

# 父母離婚、死亡、再婚對子女教育成就 之影響：兄弟姐妹長期追蹤資料

黃芳玫\* 林軒竹\*\*

---

\* 國立臺灣大學農業經濟學系副教授，通訊作者  
E-mail: fmhuang@ntu.edu.tw

\*\* 國立臺灣大學農業經濟學系碩士生  
E-mail: r04627019@ntu.edu.tw

收稿日期：2020.08.28；接受刊登：2021.05.14

## 摘要

本文使用中央研究院社會學研究所長達11年的「臺灣青少年成長歷程研究」追蹤調查資料，透過父母親出生年、子女出生年，以及父母親婚姻狀態改變或死亡之年分，建構子女在0-18歲父母親離婚、死亡、再婚之長期資料。在考量54%子女仍在學中，本文分別以隨機效果Tobit模型、隨機效果Logit與固定效果Logit模型，探討父母親婚姻狀態發生改變或死亡的時間點及時間長短，對子女最終教育年數及是否上大學之影響。實證結果顯示，父母親的三種婚姻狀態：離婚、過世與再婚，皆顯著負向影響子女教育成就，其中以父母親離婚對子女教育成就之負向影響最大。父母親婚姻狀態改變的時間點在國小前或國小時期，對其子女教育成就之負面影響最大。在婚姻狀態改變的時間長短上，童年時期與青少年時期有不同的邊際效果，以青少年時期父母親離婚的邊際影響最大。

**關鍵詞：**父母離異、教育成就、隨機效果Tobit模型、兄弟姐妹長期追蹤資料

## 壹、導論

根據聯合國經濟和社會事務部（United Nations Department of Economic and Social Affairs 2007, 2012, 2015）統計資料（表1）顯示，二次大戰後各國離婚率有上升的趨勢，<sup>1</sup>許多西方國家在1970年代粗離婚率已超過1.0‰，而美國高達3.5‰，1980年代已開發國家的粗離婚率快速上升，美國上升至5.0‰，代表每1,000人口中有5對離婚對數，近年來已開發國家粗離婚率有下降之趨勢，但仍高於2.0‰。反觀亞洲國家，在1990年代前，大部分國家之粗離婚率都小於1.0‰（除了臺灣與日本），1990年代之後，粗離婚率皆快速增加，臺灣在2005年增加到2.8‰，韓國增加到2.6‰，香港增加到2.2‰，而中國之粗離婚率更從2000年的1.0‰快速增加至2017的3.2‰。近年來臺灣之粗離婚率雖然有下降之趨勢，但仍高於2.0‰，而其有偶人口之離婚率亦高達13‰（圖1）。<sup>2</sup>此現象顯示離婚率的增加不只發生在已開發的美國與歐洲國家，在亞洲的開發中國家之離婚率，近20年來都快速趕上已開發國家之粗離婚率。

離婚率的上升，不只對婚姻中的當事人產生精神上及經濟上的負面衝擊，同時也影響其家庭的氣氛、壓力及經濟狀況，進而影響到生活在這個家庭中的每一個人，特別會影響到在成長就學階段的子女。過往的文獻對於父母親離婚對其子女之影響有許多面向的探討，包括父母親的離婚對其子女教育成就之影響（黃芳玫、吳齊殷 2010；關秉寅 2005; Astone and McLanahan 1991; Beller and Chung 1992; S. H. Chen et al. 2009; Y.-C. Chen et al. 2019; Chuong and Operario 2012; Cid

1 粗離婚率（crude divorce rate），即指年度離婚對數與總人口之比（通常以千分率表示）其計算方式如下：離婚登記對數／年中人口總數×1,000。其中，年中人口總數（人）=（上年年底人口數+本年年底人口數）／2（內政部統計處 2016）。

2 有偶人口離婚率，係指某一特定期間之離婚對數對同一期間之期中有偶人口數的比率。

表1 粗離婚率之歷史趨勢

國家	1970	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2017
亞洲國家									
臺灣	0.4	1.1	1.4	1.6	2.4	2.8	2.5	2.3	2.3
日本	0.9	1.4	1.3	1.6	2.1	2.1	2.0	1.8	1.7
韓國	0.5	0.9	1.1	1.5	2.5	2.6	2.3	2.1	2.1
新加坡	0.6	0.9	1.3	1.4	1.6	1.9	1.9	1.9	1.9
中國	0.3	0.4	0.7	0.9	1.0	1.4	2.0	3.0	3.2
香港	0.0	0.8	1.0	1.5	2.0	2.2	2.6	2.3	2.7
澳門	0.0	0.1	0.2	0.4	0.4	0.3	1.6	1.9	2.3
已開發國家									
澳洲	1.0	2.5	2.5	2.8	2.6	2.6	2.3	2.0	2.0
法國	0.8	1.9	1.9	2.1	1.9	2.5	2.1	1.9	2.0
德國	1.3	2.3	1.9	2.1	2.4	2.4	2.3	2.0	1.9
蘇聯	3.0	4.0		4.5		4.2	4.8		
美國	3.5	5.0	4.7	4.4	4.0	3.6	3.6	3.1	2.9

註：單位為‰。

資料來源：內政部戶政司（n.d.b）、United Nations Department of Economic and Social Affairs（2007, 2012, 2015）。

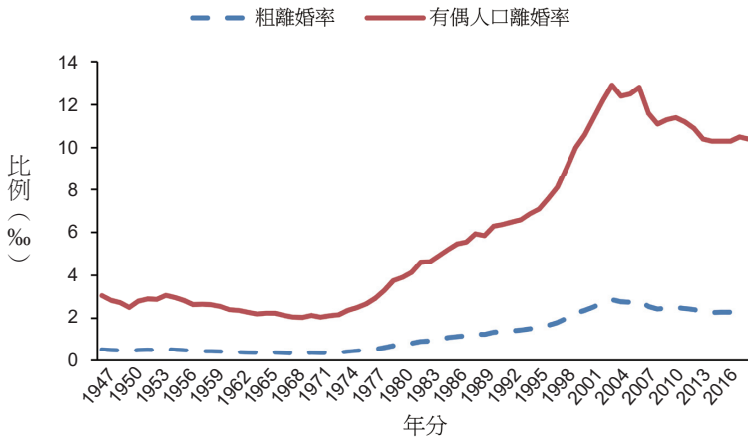


圖1 臺灣歷年粗離婚率與有偶人口離婚率

註：本圖彩色版本請見線上版 (<https://goo.gl/9CgARX>)。

資料來源：內政部統計處（2016）。

and Stokes 2013; Francesconi et al. 2010; Gruber 2004; Haveman et al. 1991; Huang 2000a; Manski et al. 1992; Steele et al. 2009; Tartari 2015)、認知能力發展之影響(Lang and Zagorsky 2001; Sanz-de-Galdeano and Vuri 2007; Tartari 2015)、抑鬱症狀、自殺、自我期許之影響(Garg et al. 2007; Gruber 2004; Shafer et al. 2017)、風險行為包括青少年時期的抽菸與懷孕之影響(McLanahan et al. 2013)、早婚及婚姻穩定性之影響(Gruber 2004)、勞動市場之影響(Fronstin et al. 2001; Gruber 2004; Huang 2000b)等。然而過往文獻的研究多數集中在以美國為首的已開發國家，由於美國的離婚率非常高，其對子女之影響之研究較為豐富。亞洲國家近20年離婚率的快速上升，對其子女之影響之文獻卻相對缺乏，同時，過往文獻缺乏估計並比較子女在完整成長時期(0-18歲)過程中，不同成長時期(國小前時期、國小時期、國中時期、高中時期)面臨到父母親婚姻狀態改變，對子女教育成就之影響(Y.-C. Chen et al. 2019; Ermisch and Francesconi 2001; Huang 2000a; Kravdal and Grundy 2019)。臺灣面對高的粗離婚率與高的有偶人口之離婚率，單親家庭比率逐年上升，行政院主計總處「99年人口及住宅普查」資料顯示，自2000-2010年這十年間，單親家庭的數目已由37萬戶增加至55萬戶，其中又以未婚或離婚所造成的居多，子女於成長過程中面臨到家庭結構改變的機率逐年增加。因此，本研究之主要目的利用家庭之長期追蹤調查資料，探討臺灣出生且成長於粗離婚率快速增加的晚近出生世代(主要是1980年代的出生世代)，估計並比較此出生世代在不同成長時期(國小前時期、國小時期、國中時期、高中時期)面臨到父母親婚姻狀態改變，對其日後教育成就之影響。

本研究利用中央研究院社會學研究所自2000-2011年長達11年的「臺灣青少年成長歷程研究」(Taiwan Youth Project, TYP)追蹤調查資料，利用父母親出生年、子女出生年，以及父母親婚姻狀態改變之年分，建構子女在0-18歲每一歲所面臨的父母親婚姻狀態之長期資料，利用家庭追蹤調查資料之兄弟姐妹資料來控制家庭中不可觀

察之家庭特質，同時，在考量54%兄弟姐妹仍在學中之狀態下，本文分別以隨機效果Tobit（random-effect Tobit）模型、隨機效果Logit（random-effect Logit）及固定效果Logit（fixed-effect Logit）迴歸模型，探討父母親婚姻狀態發生改變的時間點及時間長短，對子女最終教育年數及是否上大學之影響。

本文架構主要分為以下部分。第二章為文獻探討，首先介紹家庭結構改變的三項假設，其次回顧使用國外及臺灣資料庫之文獻；第三章介紹本研究使用之資料與研究對象，以及研究相關之實證模型；第四章為研究發現；最後，第五章為結論與建議。

## 貳、文獻探討

### 一、家庭結構改變對子女影響之假設

家庭結構的改變對子女造成之影響，社會學家歸納三項假設，包括家庭結構改變後經濟的被剝奪感、父母親的性別角色，以及離婚、再婚對子女所造成之壓力（McLanahan and Bumpass 1988）。

#### （一）經濟剝奪（Economic Deprivation Hypothesis）

McLanahan and Sandefur（1994）指出成長於單親家庭或父或母親過世家庭的孩童被剝奪了重要的經濟來源，這些被剝奪的權利，基本上影響了他們未來的發展結果。就以單親家庭來說，單親家庭的經濟來源最多僅來自父母親其中一方，而相較於雙親家庭有父母親雙方的經濟資源，使得單親子女在父母投入教育資源方面，相對較少，在學習資源相對較少的情況下，學習成就較低的機率也會較高。

#### （二）父母親性別角色假說

研究結果顯示，父母親的性別是塑造父母與青少年互動模式的關

鍵因素 (Hawkins et al. 2006)。Hall et al. (1995) 指出單親母親較單親父親，平均而言花費較多時間在與子女的談話上；母親比父親投入更多時間於子女的活動參與、學校表現的討論上。因此，當家庭結構遭遇改變時，與子女同住的單親家長，可能因關心子女學校表現的程度不同，而對其往後的學業成就有相當的影響。另外，父母親對於子女在性別角色的學習上，都扮演相當重要的角色。在傳統的雙親家庭中，女兒較常以母親為觀察、學習的對象，而兒子也以父親為觀察、學習的對象，且大多會模仿父母間的互動關係。一旦家庭結構轉變為單親，子女將可能喪失能進行學習、模仿的榜樣，進而造成性別角色學習上的差異。研究指出，在性別角色認同方面，孩童失去父親比失去母親更為嚴重，這是因為在兒童的認知觀念中，父親是一個代表權力的象徵；因此，不論是男童或女童，多少對於父親會產生認同感，這也使得父親這個角色在兒童的性別認同過程中，扮演了一個十分重要的角色 (Tauber 1979)。

### (三) 離婚、再婚對子女之壓力假說

過往研究中，也指出父母離婚，會因父母親的爭吵、身心壓力，對子女造成相當程度的壓力，會使子女產生沮喪 (depression) 及其他導致心理壓力的負面狀況發生。相同地，不論是父親再婚或是母親再婚，所形成之壓力，對子女也都有相當的影響力。研究指出，子女因父母離婚所引起的壓力，與其父母離婚後，形成再婚家庭所造成的壓力，存在顯著的相互作用效果，並且同時也會增加家庭中成員的抑鬱、沮喪症狀 (Shafer et al. 2017)。

## 二、家庭結構改變對子女教育影響之實證研究

家庭結構改變會因為不同地區的文化差異、教育政策，以及東、西方國家於家庭觀念上的不同，而對子女教育造成不同的影響。在美國的研究上，美國離婚率自1960年代中期開始快速上升，離婚率在

往後15年內成長了近200%，Gruber（2004）指出美國離婚率上升與1970年代開始各州普遍實施的單方面離婚制度（unilateral divorce）有關，相較於過往需要提出配偶有不忠或虐待這類理由才能訴請離婚，現在各州大多改為離婚程序較為簡單的單方面離婚法，使離婚變得更容易。Gruber使用美國人口普查局（Census Bureau）1960年、1970年、1980年及1990年的Public Use Microdata Sample（PUMS）資料，觀察單方面離婚制度對於子女長期的影響。結果發現，父母親的離婚會導致其子女在成年後有較低的教育程度、較低的家庭所得，容易早婚但也容易離婚，且有較高的機率在成年時自殺。Krein and Beller（1988）使用1966-1980年的National Longitudinal Surveys（NLS）資料庫，在沒有控制不可觀察的家庭特質時，發現負面影響會隨著生活在單親家庭的年數而增加。其中，孩童時期成長於單親家庭的影響最大，對男孩教育的負面影響相對大於女孩。Tartari（2015）使用National Longitudinal Survey of Youth（NLSY）資料庫，探討分別在兩種情況下之家庭：離婚、沒有離婚但父母爭吵，對子女學業表現的差異。研究結果顯示，子女學業表現仍然會因為父母親的離婚，而相較於沒離婚但爭吵的情況更顯糟糕。同樣使用NLSY資料，Manski et al.（1992）以treatment effect及nonparametric model分析家庭結構的改變對高中畢業的影響，結果也顯示生長於雙親家庭的兒童，從高中畢業的機率較高。

使用Panel Study of Income Dynamics（PSID）資料1968-1987年共20波的資料，Haveman et al.（1991）估計兒童時期（6-15歲）的事件，是否會影響高中畢業的情況。結果顯示，子女若在兒童時期，常處於一個不斷變動的居家環境，將會降低他們從高中畢業的機率。同樣使用PSID資料，Huang（2000a）在控制了個人不可觀察的特性，發現父母在其成長期（6-15歲）離異對於子女的教育成就有負面影響，而父母親的再婚對於子女的教育成就為正面影響。

Astone and McLanahan（1991）選擇了在孩童教育表現上比PSID



資料庫及NLS資料庫，有更多教育詳細資訊的High School and Beyond Study (HSB)。樣本為美國1980年時的高二學生，且在1982年、1984年及1986年皆有回答者，探討雙親存在與否與其子女高中畢業的關聯。研究發現，青少年時期的子女若與繼父母、單親家長同住，其在學業上獲得的幫助及鼓勵遠少於雙親家庭的子女，而且如果父母親傾向積極參與學校事務，會對子女在學業成就上有正向的影響。不過，父母親行為的差異，對於完整家庭和非完整家庭兒童之間的教育程度影響很小。Beller and Chung (1992)以1984年美國人口普查局的調查資料Current Population Survey (CPS)，指出再婚家庭與單親家庭的生活相比，再婚雖然增加了家庭收入，但是用在子女身上的仍沒有親生家庭多；此外，再婚的確提升高中的畢業機率與完成學業的年數，但是同時也減少了18-20歲男性進入大學的機率。

在使用非美國資料庫的研究上，多個研究亦指出，單親家庭子女教育程度較雙親家庭子女教育程度低，而造成此結果的原因，除了社會學家所提出的三大假設外，另一可能原因是單親家庭子女在自我期許方面較低落所造成。Garg et al. (2007)以加拿大National Youth Science Project在2000年時的資料討論這個問題。結果顯示，家長在學校參與或是家庭參與度較低，是導致單親家庭孩童學習動機較為低落及學歷較低的主要原因，相反地，如果家長願意支持並參與子女之教育活動，將不會顯著的改變青少年對於自己的教育期許，也發現身邊有專注於學業的同儕，將會對學習成就及自我期望有所幫助。

在教育延遲與輟學方面，Chuong and Operario (2012)使用了南非2003-2004年的人口健康調查資料 (Demographic and Health Surveys, DHS)，發現南非因為愛滋病的盛行，導致8-14歲的孩童中，約有五分之一的孩童經歷過父親或母親的死亡，且有六成的孩童不和父親同住、三成的孩童並未和母親一同生活，近二成的學童教育都受到耽誤，母親的存歿與否，能顯著影響教育延遲的可能性。位於拉丁美洲的烏拉圭，是拉丁美洲中，第一個採用自由離婚法 (Liberal Divorce

Laws) 的國家，Cid and Stokes (2013) 在使用烏拉圭2006年的家庭調查資料 (Uruguayan Household Survey) 時，發現相較於其他拉丁美洲國家，烏拉圭的孩童在中小學有異常高的輟學率，又以生長於非傳統雙親家庭的孩童輟學率較高。另外，在使用了工具變數與傾向分數配對法 (propensity score matching) 分析後，發現以此兩種方法得出的結果，都顯示教育程度與生長於非傳統家庭結構中的烏拉圭男孩為負相關，對烏拉圭女孩之影響較不顯著。

Francesconi et al. (2010) 使用了1984-2005年德國資料庫German Socio-Economic Panel Study (SOEP)，資料庫中包含了德國統一前，東德與西德的資料。對於西德的家庭來說，發現生長於非雙親家庭的孩童，會減少他們實現理想或獲得更高學歷的機會。生長於東德的孩童，比起西德的孩童更容易有家庭破裂的經歷，在德國統一後，東德的人民容易有較高的失業率與較高的犯罪率。在使用了橫截面迴歸與傾向分數配對法後，並沒有發現明確的證據顯示家庭的不完整性會有負面的影響，推測可能原因是家庭變革事件，影響到子女身上需要一段時間，才會對個人教育結果的影響較明顯。Steele et al. (2009) 使用了挪威人口登記冊 (Norwegian Population Registers) 中，1974-2000年的資料，選取的樣本為於1973年後第一次結婚、有完整的婚姻史紀錄的婦女。發現父母親教育程度較低，其婚姻破裂的可能性愈大，而且即使在經濟較為均等的情況下，離婚家庭的孩童還是存在著教育程度較低的情況。而在研究中，也顯示離婚影響孩童最大的兩個階段是在高中階段與高中升大學的階段，這種影響效果也會隨著經歷的年齡而減弱。

McLanahan et al. (2013) 回顧過往採用各種不同研究設計的歐美文獻評估，發現使用愈嚴格設計的研究方法，例如：lagged dependent variable models, growth curve models, individual fixed effects models, sibling fixed effects models, natural experiments以及propensity score matching models，愈顯現出父親的缺席對於後代幸福有負面影響，儘

管如此，這些影響仍小於使用傳統的橫斷面研究設計所發現的影響。文獻中也發現父親的缺席對於青少年子女在社會情感發展上，會有傾向從事有風險的行為，如青少年時期的抽菸與懷孕等的負面影響，然而這些影響的大小，也會隨父親缺席的時間點不同有所不同。若父親缺席的事件發生於子女的童年早期時，其產生的影響將顯著的大於父親缺席發生於子女的童年中期的孩童，其中對男孩的影響也顯著大於對女孩的影響。父親的缺席與青少年子女高中畢業與否，仍有一致且顯著的負向影響。在比較父母死亡和離婚的研究上發現，即使兩者對於子女都有顯著負向影響，但離婚的效果大於父母死亡的效果。再婚家庭即使在彌補了單親家庭所缺乏的經濟條件與家庭角色，但其子女於學業上的成就仍不如雙親家庭。另外，發生父母離異對於子女影響最大之時期，各國皆有不同的結果。

在臺灣的研究上，S. H. Chen et al. (2009) 合併了三種臺灣行政資料：子女出生登記資料、父母死亡登記資料及大學入學考試登記分數，觀察在18歲前與18歲後，面臨未預期的父親死亡或母親死亡，對其子女在大學入學率的結果。當沒有控制不可觀察的家庭特質時，發現只要失去父親或母親，且不論是否為意外事件造成，皆會降低子女3%的大學入學率。當使用固定效果模型來解決不可觀察的家庭特質問題，將實驗組設為較年輕的兄弟姊妹 (sibling)，且其在18歲前面臨父母親其中一方的過世；將對照組設為較年長的兄弟姊妹，在18歲後沒有面臨父母親任何一方的過世。固定效果模型的結果顯示，若父親或母親死於意外事件，會降低子女2%的大學入學率，而且當未預期的父親或母親死亡發生時，母親的死亡比父親的死亡對子女的教育有更大的影響，父親的死亡影響均相當小且不顯著。關秉寅 (2005) 使用臺灣教育長期追蹤資料庫 (Taiwan Education Panel Survey, TEPS)，以2001年臺灣地區國中一年級及高中／職二年級學生作為研究對象，探討家庭結構對學習行為與成就的影響。發現成長於養父母家庭的學生，其在學習表現上會比那些與至少一個親生父

母同住學生來得差。在與祖父母同住方面，若只與祖父母同住，對學生學習成就的影響較為負面，但是當學生是與祖父母及單親父親或單親母親同住時，此時會存在正向的學習效益。此外，母親對子女學習方面有正面的影響力；而父親的影響力近乎於零。黃芳玫、吳齊殷（2010），使用於1996年入學之臺北地區33所國中新生的追蹤調查資料，探討國中時期的個人特質與家庭背景因素，對學業成績之影響，控制了個人不可觀察之變數（學生能力、學生學習動機、學生學習之積極性等）後，發現1980年代的出生世代已不具過往國內文獻指出的男女於教育上存在顯著的差異，家庭結構改變的影響，父母去世對子女成績無顯著影響，但父母離異對子女學業影響顯著為負。

過去由於缺少家庭之長期追蹤調查資料，亦缺乏估計並比較子女在完整成長時期（0-18歲）過程中，不同成長時期面臨到父母親婚姻狀態改變，對子女教育成就之影響之文獻，本研究彌補此缺陷，且特別探討臺灣出生且成長於粗離婚率快速增加的晚近出生世代。

## 參、資料來源、變數處理與研究分析

### 一、資料

本研究使用中央研究院社會學研究所自2000-2010年長達11年的TYP Phase I、II追蹤調查資料，此追蹤調查在2000年抽調臺北市、新北市與宜蘭縣之國中一年級、三年級學生，分別簡稱為J1樣本（2,696名學生）與J3樣本（2,890名學生），其後逐年追蹤調查。TYP之調查問卷包括學生問卷與家長問卷，學生問卷總共分為兩個階段，第一階段主要是針對這些受調查之學生，從國中至大學畢業階段的學校生活、與同儕關係、親子互動、個人與家庭生活之經歷，第二階段合併J1與J3樣本，主要針對這些受訪學生在成年早期就學與就業之選擇，工作後之薪資、工時、工作經驗及受訪者對於擇偶之看法與過程。

在第一階段的調查中，J1樣本自2000-2009年，共計有九波學生問卷的調查資料，並有五次調查同時存有家長問卷資料，分別於學生國中一年級（第一波）、國中三年級（第三波）、高中三年級（第六波）、大學二年級（第八波）與大學四年級（第九波）。J3樣本為從2000-2008年，共計有八波學生問卷的調查資料，並有四次調查同時存有家長問卷資料，分別於學生國中三年級（第一波）、高中三年級（第四波）、大學二年級（第六波）與大學四年級（第七波）。家長問卷，僅於第一階段時做詢問，主要針對親子關係、父母對子女之教育方式、婚姻關係、工作經驗與家庭生活方面做詳細的瞭解。故本研究採用J1樣本與J3樣本第一階段調查中的學生問卷與家長問卷，以及第二階段調查中的第一波問卷。

## 二、變項測量

本研究主要探討父母親婚姻狀態對於青少年及其兄弟姐妹之教育成就之影響，依變數為受訪學生及其兄弟姊妹之教育程度，此變數主要是以第一階段受訪學生大學四年級時填寫的就學狀態與教育程度得出（J1樣本為第九波、J3樣本為第七波），以及當年家長問卷問項「您有幾個子女？請依照排行順序填入他們的基本資料：a3目前的教育程度，a6是否正在就學？」得出，目前的教育程度選項包含了「幼稚園」、「國小」、「國中」、「高中」、「高職」、「專科」、「大學」、「研究所」。當有遺漏值發生時，以前一次家長問卷（J1樣本為第六波、J3樣本為第四波）的問項「您有幾個子女？請依照排行順序填入他們的基本資料：目前的教育程度，是否在學中？」並對照其出生年做相對應的填補。<sup>3</sup>最後，將此教育程度轉換為兩個教

3 受訪學生之出生年及其兄弟姐妹出生年之變項，主要以家長問卷問項「您有幾個子女？請依照排行順序填入他們的基本資料\_出生年」獲得（J1樣本父母問卷第一、三、六波及第九波，J3樣本家長問卷第一波），以及學生問卷於第一、四、七波問卷中的「你們家有幾個小孩？請依照排行順序在下列表格中填寫他們的（包括自己的）

育程度之衡量，一為「最終受教育年數」，國中 = 9年、高中與高職 = 12年、專科（五專） = 14年、大學與科技大學 = 16年、碩士 = 18年、博士 = 20年，另一為虛擬變數「是否進大學」。

由於大部分受訪學生尚在大學四年級就學中，其兄弟姐妹亦可能在就學中，在就學中所記錄的教育程度並非其最終教育程度，其最終教育程度被右尾截斷在目前的教育程度上（right-censoring），為考量此現象，我們亦產生「是否在學中」之變數，以便處理教育程度被右尾截斷之樣本。最終的樣本中有54%之樣本其教育程度並非最終教育程度，因此，未考量此被右尾截斷之教育程度，將嚴重低估受訪學生與其兄弟姐妹最終教育程度。

父母婚姻狀態是最主要的自變數，父母婚姻狀態分為四個類別：雙親家庭（婚姻完整）、離婚家庭、父/母過世家庭與繼親（再婚）家庭。由於婚姻狀態是屬於每年皆有可能改變之變數，我們使用所有有詢問父母婚姻狀況之波次（J1樣本學生問卷第一、二、三、四、五、六、八波，以及第二階段第一波，家長問卷於第一、三、六、八、九波；J3樣本學生問卷第一、二、三、四、六、七波，以及第二階段第一波，家長問卷第一、四、六、七波）。

父母婚姻狀況主要利用第二階段第一波的「請問你親生父母現在的情形如何？」群組問項建構，此群組問項包括：「親生父親健在與否：（2）已過世，在你\_\_\_\_歲時」、「是否離婚：（2）是，在你\_\_\_\_歲時」、「親生父親是否再婚：（2）是，在你\_\_\_\_歲時」、「過去一年來，請問你父母健康情形如何？爸爸（0）已過世，民國\_\_\_\_年」等，以及親生母親同樣的問項。透過此群組問項我們建構父母親婚姻狀態之長期資料，以及受訪學生0-18歲，每一歲所面臨的父母親婚姻狀態之長期資料。將受訪子女出生年與其各兄弟姐妹出生年

基本資料：出生年（民國）」這個問題中獲得。並且，優先以家長問卷回答之各兄弟姐妹出生年，將受訪子女的各兄弟姐妹出生年補上，若尚有遺漏之出生年，J1樣本將再以學生問卷第一波、J3樣本將以學生問卷中第一、四、七波所填答之各兄弟姐妹出生年補齊。

所得到的歲數差，將兄弟姊妹的歲數差與受訪者父母親的婚姻狀態之長期資料做對應，進而得出各兄弟姊妹在0-18歲各年齡時的父母親婚姻狀態。

同時，利用J1與J3樣本第一階段所有學生問卷及家長問卷中有關父母親婚姻狀態變數，填補遺漏值及校正前述建構父母親婚姻狀態之長期資料，由於學生問卷詢問的次數較多，且資料相對家長問卷更為詳細，故此父母親婚姻狀態變數，將以學生問卷所回答的為主，家長問卷填答的為輔。詳細處理過程請向作者索取。

其他自變數包括受訪學生及其兄弟姊妹性別、父母親在各子女出生時之年齡、父母親教育程度，以及家庭月所得。受訪學生的性別變項，主要以第一波學生問卷填答的為準，若有遺漏值，將以第二波或第三波之學生問卷填補，將男性設值為1，女性設值為0。受訪學生之兄弟姊妹性別，主要藉由第一波家長問卷中的所有子女性別與學生問卷中的所有家中小孩性別變數建構而成。J1樣本與J3樣本的受訪學生中，男女學生之比例約各占一半。

父母年齡的控制是父母生育該子女時之年齡：「父親生育該子女時之年齡40歲（含）以上」及「母親生育該子女時之年齡35歲（含）以上」，此二變數主要控制父母生該子女時的身體及生理機能對該子女之影響，此影響為非線性，本文使用虛擬變數控制父母生該子女時是否為高齡。<sup>4</sup>依據2016年出生通報統計年報資料，於2016年出生之新生兒約21萬人，其中生母年齡為35歲以上者產下低出生體重兒（低於2,500克）之比例達11.2%，較20-34歲的8.6%高，而且產下先天缺陷兒比例為0.4%，死產比例為1.6%，均較20-34歲的0.3%及1.0%高。出生時是否為低出生體重兒或為先天缺陷兒皆影響該子女日後身體與智能之發展（Flensburg-Madsen and Mortensen 2017）。父母親在各子

4 國內臨床醫學上，以受孕時滿34歲的婦女定義為高齡產婦；另外，國民健康署對於高風險孕婦所做的產前遺傳診斷檢查，也是補助34歲以上之孕婦（衛生福利部國民健康署 2020）。

女出生時之年齡，以母親之出生年與其各子女的出生年相減而得出。父母親出生年以第一波家長問卷中：「您的個人基本資料\_出生年（民國）」、「配偶出生年（民國）」及「您與這小孩的關係」，判斷母親的出生年。當有遺漏值時，J1樣本以第三波家長問卷、J3樣本以第四波家長問卷之相同問項填補。

一般來說，家庭所得愈高，父母親支持子女接受教育的機會與能力就愈高，因此家庭所得的高低對於子女往後的教育成就有相當的重要性。家庭月所得的部分於學生問卷與家長問卷皆有詢問，J1樣本採用的是第一、二、三、四、八、九波的學生問卷及第一、三、六、八、九波的家長問卷，J3樣本為第一、六、七波學生問卷及第一、四、六、七波的家長問卷。首先，我們根據學生問卷與家長問卷，分別計算出受訪學生於國中時期、高中時期、大學時期的家庭月收入。<sup>5</sup>由於，我們並沒有受訪學生兄弟姊妹在國中與高中時期之家庭所得資料，因此，我們以受訪者於國中、高中、大學，此三個時期的家庭所得資料，並以受訪者與兄弟姊妹的年齡差，來推測其兄弟姊妹於國中與高中時期的家庭所得情況。其中有少數受訪者與其兄弟姊妹有較大的年齡差（10歲以上），此時若為受訪者之兄姊，即使用受訪者於國中時期的家庭所得填補；若為受訪者之弟妹，將以受訪者於大學時期的家庭所得填補。最後，因問卷中在家庭月所得之選項為間斷型資料，故以取組中點的方式作為其家庭月收入，並以行政院主計總處公布之各年消費者物價指數（Consumer Price Index, CPI），以2000年為基準進行平減。

5 計算的一般原則如下：採取各波家長問卷與學生問卷中填答的家庭收入最大值为該波家庭月收入之衡量。本研究之資料在每一波的學生問卷中有問其家庭月收入，假如該年沒有問家長問卷，則以學生問卷中的家庭月收入衡量之；假如該年同時有家長問卷，家長問卷亦會詢問家長其家庭月收入。因此每年之家庭月收入可能有單一值也可能有來自學生家長之回答，假若其中有一人沒有回答我們會採用有回答者之月收入，假若兩者皆有回答則取其家庭月收入之最大值為該波家庭月收入之衡量，取其最大值之理由為家庭月收入之回答有低估之現象，因此取其最大值較能準確地衡量其家庭月收入。然後，分別於國中時期、高中時期、大學時期之各波取得平均值作為國中時期、高中時期、大學時期之家庭月收入之衡量。



最後，去除各變數有遺漏職之樣本，而得3,785家庭，9,688受訪者與兄弟姊妹。

### 三、研究方法

本研究使用兄弟姊妹的縱橫斷面資料（panel data），探討在成長期間（0-18歲）父母親婚姻狀態的改變對其子女教育程度之影響，利用縱橫斷面資料整理出兄弟姊妹成長期間（0-18歲）父母親婚姻狀態的長期資料，並利用兄弟姊妹擁有共同父母親基因，共同分享同一家庭資源、文化、環境等觀察不到之家庭特質資料，控制家庭之間存在的異質性。同時，由於樣本中有54%之受訪者與兄弟姊妹樣本尚就在學中，在就學中所記錄的教育年數並非其最終教育年數，其最終教育年數被右尾截斷在目前的教育年數上，未考量此被右尾截斷之教育年數，將嚴重低估受訪學生與其兄弟姊妹最終教育年數。為考量此現象，在依變數為受訪學生及其兄弟姊妹之「最終教育年數」下，本研究採用Huang（2000a）一文中的教育年數之設定，分析父母親婚姻狀態的改變對其子女最終教育年數之影響，<sup>6</sup>以下將此迴歸模型分述如下：

$$Y_{ij}^* = X_{ij}'\beta + u_i + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J_i \dots\dots\dots (1)$$

$$Y_{ij} = \begin{cases} Y_{ij}^* & \text{if } Y_{ij}^* \leq C_{ij} \\ C_{ij} & \text{if } Y_{ij}^* > C_{ij} \end{cases} \dots\dots\dots (2)$$

6 在Huang（2000a）一文中，探討兄弟姊妹之教育年數之迴歸模型與本文之教育年數之估計有相同之特質，意即有一定比率之兄弟姊妹尚就在學中，未完成該學位，因此其最終教育年數有被censored，在Huang一文有10%之樣本尚就在學中，本文則有54%之樣本尚就在學中，二文之最終教育年數有被censored的現象，因此本文之迴歸模型一與二之設定引用Huang之迴歸模型一與二。兩篇文章在模型設定上完全一樣，只是在估計方法上不同。Huang一文採用Honoré（1992）所提出之semi-parametric的trimmed least square regression with fixed effects估計方式，來估計迴歸模型一與二。本文由於現成的統計軟體只有提供隨機效果Tobit（censored model）模型之估計，沒有提供固定效果Tobit模型之估計，亦無Honoré之模型估計，因此，本文利用Stata現成指令以隨機效果Tobit估計迴歸模型一與二。

其中， $i = 1, \dots, N$ 為家庭，而 $j = 1, \dots, J_i$ 為家庭中之兄弟姊妹。 $Y_{ij}^*$ 為受訪學生及其兄弟姊妹之「最終教育年數」，為一潛在變數（latent variable）， $C_{ij}$ 為受訪學生及其兄弟姊妹之「目前教育年數」，假若受訪學生及其兄弟姊妹之「最終教育年數」小於或等於「目前教育年數」，我們觀察到受訪學生及其兄弟姊妹之「最終教育年數」；反之，假若受訪學生及其兄弟姊妹之「最終教育年數」大於其「目前教育年數」，我們只觀察到受訪學生及其兄弟姊妹之「目前教育年數」，而非其「最終教育年數」。 $X_{ij}$ 為 $1 \times K$ 矩陣包括 $K$ 個解釋子女教育程度之可觀察之自變項變數，其中包括父母親婚姻狀態變數、個人特質，以及可觀察之家庭特質。 $u_i$ 是各家庭不可觀察之家庭特質，是兄弟姊妹擁有共同父母親基因，共同分享同一家庭資源、文化、環境等觀察不到且不隨兄弟姊妹不同而改變之家庭特質；同時，對於不同家庭有不同 $u_i$ ，凸顯出不同家庭之異質性。 $\varepsilon_{ij}$ 為殘差項。在式（1）與式（2）的估計上，假設 $u_i | X_{ij} \sim N(0, \sigma_u^2)$ ，並採用Stata的random-effect Tobit估計之。

由於大部分就學中之受訪學生與其兄弟姊妹在專科或大學中就學，考量另一青少年及其兄弟姐妹之教育成就之衡量：虛擬變數「是否進大學」此變數 = 1為進入專科或大學（含）以上院校；此變數 = 0為只完成高中或高職（含）以下學歷，並以隨機效果Logit及固定效果Logit模型分析父母親婚姻狀態的改變對其子女是否進大學之影響。固定效果Logit模型假設 $E(u_i | X_{ij}) \neq 0$ ，隱含觀察不到之家庭特質 $u_i$ 與解釋變數 $X_{ij}$ 有相關，因此在估計中應將其納入解釋變數中以控制內生性問題。然而由於此固定效果 $u_i$ 為觀察不到其數值之變數，因此在估計過程中利用解釋變數與依變數皆減去其平均值之轉換方式，去掉此無法觀測之固定效果 $u_i$ ，以進行迴歸，如此可得到不偏且一致性特之係數估計。因此假若該家庭中所有的子女皆上大學，依變數皆為1，則其家庭內依變數平均值亦為1（皆上大學），所以每個人的1減去此平均值的1代表沒有變動，在估計過程中會刪除此樣本，如此

整個家戶的子女皆在估計過程中被刪除；同理，假若此家庭的所有子女皆沒有進入大學，其依變數之值皆為0，而依變數之平均值亦為0，該樣本在減掉平均值的過程中會被刪除掉。所以，最後留下的家戶數為該家戶中之子女有人上大學有人沒上大學之家戶，有此變動之家戶才會在固定效果Logit的估計模型進入迴歸估計。同樣地，隨機效果Logit模型假設 $u_i | X_{ij} \sim N(0, \sigma_u^2)$ ，亦即假設 $E(u_i | X_{ij}) = 0$ 。

## 肆、研究發現

在此章中，我們首先分析變數的基本統計量，第二章節為探討父母親婚姻狀態改變的發生時期，對子女教育程度之影響；第三節為探討父母親婚姻狀況改變的期間長短，對子女教育程度之影響。最後一節使用隨機效果Tobit模型之迴歸結果，模擬子女於童年時期（0-12歲）、青少年時期（13-18歲）面臨到設定的父母親婚姻狀態變化時，最佳與最糟的父母親婚姻狀態對於子女最終教育年數之影響。

### 一、基本統計量

表2呈現樣本之家庭子女數，我們發現不論是J1樣本與J3樣本，約有八成家庭的子女數為2-3名子女，樣本之平均子女數為2.967，獨生子女的家庭數只占4.4%，而家庭子女數為五名（含）以上之家庭占3.1%，皆相當少數。

表2 J1樣本與J3樣本家庭子女數之基本統計量

變項	1	2	3	4	5	6
家庭數	166	1,588	1,472	440	91	28
比率	0.044	0.420	0.389	0.116	0.024	0.007
樣本數（人）	166	3,131	4,211	1,604	426	150

註：J1與J3樣本平均子女數 = 2.967。

表3為樣本家庭子女老大至老六特質之基本統計量，在教育年數方面，家中排行老大相較於其他排行的子女，其教育年數最高，然而其就學中之比率最低，62%已完成學業。另外，家中排行老二至老四教育年數隨排行而降低，然而其就學中之比率隨排行而升高，老二至老五其就學中之比率皆高達60%以上。

表3 總樣本家庭內各子女老大至老六特質之基本統計量

變數	老大	老二	老三	老四	老五	老六
子女性別（男性 = 1） （%）	0.49	0.49	0.51	0.53	0.48	0.53
子女教育程度						
教育年數	14.97	14.34	13.28	12.84	13.17	13.37
是否就學中（就學 = 1） （%）	0.38	0.60	0.72	0.68	0.64	0.37
國中	3.40	5.45	15.30	21.13	22.45	10.53
高中／職	17.75	27.34	36.86	35.51	29.59	42.11
專科	14.06	12.62	10.42	13.29	8.16	10.53
大學／科大	58.07	52.44	36.15	29.85	36.73	36.84
研究所	6.72	2.16	1.26	0.22	3.06	0.00
父母親婚姻狀態（年數）						
婚姻完整	18.04	17.96	18.02	17.60	17.24	17.21
國小前時期	96.86	96.03	95.94	92.37	88.78	89.47
國小時期	92.93	92.46	92.05	88.24	83.67	89.47
國中時期	91.34	90.02	89.58	86.06	81.63	84.21
高中時期	88.33	87.24	86.78	82.79	77.55	84.21
離婚	7.00	7.34	7.43	8.60	8.50	0.00
國小前時期	1.70	2.47	1.97	2.83	4.08	0.00
國小時期	4.12	4.40	3.73	5.45	5.10	0.00
國中時期	4.60	5.22	4.39	5.66	6.12	0.00
高中時期	6.09	6.44	5.38	6.10	6.12	0.00
過世	8.13	7.80	8.35	8.06	9.45	10.50
國小前時期	0.85	0.85	1.21	2.40	4.08	5.26
國小時期	2.02	2.21	3.07	3.49	7.14	5.26

表3 總樣本家庭內各子女老大至老六特質之基本統計量（續）

變數	老大	老二	老三	老四	老五	老六
國中時期	2.63	2.98	4.22	5.23	8.16	10.53
高中時期	3.48	4.08	5.60	7.41	11.22	10.53
再婚	7.64	8.36	10.42	12.05	11.50	13.00
國小前時期	0.64	0.79	0.99	2.40	3.06	5.26
國小時期	1.38	1.59	1.70	3.27	4.08	5.26
國中時期	1.70	2.18	2.08	3.70	4.08	5.26
高中時期	2.47	2.72	2.36	4.14	6.12	5.26
子女與父母親特質						
出生時父親年齡（歲）	27.70	30.09	32.12	33.51	35.24	35.63
出生時母親年齡（歲）	24.73	27.18	29.01	30.05	31.39	32.21
父親教育年數	11.17	11.12	10.27	9.25	8.46	8.79
母親教育年數	10.48	10.41	9.52	8.67	8.02	7.68
國中時期父母收入（千元）	65.91	65.43	60.99	56.74	56.79	67.42
樣本數（人）	3,763	3,526	1,823	459	98	19

各出生序之子女在各時期父母親的婚姻狀態，在國小以前的時期（0-6歲），各子女的父母親婚姻完整度至少為九成左右，隨著子女數增加而遞減。此時期的父母親離婚比率相當低，為0.00-4.08%，在子女為老五時離婚比率最高。在此時期的父母親過世比率為0.85-5.26%，出生排行序愈後面的子女，愈容易面臨父親或母親的過世。至於再婚比率，較離婚比率與父母親過世比率為低，同樣出生排行序愈後面的子女，愈容易面臨父親或母親的再婚。排行老六之子女，由於樣本數很少，只有兩人經歷父母親過世，一人經歷父母親再婚，無代表性，不予討論。

隨著年齡的增加，各出生序之子女在國小時期（7-12歲）、國中時期（13-15歲）、高中時期（16-18歲）面臨父母親的婚姻完整度之比率逐時期降低，而面臨父親或母親離婚、過世或再婚之比率逐時期

升高。同樣出生排行序愈後面的子女，愈容易面臨父親或母親離婚、過世或再婚。

父親及母親在各出生序子女出生時之平均年齡差距不大，老大出生時父親及母親之平均年齡分別為27.70歲及24.73歲，老二出生時父親及母親之平均年齡增加為30.09歲及27.18歲，至老六出生時父親及母親之平均年齡增加至35.63歲及32.21歲。平均而言父親年齡較母親年齡大，且父母親的年齡，維持在3-4歲的差距。

至於家庭月所得，各出生序之子女在國中時期所經歷之家庭月所得差距不大，介於56.74-67.42千元，其中排行位於老四與老五的子女在受教育時，平均的家庭月所得是最低的，且最終受教育年數也是最低，此因為有四或五個小孩的家庭平均父母教育程度與家庭所得皆較只有一個小孩、兩個或三個小孩之家庭為低，甚至低於有六個小孩的家庭。<sup>7</sup>排行老六的子女，其平均家庭月所得最高，但其教育年數並非六名子女中最高的。因此，家庭月所得的增加，是否會正向影響子女的最終受教育年數，仍須仰賴後續實證模型的結果。

## 二、父母親婚姻狀態改變發生時期之影響

表4呈現父母親婚姻狀態改變發生在子女四個不同成長時期（國小前時期、國小時期、國中時期、高中時期），對其子女在最終教育程度的影響。變數「父母離婚、過世、再婚發生於0-6、7-12、13-15、16-18歲」皆分別為虛擬變數，代表父母親在子女該時期婚姻狀態發生改變，以居住在雙親家庭中為對照組。例如：若某名子女，在五歲時父母離婚，九歲時發生父母再婚的情況，此時此子女國小前時期及國小時期的離婚標記為1，其餘時期離婚標記為0；國小時期再婚標記為1，其餘時期再婚標記為0。表4呈現對其「最終教育年數」的隨機效

7 本研究只控制13-15歲家庭月所得最主要的理由是資料上的限制，由於所得資料遺漏值較多，要維持較多兄弟姊妹樣本在不同年齡層皆有家庭所得時容易損失掉大量樣本，因此本研究只採用所有兄弟姐妹在13-15歲時所面對的家庭月所得。

表4 父母親婚姻狀態改變的時間點對子女教育成就之邊際效果

變數名稱	教育年數		是否進大學		
	Random-effect Tobit	Random-effect Logit		Fixed-effect Logit	
		迴歸模型一	迴歸模型二		迴歸模型三
父母親婚姻狀態改變					
國小前期					
父/母離婚發生於0-6歲	-1.318*** (0.272)	-0.125*** (0.033)	-0.138*** (0.027)	-0.164*** (0.031)	-0.136 (0.120)
父/母過世發生於0-6歲	-1.358*** (0.367)	-0.080** (0.045)	-0.125*** (0.036)	-0.122*** (0.041)	-0.030 (0.156)
父/母再婚發生於0-6歲	-0.491 (0.435)	-0.150*** (0.051)	-0.045 (0.042)	-0.103** (0.050)	-0.342 (0.216)
國小時期					
父/母離婚發生於7-12歲	-1.883*** (0.252)	-0.206*** (0.031)	-0.157*** (0.025)	-0.212*** (0.029)	-0.312*** (0.096)
父/母過世發生於7-12歲	-0.011 (0.318)	0.066* (0.040)	0.026 (0.034)	0.039 (0.038)	0.206* (0.119)
父/母再婚發生於7-12歲	0.042 (0.438)	-0.059 (0.053)	0.013 (0.043)	-0.007 (0.050)	-0.355* (0.198)
國中時期					
父/母離婚發生於13-15歲	-0.797** (0.318)	-0.131*** (0.039)	-0.078** (0.031)	-0.110*** (0.036)	-0.138 (0.086)

表4 父母親婚姻狀態改變的時間點對子女教育成就之邊際效果 (續)

變數名稱	教育年數		Fixed-effect Logit		
	Random- effect Tobit	Random-effect Logit			
		迴歸模型一		迴歸模型二	迴歸模型三
父/母過世發生於13-15歲	-0.355 (0.389)	-0.139*** (0.047)	-0.079* (0.046)	-0.113 (0.090)	
父/母再婚發生於13-15歲	0.326 (0.541)	0.056 (0.067)	0.071 (0.060)	-0.176 (0.185)	
高中時期					
父/母離婚發生於16-18歲	-0.544** (0.266)	-0.087** (0.034)	-0.076*** (0.027)	-0.083** (0.031)	-0.026 (0.068)
父/母過世發生於16-18歲	-0.194 (0.324)	-0.004 (0.041)	-0.036 (0.033)	-0.032 (0.037)	0.036 (0.081)
父/母再婚發生於16-18歲	0.275 (0.437)	-0.010 (0.056)	-0.044 (0.044)	-0.032 (0.050)	-0.041 (0.148)
檢測係數相等 (父母離婚)					
國小前期 vs. 國小時期	[.08]	[.05]	[.57]	[.20]	[.06]
國小前期 vs. 國中時期	[.19]	[.90]	[.13]	[.24]	[.94]
國小前期 vs. 高中時期	[.04]	[.41]	[.09]	[.05]	[.35]
國小時期 vs. 國中時期	[<.01]	[.06]	[.03]	[.02]	[.05]
國小時期 vs. 高中時期	[<.01]	[.01]	[.02]	[<.01]	[<.01]
國中時期 vs. 高中時期	[.51]	[.37]	[.96]	[.54]	[.15]



表4 父母婚姻狀態改變的時間點對子女教育成就之邊際效果 (續)

變數名稱	教育年數		Fixed-effect Logit	
	Random- effect Tobit	Random-effect Logit		
		迴歸模型一		迴歸模型二
子女與父母親特質				
子女性別	-0.529*** (0.068)	-0.085*** (0.009)	-0.073*** (0.008)	-0.085*** (0.014)
父親生育該子女時之年齡40歲(含)以上	0.045 (0.256)	-0.056** (0.027)	0.021 (0.025)	0.012 (0.060)
母親生育該子女時之年齡35歲(含)以上	-0.076 (0.223)	-0.172*** (0.022)	-0.044** (0.022)	-0.061** (0.027)
家庭月所得(13-15歲)	0.004*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.001)
父親教育程度				
高中/職	0.944*** (0.109)	0.078*** (0.013)	0.082*** (0.011)	0.091*** (0.012)
大學級以上	1.604*** (0.154)	0.150*** (0.018)	0.181*** (0.018)	0.199*** (0.020)
母親教育程度				
高中/職	0.772*** (0.109)	0.038*** (0.013)	0.059*** (0.012)	0.062*** (0.013)
大學級以上	1.361*** (0.183)	0.041* (0.022)	0.130*** (0.023)	0.136*** (0.026)

表4 父母親婚姻狀態改變的時間點對子女教育成就之邊際效果 (續)

變數名稱	教育年數			是否進大學	
	Random-effect Tobit	Random-effect Logit			Fixed-effect Logit
		迴歸模型一	迴歸模型二		
家庭中子女數	-0.812 <sup>***</sup> (0.054)	-0.031 <sup>***</sup> (0.007)	-0.061 <sup>***</sup> (0.006)	-0.059 <sup>***</sup> (0.006)	
家庭中兄弟姊妹排行	V	V	V	V	
家庭固定效果	V	V	V	V	
Wald test of all $\beta = 0$ ( $\chi^2 [p]$ )	1,249 [ $<.01$ ]	894 [ $<.01$ ]	632 [ $<.01$ ]	572 [ $<.01$ ]	
Likelihood ratio test of $\sigma_u = 0$ or $\rho = 0$ ( $\chi^2 [p]$ )	555 [ $<.01$ ]	180 [ $<.01$ ]	369 [ $<.01$ ]	334 [ $<.01$ ]	
Uncensored (完成學業) / right-censored (就學中)	4,462/5,226	-	-	-	
家庭數	3,785	3,785	3,785	3,776	
樣本數 (人)	9,688	9,688	9,688	8,438	

註：1. 「是否進大學」變數的截斷 (right-censored)，尚在高中／職及以下就學者樣本之處理有三種：迴歸模型一將尚在高中／職及以下就學者視為沒有進入大學，設定其「是否進大學」為0；迴歸模型二將尚在高中／職及以下就學者視為遺漏 (missing)。

2. 圓括號中數值為估計標準差，方括號中數值為係數相等檢測之p值。

3. V代表迴歸中控制了此組變數。

\*代表顯著水準為10%；\*\*代表顯著水準為5%；\*\*\*代表顯著水準為1%。

果Tobit模型之邊際結果，亦呈現對其子女「是否進大學」的隨機效果Logit迴歸模型之邊際效果<sup>8</sup>與固定效果Logit迴歸模型之邊際效果。在「是否進大學」的迴歸中，由於仍有12%的樣本有右尾截斷問題（即目前仍在高中／職以下求學者），表4的隨機效果Logit迴歸結果呈現三種針對尚在中、高職及以下求學者之樣本之設定，迴歸模型一設定尚在中、高職及以下學校就讀中之樣本其「是否進大學」為0，意即沒有進入大學；迴歸模型二設定其「是否進大學」為1，意即進入大學；迴歸模型三設定其為missing，在迴歸過程中刪除此樣本。表4呈現此三種設定方式所得出之結果在正負號與顯著性上，並沒有差異，意即此三種針對尚在中、高職及以下學校就讀中之樣本之設定是Robust。由於，此三種設定在固定效果Logit中樣本數分別下降至5,007、3,022、2,529，固定效果Logit模型在迴歸模型二與三的設計下樣本數將大幅下降至3,000左右，可能會失去原樣本之特性，因此，在表中固定效果Logit中只呈現第一種之設定，在後面的分析中以迴歸模型一之設定方式進行迴歸分析。

父母親婚姻狀態之改變若發生在其子女0-6歲之國小前時期，對於子女最終教育年數皆為顯著的負效果，父母親離婚或過世對子女教育年數之影響最大，分別減少1.318、1.358年之教育年數。同樣地，此時期不論是面臨父母親離婚或過世，對於其子女是否進大學皆為顯著負相關。<sup>9</sup>意即此時期面臨父母親離婚或過世的子女，與此時期為雙親家庭之子女相比，最終教育年數較低、較不容易就讀到大專

8 邊際效果所表示的是該解釋變數的變動對於是否進大學的機率之影響大小  $\partial E(y | X) / \partial x_k = \partial \text{Prob}(y = 1 | X) / \partial x_k = \partial L(y = 1 | X) / \partial x_k$ ，其中  $L(\cdot)$  為logistic distribution的累積機率分配函數。

9 Random effect與fixed effect主要的差別在於，random effect假設無法觀察到的家庭特質與解釋變數也就是家庭結構變化之變數沒有相關  $E(u_i | X_{ij}) = 0$ ；反之fixed effect假設觀察不到的家庭特質與解釋變數家庭結構變化之變數有相關  $E(u_i | X_{ij}) \neq 0$ ，此二模型之正負號大致相同反應了random effect之模型控制了相當數量的變數，係數的大小及顯著性的差異顯示random effect之模型所控制的變數仍不足夠，無法在控制了所有的X變數後，剩餘的殘差項  $u_i + \varepsilon_{ij}$  與X變數沒有相關。因此，最後的討論與建議則根據random effect與fixed effect皆顯著之結果。

(含)以上學歷。另外，此時期面臨父/母親再婚，對子女教育年數之影響最小，並不顯著；但顯著降低其子女進入大專(含)以上院校之機率。由此可見，在國小前父母親發生婚姻狀態的改變，對子女往後教育年數有相當大的影響，特別是父母親離婚或過世。固定效果呈現一致性的邊際效果，但不顯著。

在子女國小時期7-12歲，父母親婚姻狀態發生改變，亦對子女最終教育年數為顯著負效果。其中，又以父母親離婚對子女最終教育年數之影響最大，減少了1.883年的教育年數；此時期不論是面臨父/母親過世或再婚皆對子女教育年數無顯著影響。此時期父母親離婚亦顯著減少子女教育程度就讀到大專(含)以上學歷之機率，相較國小前時期之效果為大。意即在此時期面臨到父母親離婚的子女，與此時期為雙親家庭之子女相比，有較低之最終教育年數、較不容易就讀到大專(含)以上學歷。另外，此時期面臨父/母親過世，有較低之最終教育年數，但較容易就讀到大專(含)以上學歷，此效果分別為不顯著與邊際顯著。父/母親再婚則顯著減少子女教育程度就讀到大專(含)以上學歷之機率。

在子女國中時期13-15歲父母親婚姻狀態發生改變，僅有父母親離婚對於子女最終教育年數有顯著的負向影響，父母親離婚減少0.797年受教育年數。在此時期父/母親過世，雖然也與子女教育年數呈現負向影響，但並不顯著，但顯著減少子女教育程度就讀到大專(含)以上學歷之機率。而父/母親在子女國中時期再婚，對於子女最終教育年數與進入大專(含)以上院校機率皆不顯著。

在子女高中時期16-18歲，父母親離婚對子女最終教育年數與進入大專(含)以上院校機率仍顯著，但此時期父母親離婚對子女教育成就之影響，相較之前時期之效果為小，顯著減少子女最終教育年數0.544年、就讀到大專(含)以上學歷之機率。在子女高中時期父/母親過世或再婚，對子女的教育成就皆不顯著影響。

在比較不同年齡之影響大小下，只比較二估計係數皆顯著者，由

於父母親離婚在不同年齡下皆顯著，因此，表4在檢測係數相等之部分，只檢測不同成長時期父母親離婚對其子女教育之影響是否相等。結果一致性地顯示若父母親之離婚在子女國小時期，相對於若發生在國中或高中時期皆對其子女之最終教育年數或是否進大學，有顯著不同之影響效果。父母親在子女國中時期離婚，相對於子女在高中時期離婚之影響效果並不顯著；在教育年數上，兩者係數相等檢測之 $p$ 值為 .51，而在是否進大學之檢測之 $p$ 值則介於 .15-.96，皆在10%顯著水準下拒絕國中時期相對高中時期離婚係數相等之假設。

性別與最終教育年數與進入大專（含）以上院校機率存在顯著負相關，意即女孩教育年數較男孩高出0.529年，且女孩較男孩有較高的機率進入大專（含）以上院校。家庭月所得顯著增加最終教育年數與進入大專（含）以上院校機率，但效果很小。家庭結構改變，經濟的被剝奪感，導致單親子女其父母投入教育的資源上較為吃虧，而使教育程度較低的結果有所差異。父母親生育子女時之年齡與子女之教育成就為負相關，在其子女教育年數上不顯著影響，但父母親生育子女時之年齡愈高，顯著減少子女就讀到大專（含）以上學歷之機率。<sup>10</sup>如預期地，子女之教育成就與父母親的教育成就顯著正相關，但與家庭子女數顯著負相關。

整體來說，研究結果發現父母親婚姻狀態改變中，以父母親離婚對子女教育成就之影響最大，父母親離婚發生在任何時期對子女教育成就皆顯著負影響，其中影響最大的為國小前與國小時期，隨著子女年齡的增長，父母親離婚對教育成就所造成的影響逐漸減低。父母親過世或再婚對子女教育成就之影響以國小前時期最大。

10 出生時父母年齡對其子女教育之影響主要是控制父母生該子女時的身體及生理（包括精子與卵子）機能之影響，其影響非線性，因此變數選擇以母親35歲以上及父親40歲以上之兩個虛擬變數進行迴歸，主要的目的是來區分在生育年齡的分類上的高齡母親相對於非高齡母親，以及高齡父親相對於非高齡父親。一般高齡產婦之認定為：母親的生育年齡35歲以上屬於高齡產婦。

### 三、父母親婚姻狀態改變期間長短之影響

本節探討子女在總成長時期（0-18歲）及分別在童年時期（0-6歲、7-12歲）與青少年期（13-18歲），<sup>11</sup>面臨到父母親婚姻狀態改變的時間長短，意即子女居住在非雙親家庭的時間長短，對其在最終教育程度的影響，對照組為雙親家庭。同樣地，子女最終教育程度分別以「最終教育年數」及「是否進大學」衡量之，並分別以隨機效果Tobit模型之估計結果及隨機效果Logit與固定效果Logit迴歸模型分析子女居住在非雙親家庭的時間長短，相對於居住在雙親家庭對其在最終教育程度之影響。父母親婚姻狀態改變的時間長短變數包括子女「居住在離婚家庭年數」、「居住在父/母過世家庭年數」、「居住在再婚家庭年數」。舉例來說，若某名子女，在六歲時父母離婚，九歲時發生父母再婚的情況，且直至18歲父母親婚姻狀態未再改變，此時我們將此子女面臨的離婚期間標記為三年；再婚標記為10年。又若另名子女，在四歲時父親過世，12歲時發生母親再婚的情況，且直至18歲母親婚姻狀態未再改變，此時我們將此子女面臨的父/母過世家庭期間標記為八年；再婚標記為七年。<sup>12</sup>

表5的迴歸中，在控制了個人與家庭變數下，在總成長時期（0-18歲），父母親離婚年數每增加一年，會降低子女0.136年的教育年數；父/母親過世年數每增加一年，會降低子女0.063年的教育年數；父/母親再婚年數每增加一年，會降低子女0.054年的教育年數。由以上可知，控制了家庭背景變數後，父母親在子女總求學時期（0-18歲）時離婚年數，對子女往後教育年數的影響最大，其次為父/母親過世年數、父/母親再婚年數之影響，係數相等之檢測顯示父

11 由於表4之檢測一致性地顯示國小時期經歷父母親離婚對其子女教育之影響顯著不同於國小前、國中及高中時期之影響。而國中與高中時期之影響則不顯著。因此，表5的模型二分成0-6歲（國小前）、7-12歲（國小）及13-18歲（青少年）三個時期，此三時期皆各為六年，其邊際效果之比較較為有意義。

12 由於對照組是雙親家庭，剩下的年數是居住在雙親家庭之年數。

表5 父母親婚姻狀態改變的時間長短對子女教育成就之邊際效果

變數名稱	教育年數			
	Random-effect Tobit		Fixed-effect Logit	
	迴歸模型一	迴歸模型二	迴歸模型一	迴歸模型二
父母親婚姻狀態改變				
0-18歲居住在離婚家庭總年數	-0.136 <sup>***</sup> (0.017)	-0.016 <sup>***</sup> (0.002)	-0.032 <sup>***</sup> (0.010)	-0.042 (0.026)
0-6歲居住在離婚家庭總年數	-0.025 (0.095)	-0.005 (0.011)	0.003 (0.020)	-0.056 <sup>***</sup> (0.015)
7-12歲居住在離婚家庭總年數	-0.001 (0.072)	0.005 (0.009)	-0.038 <sup>***</sup> (0.006)	-0.010 (0.010)
13-18歲居住在離婚家庭總年數	-0.278 <sup>***</sup> (0.050)	-0.004 (0.002)	-0.026 <sup>**</sup> (0.015)	0.028 (0.022)
0-18歲居住在父/母過世家庭總年數	-0.063 <sup>***</sup> (0.021)	-0.010 (0.010)	-0.010 (0.010)	-0.018 (0.017)
0-6歲居住在父/母過世家庭總年數	-0.100 (0.125)	-0.008 (0.011)	-0.010 (0.007)	-0.027 <sup>**</sup> (0.013)
7-12歲居住在父/母過世家庭總年數	-0.047 (0.095)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)	
13-18歲居住在父/母過世家庭總年數	-0.068 (0.062)			
0-18歲居住在再婚家庭總年數	-0.054 <sup>**</sup> (0.026)			

表5 父母親婚姻狀態改變的時間長短對子女教育成就之邊際效果 (續)

變數名稱	教育年數			
	Random-effect Tobit		Fixed-effect Logit	
	迴歸模型一	迴歸模型二	迴歸模型一	迴歸模型二
0-6歲居住在再婚家庭總年數	-0.192 (0.134)	-0.027 (0.018)		-0.049* (0.028)
7-12歲居住在再婚家庭總年數	0.119 (0.122)	0.005 (0.015)		0.007 (0.032)
13-18歲居住在再婚家庭總年數	-0.174** (0.087)	-0.019* (0.010)		-0.055* (0.031)
檢測係數相等				
離婚 vs. 父/母過世	[.01]	[.00]	[.01]	
離婚 vs. 父/母再婚	[.01]	[.31]	[.72]	
父/母過世 vs. 父/母再婚	[.78]	[.02]	[.03]	
子女與父母親特質				
子女性別	-0.526*** (0.068)	-0.086*** (0.009)	-0.118*** (0.014)	-0.119* (0.013)
父親生育子女時之年齡40歲(含)以上	0.125 (0.256)	-0.048* (0.027)	-0.191*** (0.059)	-0.185*** (0.059)
母親生育子女時之年齡35歲(含)以上	-0.099 (0.223)	-0.171*** (0.022)	-0.437*** (0.050)	-0.432*** (0.050)



表5 父母親婚姻狀態改變的時間長短對子女教育成就之邊際效果 (續)

變數名稱	教育年數				是否進大學	
	Random-effect Tobit		Random-effect Logit		Fixed-effect Logit	
	迴歸模型一	迴歸模型二	迴歸模型一	迴歸模型二	迴歸模型一	迴歸模型二
家庭月所得13-15歲	0.004 <sup>***</sup> (0.001)	0.004 (0.001)	0.001 <sup>***</sup> (0.000)	0.001 <sup>***</sup> (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
父親教育程度 高中/職	0.946 <sup>***</sup> (0.109)	0.940 (0.108)	0.077 <sup>***</sup> (0.013)	0.090 <sup>***</sup> (0.012)		
大學級以上	1.601 <sup>***</sup> (0.154)	1.600 (0.153)	0.149 <sup>***</sup> (0.018)	0.198 <sup>***</sup> (0.020)		
母親教育程度 高中/職	0.768 <sup>***</sup> (0.109)	0.768 (0.109)	0.039 <sup>***</sup> (0.013)	0.063 <sup>***</sup> (0.013)		
大學級以上	1.368 <sup>***</sup> (0.183)	1.363 (0.182)	0.044 <sup>**</sup> (0.022)	0.138 <sup>***</sup> (0.026)		
家庭中子女數	-0.809 <sup>***</sup> (0.054)	-0.807 (0.054)	-0.030 <sup>***</sup> (0.007)	-0.058 <sup>***</sup> (0.006)		
控制家庭中兄弟姊妹排行	V	V	V	V	V	V
控制家庭固定效果	V	V	V	V	V	V

表5 父母親婚姻狀態改變的時間長短對子女教育成就之邊際效果 (續)

變數名稱	教育年數					
	Random-effect Tobit		Random-effect Logit		Fixed-effect Logit	
	迴歸模型一	迴歸模型二	迴歸模型一	迴歸模型二	迴歸模型一	迴歸模型二
Wald test of all $\beta = 0$ ( $\chi^2 [p]$ )	1,238 [ $<.01$ ]	1,253 [ $<.01$ ]	885 [ $<.01$ ]	898 [ $<.01$ ]	284 [ $<.01$ ]	288 [ $<.01$ ]
Likelihood ratio test of $\sigma_u = 0$ or $\rho = 0$ ( $\chi^2 [p]$ )	548 [ $<.01$ ]	546 [ $<.01$ ]	178 [ $<.01$ ]	175 [ $<.01$ ]	-	-
Uncensored (完成學業) / right-censored (就學中)	4,462/5,226	4,462/5,226	-	-	-	-
家庭數	3,785	3,785	3,785	3,785	1,728	1,728
樣本數 (人)	9,688	9,688	9,688	9,688	5,007	5,007

註：1. 圓括號中數值為估計標準差，方括號中數值為係數相等檢測之p值。

2. V代表迴歸中控制了此組變數。

\*代表顯著水準為10%；\*\*代表顯著水準為5%；\*\*\*代表顯著水準為1%。

母親離婚之每一年邊際效果顯著大於父／母親過世與父／母親再婚。此結果與「是否進大學」的迴歸結果一致，不論是父母親離婚年數、父／母親過世年數或父／母親再婚年數，每增加一年，皆與子女是否進大學，為顯著負相關，並且父母親在子女總求學時期（0-18歲）時離婚年數愈長，對子女往後是否進大學的影響最大，其次為父／母親再婚年數、父／母親過世年數之影響。

考量父母親婚姻狀態改變在童年時期（0-6歲、7-12歲）與在青少年時期（13-18歲）對子女教育成就之影響不同，進一步分析在不同成長時期（童年時期與青少年時期），其父母親婚姻狀態改變時間的長短對其子女的教育年數與是否進大學之影響，此結果呈現於表5的迴歸模型二中。父母親在子女總成長時期（0-18歲）時離婚年數，對子女往後教育年數與是否進大學的影響最大；其中，子女在童年時期居住在離婚家庭之年數之影響並不顯著，而在青少年時期（13-18歲）每增加一年居住在離婚家庭中減少其教育年數0.278年。同樣地，子女在總求學時期（0-18歲）居住在父／母過世家庭年數對其影響其次，在童年時期每增加一年居住在父／母過世家庭中減少其教育年數0.100年與0.047，而在青少年時期（13-18歲）每增加一年居住在父／母過世家庭（父／母過世）中減少其教育年數0.068年，但皆不顯著。父／母親再婚與父／母過世之年數影響並沒有顯著差異，仍顯著負向影響，青少年時期（13-18歲）居住在再婚家庭之邊際效果顯著高於童年時期。對於子女往後是否進大學亦以父母親離婚年數的影響最大，其次為父／母親再婚年數、父／母親過世年數之影響。同時，在父母親離婚年數上，青少年時期（13-18歲）居住在離婚家庭之邊際效果仍然高於童年時期（0-12歲）。子女變數與家庭特質變數對子女教育成就顯著負相關之影響與表4一致，亦與預期一致。

#### 四、父母親婚姻狀態改變對子女教育年數之模擬

在離婚率高的現今社會，子女將容易面臨更多樣之父母婚姻變

化，不論是父母離婚後再婚、父母一方過世後另一方再婚、父母離婚後子女又面臨同住之父或母過世，這些情況將比以往更易發生。本節以表6最終教育年數的隨機效果Tobit模型，模擬子女在童年時期（0-12歲）或青少年時期（13-18歲）面對父母親不同婚姻狀態之最終教育年數。最終教育年數的模擬為隨機效果Tobit模型在0-6歲、7-12歲、13-18歲居住在離婚家庭、父/母過世家庭、再婚家庭之總年數變數假設不同的年數值之下的預測值（prediction），例如：表6的個案1（成長於雙親家庭）之例子，設定0-6歲、7-12歲、13-18歲居住在離婚家庭、父/母過世家庭、再婚家庭之總年數皆為0乘上相對應的隨機效果Tobit模型之估計係數，再加上子女與父母親特質之預測值，然後取平均值。又個案6（童年時期父母離婚、青少年時期父母再婚）之例子，設定0-6歲與7-12歲居住在離婚家庭之總年數皆為六年，13-18歲再婚家庭之總年數為六年，而其他婚姻狀況的總年數為零狀況下的估計值。

在表6中，我們假定子女可能面臨到最佳與最糟情況下之父母親婚姻狀態，共計為八種情況。在最佳情況之部分，為假定在童年時期與青少年時期，父母親為雙親的狀態，皆無面臨離婚、過世或再婚的

表6 模擬成長時期中各情境下之最終教育年數

個案	成長時期		樣本數 (N)	教育年數 平均值
	童年時期（0-12歲）	→青少年時期（13-18歲）		
1	雙親	→雙親	9,688	16.33
2	雙親	→過世	9,688	15.93
3	雙親	→離婚	9,688	14.66
4	過世	→過世	9,688	14.94
5	過世	→再婚	9,688	14.54
6	離婚	→再婚	9,688	15.10
7	離婚	→過世	9,688	15.74
8	離婚	→離婚	9,688	14.48

情形。由表4與表5之估計結果得知父母親離婚對其成長中之子女影響最大，因此最糟的情況，為假設子女在童年時期即面臨父母親的離婚，且在青少年時期時父母親婚姻持續離婚之狀態。

表6之結果，我們發現在八種假定的情況中，子女於整個成長時期（0-18歲）成長於父母親皆健在之雙親家庭中，他們最終教育年數平均可達16.33年，此是最佳情況。假若子女於童年時期成長於父母親皆健在之雙親家庭中，然而在青少年時期面臨了父／母親的過世或父母親的離婚，子女的最終教育年數將分別下降至15.93年與14.66年，此結果反應了表5之估計結果：父母親在子女青少年時期的離婚對子女的最終教育年數之負的邊際效果最大。假若子女於童年時期即面臨父／母親過世，青少年時期父／母親若選擇持續鰥寡狀態，其子女的最終教育年數將高於父／母親選擇再婚。假若子女於童年時期即面臨父母親離婚，青少年時期父母親若選擇持續離婚狀態，其子女的最終教育年數將下降至14.48年，此是最糟的情況；假若青少年時期父／母親過世，其子女的最終教育年數將高於父／母親選擇再婚。

## 伍、結論與建議

### 一、結論與討論

針對子女在成長過程中面臨父母親婚姻狀態改變對其子女教育成就之影響，過往已有許多文獻使用不同國家之資料及使用不同計量模型探討之，資料上包括兄弟姊妹資料、長期追蹤調查資料、行政資料等，計量模型上包括lagged dependent variable models、growth curve models、individual fixed effects models、sibling fixed effects models、natural experiments、propensity score matching models，以及nonparametric model。本研究使用臺灣之兄弟姊妹長期追蹤調查資料，透過隨機效果與固定效果模型控制各家庭觀察不到之家庭異質

性，分別分析臺灣社會父母親婚姻狀態改變對於子女最終受教育年數、與是否進大學之間的影響。

過往文獻一致性地發現父母親的離婚會增加其子女之輟學率（Cid and Stokes 2013）、降低從高中畢業的機率（Astone and McLanahan 1991; Haveman et al. 1991; Huang 2000a; Manski et al. 1992; Tartari 2015）、減少了進入大學的機率（Beller and Chung 1992），以及減少教育年數（Huang 2000a）。母親的存歿與否顯著影響其孩童教育延遲的可能性（Chuong and Operario 2012; McLanahan et al. 2013）、減少了進入大學的機率（S. H. Chen et al. 2009）。再婚提高高中的畢業機率與完成學業的年數（Beller and Chung 1992; Huang 2000a）。在比較父母死亡和離婚的研究上發現離婚的效果大於父母死亡的效果（McLanahan et al. 2013），但是，父母離異對子女影響最大之時期，各國皆有不同的結果。文獻中較缺乏估計並比較子女在完整成長時期（0-18歲）過程中，不同成長時期面臨到父母親婚姻狀態改變，對子女教育成就之影響（Y.-C. Chen et al. 2019; Ermisch and Francesconi 2001; Huang 2000a; Kravdal and Grundy 2019），本研究彌補文獻上的缺失，特別是臺灣社會之影響。

本研究發現，在父母親的三種婚姻狀態：離婚、過世與再婚中，以父母親離婚對子女其日後教育成就之負面影響最大，此與西方社會之發現一致（McLanahan et al. 2013; Steele et al. 2009）。其次，在父母親婚姻狀態發生改變的時間點的影響上，發現子女於國小時期（7-12歲），面臨到父母親離婚，對其往後教育成就之負面影響最大，顯著降低其子女之最終教育年數，並顯著降低其子女進入大專及以上學院之機率達31.2個百分點，國小前時期（0-6歲）之負面影響雖然亦大，然而，在固定效果模型中不顯著。在臺灣，一但父母親離婚、過世或再婚，子女居住在該狀態之平均年數為7-10年，父母親婚姻狀態發生改變的時間點愈早（如國小前時期或國小時期），其子女居住在該狀態之年數愈長之機率愈大，因而對其子女日後教育

成就之負面影響亦最大。文獻中，Ermisch and Francesconi (2001) 利用英國資料發現0-5歲時經歷父母離婚影響最大，Kravdal and Grundy (2019) 以挪威資料亦發現0-4歲時經歷父母離婚對其成人後的沮喪之影響較15-19歲經歷父母離婚之影響為大；本研究使用臺灣資料則發現國小時期（7-12歲）經歷父母離婚影響最大，在臺灣，國小時期的學習，父母之關注與參與可能較其他期重要。

其次，探討父母親婚姻狀態發生改變的時間長短對子女教育成就之影響。在總求學階段（0-18歲），父母親的三種婚姻狀態：離婚、過世與再婚之年數，皆顯著降低其子女之最終教育年數，並顯著降低其子女進入大專及以上學院之機率，亦以離婚年數之邊際影響最大。若我們將總求學階段分為童年時期（0-12歲）與青少年時期（13-18歲），探討童年時期與青少年時期之不同的邊際效果之影響，發現子女青少年時期父母親離婚年數的邊際影響最大，且為顯著負相關。與一些西方國家之發現不同的是，在臺灣父／母親再婚對子女教育成就並沒有正向的影響，反而是負向影響，其負向影響甚至超過父／母親過世之負向影響。

離婚對子女教育負向影響之機制包括經濟的被剝奪感、父母親的性別角色及離婚、再婚對子女所造成之精神壓力（McLanahan and Bumpass 1988），實證文獻中探討這些機制的影響大小相對較少。Steele et al. (2009) 發現即使在經濟較為均等的情況下，離婚家庭的孩童還是存在著教育程度較低的情況。再婚家庭即使在彌補了單親家庭所缺乏的經濟條件與家庭角色，其子女於學業上的成就仍不如雙親家庭（McLanahan et al. 2013）。在臺灣的研究上，Y.-C. Chen et al. (2019) 以臺灣行政資料比較13-18歲及18歲以後經歷父母離婚對其是否進大學之影響，同樣發現18歲前較18歲後大。其更進一步探討父母離婚之負面影響機制，發現父母離婚所導致的經濟資源減少並非造成父母離婚之負面影響，由此推論此負面影響之機制是來自於父母離婚的爭吵、負面情緒與壓力，此與本研究的迴歸結果一致，在控制

了家庭所得後，父母親離婚仍然顯著影響其教育；在是否進大學的迴歸中，父母家庭所得對其是否進大學甚至沒有顯著影響。

## 二、研究限制

本文之樣本是臺北市、新北市與宜蘭縣在2000年時為國中一年級與國中三年級的北部樣本，估計結果可能較無全國代表性；同時，此三縣市有城鄉之差異，本文之估計結果無法推估為高估或低估全國之估計結果。根據內政部戶政司（n.d.a）在本研究的樣本期間（2000-2010年）之各縣市離婚率資料顯示：新北市15歲以上人口離婚率在此期間皆高於全國平均，宜蘭縣皆低於全國平均，而臺北市原高於全國平均，在2008年開始低於全國平均，因此，以此三縣市之樣本進行估計時，無法推估本文之估計結果會高估或低估臺灣整體家庭結構的改變對其子女教育所造成的效果。



## 參考文獻

- 內政部戶政司 [Department of Household Registration, Ministry of the Interior, R.O.C.] (n.d.a) 05 縣市出生死亡結婚離婚 (按登記) (8701) (89-99年)。https://www.ris.gov.tw/app/portal/346 (取用日期：2020年10月11日)。“05 Xianshi Chusheng Siwang Jiehun Lihun (An Dengji) (8701) (89-99 Nian).” (Date visited: October 11, 2020).
- 內政部戶政司 [Department of Household Registration, Ministry of the Interior, R.O.C.] (n.d.b) 07 離婚對數及粗離婚率 (按登記) (36)。https://www.ris.gov.tw/app/portal/346 (取用日期：2020年10月11日)。“07 Lihun Duishu ji Culihunlü (An Dengji) (36).” (Date visited: October 11, 2020).
- 內政部統計處 [Department of Statistics, Ministry of the Interior, R.O.C.] (2016) 中華民國105年內政統計年報。臺北。2016 *Statistical Yearbook of Interior, the Republic of China*. Taipei.
- 黃芳玫、吳齊殷 [Huang, Fung-Mey and Chyi-in Wu] (2010) 臺灣國中學生個人特質、家庭背景與學業成績——追蹤調查資料之研究。經濟論文叢刊，38(1): 65-97。“Individual Characteristics, Family Backgrounds, and Educational Outcomes of Taiwanese Junior High School Students—Panel Data Analysis.” *Taiwan Economic Review* 38(1): 65-97. doi:10.6277/ter.2010.381.2
- 衛生福利部國民健康署 [Health Promotion Administration, Ministry of Health and Welfare] (2020) 把握黃金生育期 35歲前是關鍵。https://www.hpa.gov.tw/Pages/Detail.aspx?nodeid=4141&pid=12969 (取用日期：2020年10月11日)。“Grasping the Golden Childbirth Period, before the Age of 35 Is Critical point.”(Date visited: October 11, 2020).

- 關秉寅 [Kuan, Ping-Yin] (2005) 家庭結構對國中生學習行為與成就之影響。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告。“Jiating jiegou dui guozhongsheng xuexi xingwei yu chengjiu zhi yingxiang.” Research Report of National Science Council, Executive Yuan, R.O.C.
- Astone, N. M. and S. S. McLanahan. 1991. “Family Structure, Parental Practices and High School Completion.” *American Sociological Review* 56(3): 309-320. doi:10.2307/2096106
- Beller, A. H. and S. S. Chung. 1992. “Family Structure and Educational Attainment of Children: Effects of Remarriage.” *Journal of Population Economics* 5(1): 39-59. doi:10.1007/BF00160328
- Chen, S. H., Y.-C. Chen, and J.-T. Liu. 2009. “The Impact of Unexpected Maternal Death on Education: First Evidence from Three National Administrative Data Links.” *American Economic Review* 99(2): 149-153. doi:10.1257/aer.99.2.149
- Chen, Y.-C., E. Fan, and J.-T. Liu. 2019. “Understanding the Mechanisms of Parental Divorce Effects on Child’s Higher Education.” NBER Working Paper No. 25886. [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w25886/w25886.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w25886/w25886.pdf) (Date visited: October 11, 2020).
- Chuong, C. and D. Operario. 2012. “Challenging Household Dynamics: Impact of Orphanhood, Parental Absence, and Children’s Living Arrangements on Education in South Africa.” *Global Public Health* 7(1): 42-57. doi:10.1080/17441692.2011.574147
- Cid, A. and C. E. Stokes. 2013. “Family Structure and Children’s Education Outcome: Evidence from Uruguay.” *Journal of Family and Economic Issues* 34(2): 185-199. doi:10.1007/s10834-012-9326-z
- Ermisch, J. F. and M. Francesconi. 2001. “Family Structure and Children’s Achievements.” *Journal of Population Economics* 14(2): 249-270. doi:10.1007/s001480000028

- Flensburg-Madsen, T. and E. L. Mortensen. 2017. "Birth Weight and Intelligence in Young Adulthood and Midlife." *Pediatrics* 139(6): e20163161. doi:10.1542/peds.2016-3161
- Francesconi, M., S. P. Jenkins, and T. Siedler. 2010. "Childhood Family Structure and Schooling Outcomes: Evidence for Germany." *Journal of Population Economics* 23(3): 1073-1103. doi:10.1007/s00148-009-0242-y
- Fronstin, P., D. H. Greenberg, and P. K. Robins. 2001. "Parental Disruption and the Labour Market Performance of Children When They Reach Adulthood." *Journal of Population Economics* 14(1): 137-172. doi:10.1007/s001480050163
- Garg, R., S. Melanson, and E. Levin. 2007. "Educational Aspirations of Male and Female Adolescents from Single-Parent and Two Biological Parent Families: A Comparison of Influential Factors." *Journal of Youth and Adolescence* 36(8): 1010-1023. doi:10.1007/s10964-006-9137-3
- Gruber, J. 2004. "Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long-Run Implications of Unilateral Divorce." *Journal of Labor Economics* 22(4): 799-833. doi:10.1086/423155
- Hall, L. D., A. J. Walker, and A. C. Acock. 1995. "Gender and Family Work in One-Parent Households." *Journal of Marriage and Family* 57(3): 685-692. doi:10.2307/353923
- Haveman, R., B. Wolfe, and J. Spaulding. 1991. "Childhood Events and Circumstances Influencing High School Completion." *Demography* 28(1): 133-157. doi:10.2307/2061340
- Hawkins, D. N., P. R. Amato, and V. King. 2006. "Parent-Adolescent Involvement: The Relative Influence of Parent Gender and Residence." *Journal of Marriage and Family* 68(1): 125-136. doi:10.1111/j.1741-3737.2006.00238.x

- Honoré, B. E. 1992. "Trimmed LAD and Least Squares Estimation of Truncated and Censored Regression Models with Fixed Effects." *Econometrica* 60(3): 533-565. doi:10.2307/2951583
- Huang, F.-M. 2000a. "The Impact of Childhood Events on Educational Achievement: A Sibling Study." *Taiwan Economic Review* 28(4): 425-450.
- Huang, F.-M. 2000b. "Teenage Participation in Economic Activities: True State Dependence or Heterogeneity?" *Academia Economic Papers* 28(1): 43-66. doi:10.29628/AEP.200003.0002
- Kravdal, Ø. and E. Grundy. 2019. "Children's Age at Parental Divorce and Depression in Early and Mid-Adulthood." *Population Studies* 73(1): 37-56. doi:10.1080/00324728.2018.1549747
- Krein, S. F. and A. H. Beller. 1988. "Educational Attainment of Children from Single-Parent Families: Differences by Exposure, Gender, and Race." *Demography* 25(2): 221-234. doi:10.2307/2061290
- Lang, K. and J. L. Zagorsky. 2001. "Does Growing Up with a Parent Absent Really Hurt?" *The Journal of Human Resources* 36(2): 253-273. doi:10.2307/3069659
- Manski, C. F., G. D. Sandefur, S. McLanahan, and D. Powers. 1992. "Alternative Estimates of the Effect of Family Structure during Adolescence on High School Graduation." *Journal of the American Statistical Association* 87(417): 25-37. doi:10.1080/01621459.1992.10475171
- McLanahan, S. and L. Bumpass. 1988. "Intergenerational Consequences of Family Disruption." *American Journal of Sociology* 94(1): 130-152. doi:10.1086/228954
- McLanahan, S. and G. Sandefur. 1994. *Growing Up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLanahan, S., L. Tach, and D. Schneider. 2013. "The Causal Effects

- of Father Absence.” *Annual Review of Sociology* 39: 399-427.  
doi:10.1146/annurev-soc-071312-145704
- Sanz-de-Galdeano, A. and D. Vuri. 2007. “Parental Divorce and Students’ Performance: Evidence from Longitudinal Data.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(3): 321-338. doi:10.1111/j.1468-0084.2006.00199.x
- Shafer, K., T. M. Jensen, and E. K. Holmes. 2017. “Divorce Stress, Stepfamily Stress, and Depression among Emerging Adult Stepchildren.” *Journal of Child and Family Studies* 26(3): 851-862.  
doi:10.1007/s10826-016-0617-0
- Steele, F., W. Sigle-Rushton, and Ø. Kravdal. 2009. “Consequences of Family Disruption on Children’s Educational Outcomes in Norway.” *Demography* 46(3): 553-574. doi:10.1353/dem.0.0063
- Tartari, M. 2015. “Divorce and the Cognitive Achievement of Children.” *International Economic Review* 56(2): 597-645. doi:10.1111/iere.12116
- Tauber, M. A. 1979. “Sex Differences in Parent-Child Interaction Styles During a Free-Play Session.” *Child Development* 50(4): 981-988.  
doi:10.2307/1129323
- United Nations Department of Economic and Social Affairs. 2007. *United Nations Demographic Yearbook 2004*. New York, NY: United Nations.  
doi:10.18356/274a6020-en-fr
- United Nations Department of Economic and Social Affairs. 2012. *United Nations Demographic Yearbook 2011*. New York, NY: United Nations.  
doi:10.18356/afa68688-en-fr
- United Nations Department of Economic and Social Affairs. 2015. *United Nations Demographic Yearbook 2014*. New York, NY: United Nations.  
doi:10.18356/f4dbf9e9-en-fr

# The Impact of Parental Divorce, Death, and Remarriage on Children's Educational Achievements: Evidence From Sibling Data in Taiwan

Fung-Mey Huang\* Hsuan-Chu Lin\*\*

## Abstract

In this study, we examined the effects of family disruption, including parental divorce, death, and remarriage, during the period of children's childhood and adolescence on their later educational achievement by using sibling data from the 2000-2011 Taiwan Youth Project Phases I and II. By using the birth years of parents and their children, and the year that family disruption occurred, we construct the longitudinal status of family structure for each child from age 0-18. In this study, the educational achievement is assessed by taking into account the family unobserved heterogeneity and right censoring. Our results show that the three statuses of family structure: parental divorce, death, and remarriage, are all significantly and negatively associated with their children's educational achievement. Parent's divorce has the largest and long-lasting negative impacts on their children's educational achievements. The parental divorce occurring during the childhood period has the largest accumulated impacts. The marginal effect, however, are largest during the adolescence of their children.

---

\* Associate Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.  
Corresponding author.

E-mail: fmhuang@ntu.edu.tw

\*\* Graduate Student, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

E-mail: r04627019@ntu.edu.tw

*Keywords: parental separation, educational achievement, random-effect  
Tobit model, sibling longitudinal data*