0.15)	(−5.94)
父親出生年份			−0.001	−0.001	−0.002	−0.002
			(−1.18)	(−1.57)	(−1.27)	(−1.73)
姊妹數量			−0.066***	−0.042***	−0.066***	−0.043***
			(−12.28)	(−11.94)	(−12.33)	(−12.09)
兄弟數量			−0.067***	−0.051***	−0.068***	−0.052***
			(−10.66)	(−10.64)	(−10.78)	(−10.81)
個人總所得			−0.005	−0.004**	−0.006	−0.004**
			(−1.69)	(−2.81)	(−1.84)	(−2.98)
個人勞動所得			0.202***	0.315***	0.202***	0.315***
			(20.44)	(21.80)	(20.51)	(21.78)
個人房產價值			0.103***	−0.041***	0.099***	−0.041***
			(8.73)	(−5.29)	(8.31)	(−5.37)
個人地產價值			−0.008***	−0.003	−0.011***	−0.005*
			(−7.01)	(−1.07)	(−7.04)	(−2.27)
父親生前房地產					0.006*	0.007**
					(2.32)	(3.03)
時間固定效果	是	是	是	是	是	是
戶籍地固定效果	否	否	是	是	是	是
樣本數	32,078,584	30,750,040	32,078,246	30,749,822	32,078,246	30,749,822
χ^2	36.58		36.68		36.74	
Prob > χ^2	0.000		0.000		0.000	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。
[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。事件時間第 −1 季前與第 11 季後的結果未顯示表中。
[3] χ^2 和 Prob > χ^2 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒事件時間第 4 季到第 10 季的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176

總是選擇前者。這可能是因為她們的年齡較大，以至於在有機會結婚的情形下已經不願再等到一年後才結婚。相較之下，中年兒子在父母死亡一年後結婚機率仍會跳升則代表他們沒有只偏好在百日內結婚，這可能是因為男性的平均初婚年齡比較大，因此他們尚未面臨一定要立刻結婚的壓力。二、中年子女在父親死亡一年後結婚機率有顯著差異。由於不再只有母親死後子女的結婚機率具顯著差異，且母親死後兒子的結婚機率不再是唯一最高的，因此我們不適合再以婆媳效果解釋中年子女的婚姻決策變化。這可能是因為對於中年子女以及他們的結婚對象來說，婆媳問題已經不是最為核心的結婚議題，如他們自己已經有足夠的財富而不再那麼受制於父母的意見；又或者對他們而言能結婚是首要之事，其他問題都能等婚後再一一克服。三、中年子女在父母死亡後的結婚機率長期都有遞減的趨勢。這可能是因為大多數中年子女已經有了第一次婚姻，因此他們在父母死後才初次結婚的可能性非常低，這可能也是中年子女控制組的結婚機率會遞減的原因之一。總結來說，中年子女與青年子女的結婚行為變化有許多差異，目前我們只提出可能的解釋原因，更深入的細節必須待日後的研究才能確認。

總結本節，我們可以確定中年子女在父母死亡後的結婚機率變化與青年子女有很大的不同。具體上，中年子女可能不會受到婆媳效果與遺產效果的影響，而且時機效果會對男性和女性造成不同的影響。然而，式 2 的估計結果又跟式 1 有很大的差異，這可能是因為有其他未捕捉到的因素會左右中年子女的結婚行為。總之，中年子女的估計結果不算具備穩健性，需要進行更多後續研究才能確認。

doi:10.6342/NTU202302176

第六章　結論

本文使用以事件研究法為核心的線性機率模型，分析父母死亡時年齡為 25 歲至 35 歲的青年子女在父母死亡前後 20 季的結婚機率變化，以此估計父母死亡效果對子女婚姻決策的影響。我們假設父母死亡效果主要來自於婆媳效果、遺產效果、時機效果三者的加總，理論上：婆媳效果只會使母親死後兒子的結婚機率特別增加；遺產效果不僅會使父母死後子女的結婚機率增加，而且父親死亡的遺產效果應會較大；時機效果會使子女的結婚機率在父母死後百日內增加、百日至一年內減少、一年後短暫增加。我們在第二章背景中已確認時機效果的影響，因此本文重點在於區分婆媳效果與遺產效果的影響。

對於青年子女的婚姻決策，我們有以下三點發現：一、婆媳效果很可能存在，但只對部分人有影響。因為母親死後一年起持續 5 季兒子的結婚機率都會增加 1‰ 至 2.5‰，且每一季的增幅都是四者中最大的；同時母親死後子女的結婚機率經 SUR 模型檢定具有 5% 顯著差異、父親死後子女的結婚機率則沒有顯著差異。在兩種迴歸模型以及不同的模型設定下，我們都觀察到類似的現象，並且這些現象無法單獨以時機效果、遺產效果解釋，僅完全符合婆媳效果的預期，因此婆媳效果很可能存在。不過婆媳效果可能只對部分人有影響，因為在母親死亡第 9 季後兒子的結婚機率又回歸母親死前水準。二、遺產效果很可能不大，甚至可能不存在。因為是否有控制父母生前房地產對於各季結婚機率估計的變動多小於 0.01‰；當我們以父母生前有無房地產為標準，將樣本區分成高遺產與低遺產樣

doi:10.6342/NTU202302176

本分別進行迴歸分析時，父親死後兩組樣本的結婚機率變化沒有顯著差異、母親死後低遺產樣本的結婚機率反而還比較高，兩者都不符合遺產愈多結婚機率增幅愈高的預期，也並未呈現出父親遺產效果較大的現象。因此，遺產效果很可能不大，甚至可能不存在。三、青年子女在父母死後的婚姻決策與中年子女有很大的不同。因為中年兒子在母親死後不再是唯一結婚機率增幅最高的，所以婆媳效果不再適合作為婚姻決策變化的解釋；當我們將中年子女區分為高遺產樣本與低遺產樣本分別進行迴歸分析時，只有母親死後兒子的高低遺產樣本有明顯差異，與我們預期的遺產效果仍然不同。此外，時機效果對中年的兒子和女兒似乎有不同的影響。然而，應該還有其他未捕捉到的因素會左右中年子女的結婚行為，所以中年子女的婚姻決策變化必須經過更多研究才能確認。

本文尚有許多可繼續探索的方向。首先，由於本文是以事件研究法進行分析，所以研究結果僅僅顯示母親死亡事件與兒子結婚機率的變動具有高度正向相關性，但是無法進一步宣稱兩者具有因果關係，因此未來可嘗試設計識別策略（Identification strategy）來確認因果關係。其次，受限於資料的取得與處理，本文有許多可以再改進的地方，包含：一、未採用完全正確的初婚日期，而是假設了每一個人資料中最早的婚姻登記日期為初婚日期，這導致部分在 2005 年之前已離過婚的人之後的再婚仍被我們視為初婚。二、本文使用的房地產價值皆為以課稅為目的的申報價值，因而有低估的嫌疑。如果能參考連賢明等 (2021) 提出的方法對房地產價值進行實價調整，便能更肯定地確認遺產效果的影響。三、本文未使用死亡原因進行分析，因而無法比較突發死亡的父母以及可預期死亡的父母在死亡前後子女的婚姻決策變化。四、本文未能取得與個人教育程度相關的資料，但是女性教育程度高漲很可能是造成近期晚婚趨勢的主因之一。以上議題皆值得進一步研究。

doi:10.6342/NTU202302176

參考文獻

Blackwell, Matthew, Stefano Iacus, Gary King, and Giuseppe Porro (2009) "CEM: Coarsened Exact Matching in Stata," *The Stata Journal*, 9, 524–546.

Jones, Gavin W. (2007) "Delayed Marriage and Very Low Fertility in Pacific Asia," *Population and Development Review*, 33 (3), 453–478.

Kleven, Henrik, Camille Landais, and Jakob Egholt Søgaard (2019) "Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark," *American Economic Journal: Applied Economics*, 11 (4), 180–209.

Zellner, Arnold (1962) "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association*, 57 (298), 348–368.

徐福全 (1984) "台灣民間傳統喪葬儀節研究," 博士論文, 國立台灣師範大學中國文學研究所.

林朝成, 鄭永萍與鍾廣吉 (1998) 安平區志上冊, 台南: 台南市安平區公所.

連賢明, 曾中信, 楊子霆, 韓幸紋與羅光達 (2021) "台灣財富分配 2004-2014：以個人財產登錄資料推估," 經濟論文叢刊, 49 (1), 77–130.

鈴木清一郎 (1984) 台灣舊慣習俗信仰, 台北: 眾文圖書股份有限公司.

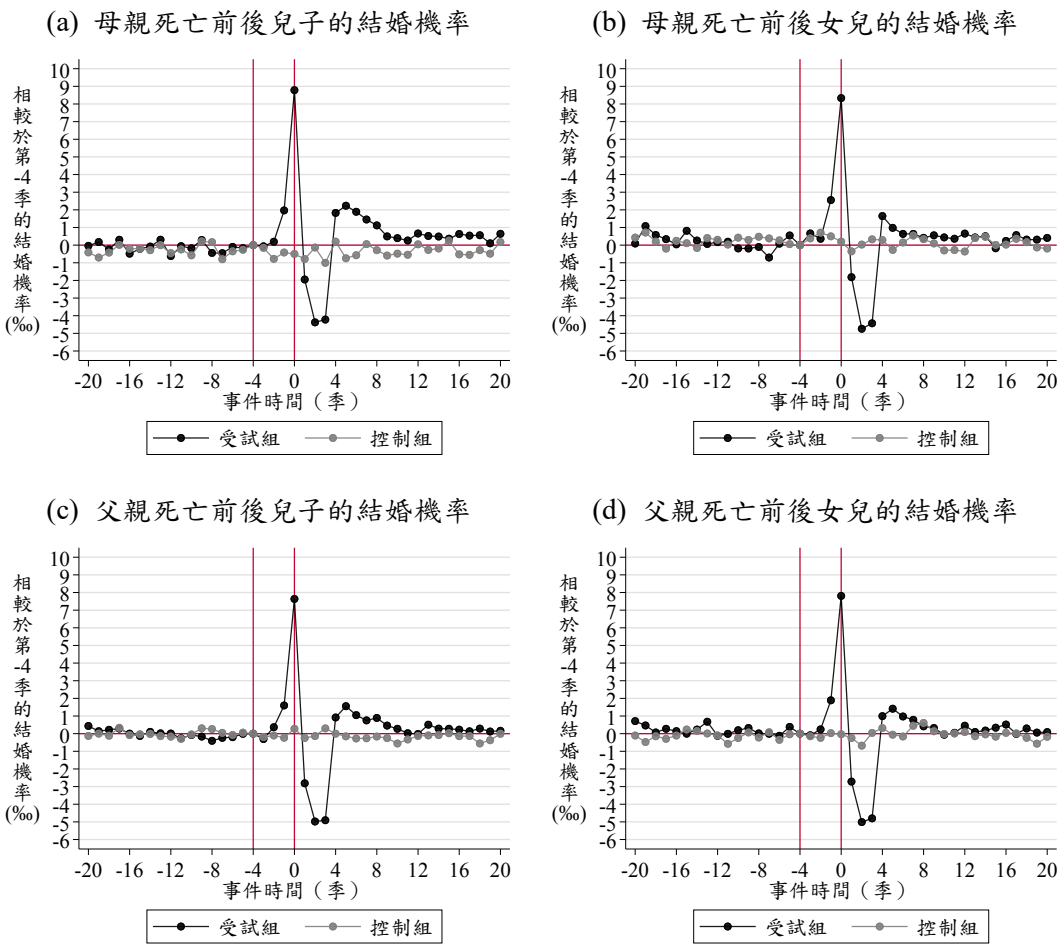
doi:10.6342/NTU202302176

附錄 A — 控制組的結婚機率

A.1 青年子女的控制組

圖 8 呈現出表 7 中控制組的結婚機率變化（即 $\hat{\alpha}_j$）和受試組的結婚機率變化（即 $\hat{\alpha}_j + \hat{\theta}_j$）。圖中顯示控制組的結婚機率增幅一直都保持在 0‰ 上下。

圖 8: 青年子女受試組與控制組分別的父母死亡效果

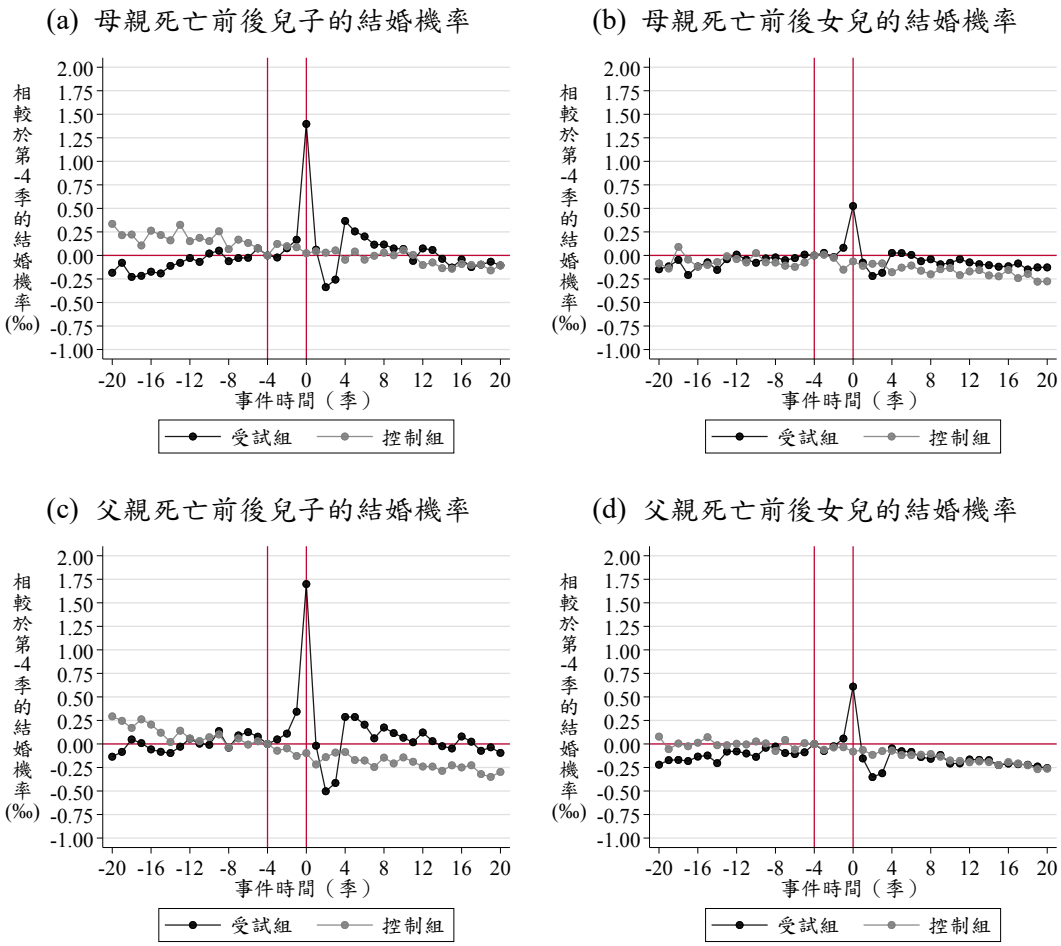


doi:10.6342/NTU202302176

A.2　中年子女的控制組

圖 9 呈現出表 10 中控制組的結婚機率變化（即 $\hat{\alpha}_j$）和受試組的結婚機率變化（即 $\hat{\alpha}_j + \hat{\theta}_j$）。這張圖中控制組的結婚機率不僅變動大且增幅並非保持在 0‰ 上下，其中兩點特別值得注意：一、受試組和控制組的結婚機率在父母死後都有逐漸下降的趨勢，這代表此下降並非源於配對上的問題，並且由於我們在模型中已控制了年份、季份、年齡固定效果，因此此趨勢應為某種中年子女特有但是我們沒有控制到的因素造成。二、兒子控制組的結婚機率在父母死前明顯高於 0‰，與兒子受試組的結婚機率差距很大，因此兩者比較的估計結果很可能會有大量誤差。

圖 9: 中年子女受試組與控制組分別的父母死亡效果



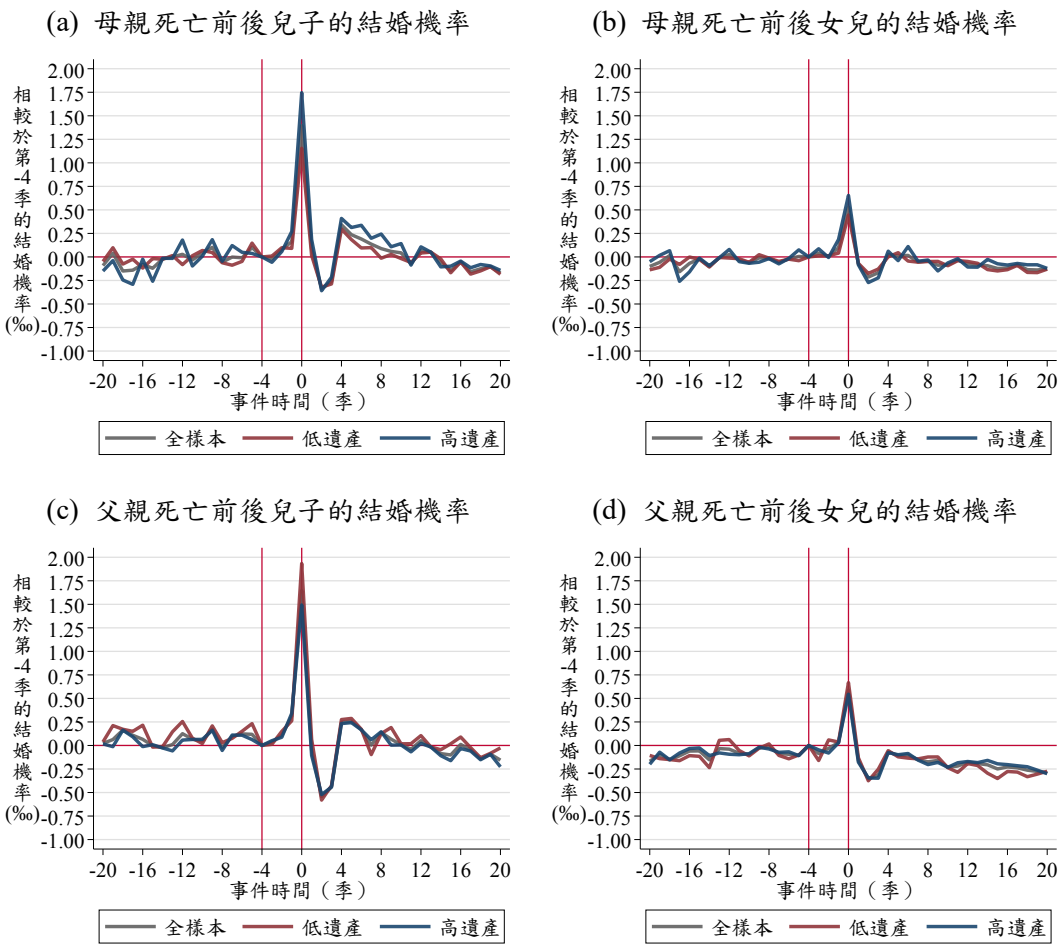
doi:10.6342/NTU202302176

附錄 B — 中年子女的估計結果

B.1　高遺產與低遺產子女

圖 10 為使用第五章第二節的作法，將中年子女分為高遺產與低遺產樣本分別估計，圖中顯示只有母親死後兒子的高低遺產樣本的結婚機率有明顯差異。

圖 10: 中年子女高低遺產樣本的父母死亡效果

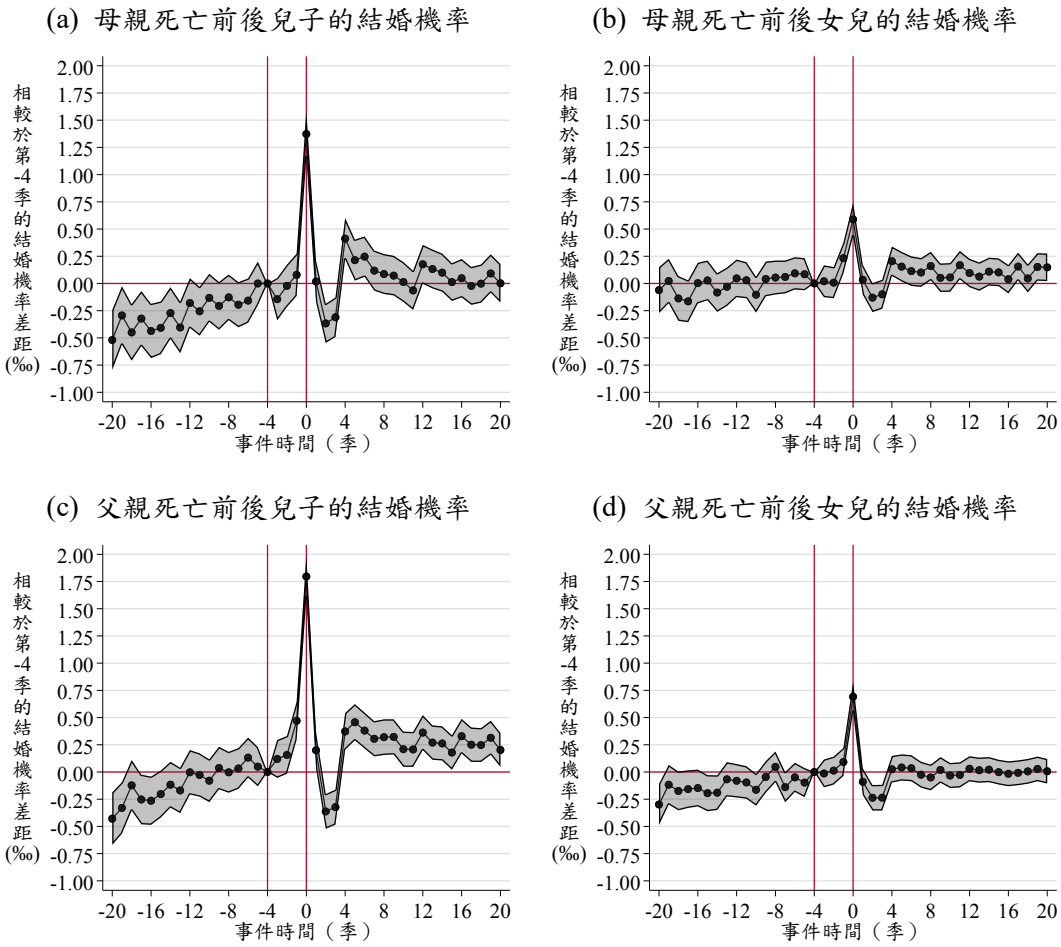


doi:10.6342/NTU202302176

B.2 穩健性測試

表 10 為對中年子女進行式 2 的模型估計結果，我們將目標係數（$\hat{\theta}_j$）圖形化呈現在圖 11。從圖中可知，父母死前子女相對於控制組的結婚機率增幅並沒有很接近 0‰，因此估計出的結果可能不是非常可靠。從表中可知，母親死後子女相對於控制組的結婚機率增幅小於估計式 1 時 $\hat{\alpha}_j$ 的結果，父親死後兒子相對於控制組的結婚機率有很長期的大幅增加、女兒相對於控制組的結婚機率則是與父親死前差不多。在 SUR 模型的假設檢定中，母親死後兒子和女兒相對於控制組的結婚機率增幅在統計上不具顯著差異，而父親死後兒子和女兒相對於控制組的結婚機率增幅在統計上具 0.1% 顯著差異。

圖 11: 中年子女受試組相較於控制組的父母死亡效果



doi:10.6342/NTU202302176

表 10: 父母死亡對中年子女受試組與控制組結婚行為的迴歸結果

	母親死亡		父親死亡	
	(1) 兒子	(2) 女兒	(3) 兒子	(4) 女兒
是否為受試組 × 事件時間第 0 季	1.382***	0.596***	1.741***	0.669***
	(12.55)	(7.57)	(17.68)	(9.51)
是否為受試組 × 事件時間第 1 季	0.056	0.050	0.205*	−0.099
	(0.57)	(0.71)	(2.36)	(−1.56)
是否為受試組 × 事件時間第 2 季	−0.353***	−0.127	−0.382***	−0.243***
	(−3.77)	(−1.86)	(−4.56)	(−3.98)
是否為受試組 × 事件時間第 3 季	−0.295**	−0.105	−0.334***	−0.220***
	(−3.13)	(−1.51)	(−3.94)	(−3.58)
是否為受試組 × 事件時間第 4 季	0.424***	0.201**	0.373***	0.015
	(4.31)	(2.90)	(4.22)	(0.24)
是否為受試組 × 事件時間第 5 季	0.213*	0.141*	0.480***	0.023
	(2.17)	(2.02)	(5.49)	(0.37)
是否為受試組 × 事件時間第 6 季	0.255**	0.134	0.388***	0.035
	(2.64)	(1.92)	(4.47)	(0.57)
是否為受試組 × 事件時間第 7 季	0.177	0.102	0.291***	−0.011
	(1.84)	(1.49)	(3.42)	(−0.18)
是否為受試組 × 事件時間第 8 季	0.090	0.146*	0.326***	−0.039
	(0.94)	(2.16)	(3.78)	(−0.64)
是否為受試組 × 事件時間第 9 季	0.102	0.060	0.313***	−0.007
	(1.07)	(0.89)	(3.68)	(−0.11)
是否為受試組 × 事件時間第 10 季	0.047	0.064	0.206*	−0.040
	(0.49)	(0.95)	(2.42)	(−0.67)
父母出生年份	−0.012***	−0.005***	−0.006***	−0.002**
	(−10.11)	(−6.43)	(−5.59)	(−3.09)
姊妹數量	−0.057***	−0.036***	−0.063***	−0.043***
	(−12.30)	(−12.26)	(−14.57)	(−15.39)
兄弟數量	−0.059***	−0.046***	−0.081***	−0.051***
	(−11.10)	(−11.82)	(−15.75)	(−13.17)
個人總所得	−0.008***	−0.019***	−0.005**	−0.007***
	(−3.57)	(−8.14)	(−2.90)	(−4.56)
個人勞動所得	0.132***	0.263***	0.167***	0.303***
	(16.09)	(20.60)	(24.70)	(30.26)
個人房產價值	0.070***	−0.011	0.097***	−0.047***
	(8.29)	(−1.76)	(11.85)	(−9.01)
個人地產價值	−0.008***	−0.003	−0.014***	−0.008***
	(−5.31)	(−1.52)	(−9.78)	(−4.22)
父母生前房地產	0.009**	0.004	0.007**	0.007**
	(2.70)	(1.89)	(2.87)	(3.27)
時間固定效果	是	是	是	是
戶籍地固定效果	是	是	是	是
樣本數	35,925,589	34,119,172	58,241,796	55,629,462
χ^2	8.48		21.37	
Prob > χ^2	0.292		0.003	

[1] 括號中顯示 t 統計量。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$。

[2] 所得與房地產價值單位為新台幣百萬元。時間固定效果包含年份、季份、年齡固定效果。是否為受試組、事件時間第 −20 季至第 20 季、「是否為受試組 × 事件時間第 −1 季前」與「是否為受試組 × 事件時間第 11 季後」的結果未顯示表中。

[3] χ^2 和 Prob > χ^2 為使用 SUR 模型針對兒子和女兒「是否為受試組 × 事件時間第 4 季」至「是否為受試組 × 事件時間第 10 季」的估計係數是否相同進行聯合假設檢定的結果。

doi:10.6342/NTU202302176