

經 濟 論 文
中央研究院經濟研究所
49:2(2021), 163–200

父母的性別偏好對國中子女升學和 高中職主修領域選擇的影響 —以「台灣青少年計畫」樣本為例

劉家樺 *

淡江大學產業經濟學系

駱明慶

國立台灣大學經濟學系

關鍵詞: 性別偏好、重男輕女、重女輕男、國中升學、主修領域

JEL 分類代號: I21, I24, J13, J16, J24

* 聯繫作者: 劉家樺, 淡江大學產業經濟學系, 新北市 251 淡水區英專路151 號。電話: (02) 2621-5656 分機 2518; 傳真: (02) 2620-9731; E-mail: cliu.jarhua@gmail.com。作者感謝責任編輯以及兩位匿名評審的寶貴意見與建議, 使本文的內容更加完善。



摘要

本文使用「台灣青少年計畫」，檢視父母的性別偏好對國中子女升學與高中職主修領域選擇的影響。父母的性別偏好是透過生育停止法則分別定義女孩面對父母偏好兒子和男孩面對父母偏好女兒。結果顯示，在國中升學率趨於 100% 下，父母的性別偏好對國中子女升學及升學類型均沒有顯著的影響，但父母的性別偏好則會顯著影響子女在高中職主修領域的選擇。在高中端，來自於父母偏好兒子家庭的女孩與父母偏好女兒家庭的男孩均較可能選社會組。在高職端，來自於父母偏好兒子家庭的女孩較可能選女性主流職群，來自於父母偏好女兒家庭的男孩較不會選女性主流職群。這些結果表示，當父母重男輕女的觀念轉為男女平等時，高中職主修領域的性別區隔程度應能有所改善。

1. 前言

高等教育是社會資源分配的重要面向，除影響個人職業選擇和未來收入之外，也是階級向上流動的主要途徑，因此教育成就的性別差異是探討性別不平等的一個重要面向。隨著經濟發展、高等教育的普及，性別間教育成就的差異已逐漸消弭（駱明慶，2001；吳慧瑛，2007）。雖然如此，不同性別在主修領域上存在明顯差異：女性集中於人文及社會領域、男性集中於自然科學領域的性別失衡現象（劉正與陳建州，2007；陳婉琪與許雅琳，2011）。在2005年大學在學人數中，女性就讀人文及社會領域占該領域總人數的68.8%，而就讀自然科學領域的女性為70,288人，僅占該領域人數的20.7%（教育部，2006）。¹到了2011年，女性就讀人文及社會領域占該領域總人數略降至約64.1%，雖然就讀自然科學領域女性的人數上升至70,809，仍僅占該領域的20.1%（教育部，2012）。

在不同性別就讀高等教育機會趨於平等的情況下，主修領域的性別差異與男女間勞動市場薪資差異緊密關聯。根據聯合新聞網（2019），近十年大學和碩士畢業生第1份工作的薪資中位數以男性主流科系（工程、數理化學和資訊等學群）為最高，其大學和碩士畢業生薪資中位數約30,000元和44,000元，而女性主流科系（財經、管理、社會與心理、傳播、外語、教育、藝術、文史哲學），其大學和碩士畢業生薪資中位數約為28,400元和37,000元。換言之，男女薪資差異與男女主修的專業領域有很大的關係。此外，Lin（2010）發現，在相同主修領域中，不同性別就業者的時薪幾乎無顯著的差異，男性僅在醫學領域上具有薪資優勢。由此可知，不同性別間選擇主修領域的差異與日後形塑不同性別間的薪資差異有著密切的關係。我國現行中等教育仍採用高中職和五專分流制度，大學科系的選擇只是中等教育階段主修領域的進一步細分，因此中等教育階段主修領域的決定將影響未來職業的選擇及勞動收入。有鑑於此，了解不同性別間選擇主修領域的行為模式是有其必要性。

¹ 人文及社會領域包括教育學類、藝術學類、人文學類、經社及心理學類、商業及管理學類、法律學類、家政學類、觀光服務學類、大眾傳播學類，而自然科學領域包括生命科學及自然科學學類、數學及電算機科學類、工程學類、建築及都市規劃學類。

在現行分流制度下，國中升學會先決定升高中、高職或五專，然後再決定其主修領域。高中生需決定選社會組或自然組，高職生及五專生在入學前需決定其主修職業類科。高職主修領域可分為工業類、商業類、農業類、家事類、海事水產類、藝術類等 6 大類，15 職群及對應的科別，其中工業類和商業類占絕大多數(99 學年前占 85%)。² 五專除了修業年限與大學不同之外，其主修領域的劃分與大學科系並無二致。

父母重男輕女的觀念普遍存在於許多國家，尤以亞洲國家最為強烈。當父母較偏好兒子時，會傾向將家庭資源投入在兒子身上。以美國家庭為例，Dahl and Moretti (2008)指出，在第一胎為女兒的情況下，父母更傾向生更多小孩，且整體而言，長女與父親同住的可能性低於長子，顯示美國父母較偏好兒子而非女兒。亞洲國家認為男性能養家糊口、奉養父母以及傳宗接代等傳統觀念，導致「重男輕女」的觀念較為強烈。不難想像，在缺乏充分家庭資源的支助下，女兒的教育成就會低於兒子(e.g., 魯慧中, 2017)。不過，在高等教育普及化的情況下，即使父母仍存在「重男輕女」觀念，兒子和女兒的教育水準應無太大差異，但在選擇接受教育的內涵(即主修領域)可能存在差異。

根據 Dossi et al. (2019)，在生育停止法則下(fertility stopping rule)，父母偏好子女的性別包括二種情況：(1) 若前面胎次都是女孩，最後一胎為男孩；(2) 若前面胎次都是男孩，最後一胎為女孩。在第 1 種情況是屬於「父母相對偏好兒子」，在傳統父系社會中，父母親致力生出一個兒子，主要是為了滿足傳宗接代、長子得以繼承家族重要角色及繼承家產等要求(Chu, 1991; Lin, 1988; 葉明華與楊國樞, 1997)；除前述的考量之外，年長的父母通常由兒子奉養亦是父母偏好兒子的因素之一。在台灣或其他國家的社會脈絡下，這樣的父母應可被視為「偏好兒子」的父母(e.g., 謝志龍, 2013; Bharadwaj et al., 2015)。有別於第(1)種情況，在第(2)種情況下，由於前面胎次皆是男孩，在傳

² 職業學校群科歸屬表可參考永平中學升學資訊網 (<https://tinyurl.com/sfmj6gk>)。截至 99 學年度前，工業類占 38–43%，商業類占 41–47%，兩者合計約 85%。為配合十二年國民基本教育，於 99 年起，高職職業類科分 15 職群，其中餐旅相關職業科由商業類轉為家事類餐旅群。這 15 職群依序為農業類：農業群、食品群；工業類：機械群、動力機械群、電機電子群、化工群、土木建築群；商業類：商業管理群、外語群、設計群；海事水產群：海事群、水產群；家事類：家政群、餐旅群；藝術類：藝術群。更多關於 15 職群的訊息，可參閱教育部國中畢業生適性入學宣導網站 (<https://tinyurl.com/yxu8kbs3>)。

統父系社會中已滿足傳宗接代及繼承家產等要求，因此父母親仍想要生出一位女孩，這類父母應屬於相對不偏好兒子的父母而是比較「偏好女兒」。當父母對女兒有偏好時，即使在傳統父系社會中仍較可能把兒子和女兒視為齊質，將家庭的資源平均分配給子女，或是為了女兒有更好的發展，會更願意將資源投注在女兒身上（Becker, 1991）。

目前相關實證文獻指出影響學生主修領域選擇的因素主要涉及性別、學科成績、學習環境的性別組成、性別刻板印象（對男性及女性所具有適當的特性抱持既定的信念及看法）等因素（郭祐誠與許聖章, 2011；謝小苓等, 2011；陳婉琪, 2013；郭祐誠, 2018；池伯尉等, 2019），尚無著墨在父母的性別偏好對子女主修領域選擇的影響。仿照 Dossi et al. (2019) 作法，本文依照男女性別定義父母偏好子女性別的情況：第(1)種情況設為女孩面對偏好兒子的父母，將第(2)種情況設為男孩面對偏好女兒的父母，檢視父母的性別偏好對國中子女升學結果和高中職主修領域選擇的影響。³ 所使用的資料是來自於「台灣青少年計畫」（Taiwan Youth Project, 簡稱 TYP）於 2000 年調查台北縣市和宜蘭縣就讀國一和國三學生的長期追蹤固定樣本。⁴

過去研究指出，在家庭資源有限下，排行在前的女兒為了弟弟的升學，可能會犧牲自己的教育機會並及早進入勞動市場，以分擔家計（e.g., Parish and Willis, 1993；魯慧中, 2017）。依此角度來看，對符合「父母偏好兒子」定義的家庭，排行在前的女兒可能為了么弟的就學，在升學時選擇高職，或在高中、高職階段選擇容易找到工作的學習領域。雖然台灣社會仍有重男輕女的觀念（謝志龍, 2013；Chu and Yu, 2009），我們也可仿照前述的推論，對符合「父母偏好女兒」定義的家庭，排行在前的兒子可能為了么妹的就學，在升學時選擇高職，或在高中、高職階段選擇容易找到工作的學習領域。⁵

³ 本文在「資料」一節對父母的性別偏好變數設定會提供更詳細的說明。在此簡要補充說明，女孩面對父母偏好兒子以及男孩面對父母偏好女兒的樣本篩選設定。在限制分析樣本為女孩下，若受訪樣本為么女或獨生女時，表示受訪者的父母皆不偏好兒子，故無適當的比較對象，需剔除排行老么的女孩樣本和獨生女樣本。類似地，在限制分析樣本為男孩下，若受訪樣本為么男或獨生子時，表示受訪者的父母皆不偏好女兒，並無適當的比較對象，故需剔除排行老么的男孩樣本及獨生子樣本。

⁴ 「台灣青少年計畫」為「台灣青少年成長歷程研究」之簡稱。另外，TYP 調查早於五都升格直轄市前，故本文仍以新北市之舊名「台北縣」撰文。

⁵ 透過生育停止法則，我們並不能定義男孩面對「父母偏好兒子」的變數，因此無法直接比較男女性別面對父母親是否重男輕女對其教育成果的影響。欲比較男女性別面對父母偏好兒子對其教育成果的影響的一項作法是利用「父母偏好女兒」的補事件（complement event），定義男孩面對「父

根據教育部統計處，國中生升學至高中職或五專的情況相當普及，於 2000 年已高達 95%。另外，為了維持入學的公平性，國中生升學的機制主要仍以考試成績為主。⁶是故在國中升學普及的情況下，即使父母對子女存在性別的偏好，可能不致於影響國中子女是否升學。而在升學的學校類型主要由考試成績來決定表示，父母能左右子女升學的學校類型亦是有限。此外，高中的升學率由 2002 年的 81% 快速上升至 2008 年的 95%，在同一時期中，高職的升學率亦由 47% 上升至 76%。因此，排行在前的姐姐或哥哥為了弟弟或妹妹的升學而放棄自己的教育機會，會因其就讀是高中或是高職而有所不同。

另外，勞動市場普遍存在「性別職業區隔現象」，不同性別在勞動市場中的職業選擇和分布並不相同 (e.g., 曾敏傑, 2001; 曾敏傑與蕭淑滿, 2008; 張晉芬, 2011)。在文獻上，性別職業區隔包括垂直區隔和水平區隔，前者強調女性所處職業聲望、升遷機會等均明顯低於男性，後者強調女性過度集中於某特定行業或職業 (如幼兒園老師、社工等)。以後者而言，於 2011 年，女性任職於服務業高達七成，任職於工業的比例僅約 26%，而男性任職服務業或工業各約五成 (張晉芬, 2011)。由於主修領域與日後的職業選擇息息相關，為了及早進入勞動市場，不同性別的男女均可能選擇較容易找到工作的主修領域。在性別職業區隔的情況下，會傾向選擇性別主流的學習領域。

在高中升大學的普及情況下，來自於父母對子女有性別偏好家庭的高中姐姐或哥哥較可能會犧牲自己進修研究所的機會，選擇能夠及早進入勞動市場的學習領域。根據 2016 年「人力運用調查」調查資料，家戶子女年齡介於 27 至 32 歲，大學和研究所主修理工醫的比例分別約 36% 和 52%。由於高中的主修領域只是高等教育科系的進一步細分，社會組通常選人文社會領域，自然組選理工醫領域，理工醫研究所的比例較高，代表相較於自然組，社會組的學生未來繼續讀研究所的比例會比較低。由此可知，為了及早進入勞動市

母偏好兒子」的變數：即對一位非老么且有手足的男孩而言，若家中唯一女手足為老么，他的父母可能較無重男輕女的觀念。是故，相較於家中唯一女手足為老么的男孩，其他手足結構家庭下的男孩較可能面對「偏好兒子」的父母。以此法間接捕捉到男孩面對「父母偏好兒子」的情況。雖然謝志龍 (2013) 指出台灣父母較偏好兒子，然而這樣的作法仍然可能忽略父母偏好子女性別平衡或父母沒有性別偏好等可能性。因此，對於男孩樣本，本文只透過生育停止法則定義來自於「父母偏好女兒」家庭的男孩。

⁶ 值得說明的是，雖然在多元入學制度下，多元管道的設計可減緩考試成績對升學的直接影響，但考試成績仍是決定入學的一項重要因素。

場，以分擔家計，排行在前的姐姐或哥哥可能會為了弟弟或妹妹的升學，選擇升研究所可能性較低的「社會組」。

在高職升大學仍未普及的情況下，來自於父母對子女有性別偏好家庭的高職姐姐或哥哥會傾向選擇能及早進入勞動市場且容易找到工作的學習領域。一般而言，高職學歷較可能從事基層職業（如半技術性工作、非技術性或服務性勞工等），在性別職業區隔的情況下，就讀高職的姐姐或哥哥較可能選擇性別主流職群，以順利及早進入就業市場。

綜上所述，在國中升學的普及與考試成績決定升學的學校類型的情況下，父母較可能影響子女在高中職主修領域的選擇。透過生育停止法則定義父母的性別偏好，本文有以下假設可進行檢定。第一，就女孩而言，來自於「父母偏好兒子」家庭的女孩較可能選擇女性主流學習領域：在高中選擇社會組，在高職選擇女性主流職群，包括商業類（商業管理群、外語群、設計群）、家事類家政群、醫事護理類等女性較常選的職群。第二，就男孩而言，來自於「父母偏好女兒」家庭的男孩較可能在高中選擇社會組，但在高職較不會選擇女性主流職群。

前述分析的優點是透過行為（即生育停止法則）來衡量父母對子女性別的偏好，然而其限制在於生育停止法則只能部分反應家庭內部性別角色的態度，因為某些生育的模式是隨機造成並無法由父母來完全掌控。為因應生兒育女並不全然可控的問題，本文另以「父母的性別角色態度」作為父母性別偏好的測量，藉此檢視父母的性別偏好影響主修領域選擇分析結果的穩健性（robustness）。

本文除了前言外，其餘結構如下。第2節為文獻回顧。第3節為資料。本文依序說明資料來源、變數定義，並呈現相關變數的敘述統計量。第4節為實證結果，於4.1節檢視父母的性別偏好對國中子女升學結果；在4.2節與4.3節依序分析父母的性別偏好對子女高中選組與高職選職群的影響；於4.4節中，本文採用父母性別角色態度衡量父母的性別偏好，檢視父母的性別角色態度對子女主修領域選擇的影響。於4.5節，利用「台灣社會變遷基本調查」家庭組的調查資料，本文簡述父母重男輕女的趨勢與學習領域性別區隔的關係。第5節則是結論。

2. 文獻回顧

本小節回顧不同性別選擇學習領域的影響因素。近三十年來，我國高等教育的擴張，不同性別的學生在大學入學機會方面上已無明顯差異，相關研究認為，女性受高等教育機會的改善應有助於減輕學習領域的性別區隔程度（劉正與陳建州，2007）。不過，陳婉琪與許雅琳（2011）發現女性教育機會之改善只降低學術取向大學科系的性別區隔程度，並不影響技職體系科系的性別區隔程度。

相關文獻在探討選擇主修領域的決定因素主要可分為二個部分，第一部分是分析選擇高中類組的決定因素，第二部分則是檢視影響選擇大學科系的因素。綜合目前文獻，除了性別變數之外，影響個人選擇學習領域的因素，大致可分成學科成績、家庭背景、性別組成、性別刻板印象。

首先，學科成績與學習領域選擇部分。高中選組部分。郭祐誠與許聖章（2011）使用「台灣教育長期追蹤調查」（Taiwan Education Panel Survey，簡稱TEPS）指出，上高中前的數學能力、性別以及國中至高一數學成績的進步幅度是影響高中生選組的重要因素，但男女間的數學能力差異無法單獨解釋性別間的選組差異。大學部分，謝小芩等（2011）利用2005年「台灣高等教育資料庫」大一學生資料，將大學科系分成男性主流科系和女性主流科系。在考慮高職的主修領域下，技職體系的國文和英文成績與選擇性別主流科系呈正向關係。然而，數學成績與選擇性別主流科系未有統計上的顯著關係。在考慮高中類組下，學測成績與選擇性別主流科系有關：低「國英社（國文、英文、社會）」成績和高「數自（數學、自然）」成績分別與女孩選擇男性主流科系呈正向關係，而高國英社成績和低數自成績分別與男孩選擇女性主流科系呈正向關係。池伯尉等（2019）使用1996至2010年「普通大學」升學考試的考生原始資料，結果發現，近15年來，普通大學主修領域的性別區隔程度並未隨著時間演進而有明顯的改變。

國外文獻亦有相似的發現，女生較不選擇理工領域並非導因於她們的數學成就比男生低（Justman and Méndez, 2018）。當男女的成績無顯著差異時，男女仍可能依性別屬性選擇性別主流的科系，特別是即便女性原先在男性主

流科系學習，她們日後離開該學習領域的可能性亦比男性高(Dickson, 2010; Speer, 2017)。

其次，家庭背景與主修領域選擇的關係。國內研究顯示家庭背景對高中選組、高職選職業科及大學選擇科系之關聯性並未呈現單一面向的關係(郭祐誠與許聖章, 2011; 謝小芩等, 2011; 陳婉琪, 2013; 池伯尉等, 2019)。

再者，學習環境的性別比例亦可能影響學習領域的選擇。在單一性別的高中學校部分，池伯尉等(2019)研究指出，單性別高中對男性選擇學科領域上並無顯著的影響，但對女性有影響，其中就讀女校的高中生選擇理工、醫學或生物科學領域的機率較高，選擇教育、人文藝術或民生服務領域的機率較低。除了單一性別的學習環境之外，郭祐誠(2018)利用「台灣教育長期追蹤資料」及其後續追蹤調查指出，國中班級的女性比例會影響男性在大學選擇「性別主流科系」的傾向。

除前述因素之外，相關研究指出性別刻板印象亦是影響性別選擇學習領域的關鍵因素，並認為現行中等教育分流制度和高中分組制度設計亦可能強化男女在學習領域的區隔現象(楊巧玲, 2005; 謝小芩等, 2011; 陳婉琪, 2013)。因此政策上若想要降低學習領域的性別區隔，除了修正分流制度與高中分組制度或是提升女生對數理學科的興趣之外，應設法降低性別角色態度或性別刻板印象對主修領域選擇的影響。一個可能的方式是透過「重要他人的影響」來淡化傳統性別刻板印象。對學生而言，重要他人的影響主要來自於家庭和學校老師等兩個方面(楊巧玲, 2005)。謝小芩等(2011)指出，家長或老師建議只與女高中生的選組存在相關性，與男高中生及男女高職生選擇主修領域未有統計上的顯著關係，其中家長建議與女高中生選男性主流科系呈負向關係，而老師建議與女高中生選男性主流科系呈正向關係。陳婉琪(2013)進一步指出，若於國中時期曾接觸女性數學老師，兩性皆較易突破傳統性別角色概念，進而選擇非性別主流類組。

綜合上述，學習領域決定因素的實證研究尚有幾處待補足的地方。首先，在探討「重要他人影響」對主修領域選擇的影響，皆以「問卷」設計的問題來衡量。謝小芩等(2011)以「重視父母師長意見的程度」近似「主流性別信念(男理工、女人文)」，陳婉琪(2013)以「男生比女生更適合念自然科學」作為「主流性別信念」、以「國中時期曾接觸女性數學老師」作為受訪者接受非傳統性別角色的信念。其次，雖然陳婉琪與許雅琳(2011)指出技

職教育部門的性別區隔僵固現象比學術取向教育部門更為嚴重，但截至目前為止，本文未發現相關研究是以選擇高職職業科，進行系統性的研究。本文使用長期追蹤固定樣本資料，以「生育停止法則」定義父母對子女的性別偏好，探討父母的性別偏好對國中子女升學結果與高中職主修領域選擇的影響。

3. 資料

3.1 資料來源和變數定義

本文使用「台灣青少年計畫(TYP)」資料，此資料庫是由中央研究院社會學研究所於 2000 年，調查台北縣市和宜蘭縣就讀國一和國三學生（簡稱 J1 樣本和 J3 樣本），並以這些學生作為長期追蹤固定樣本。除了收集學生資料外，TYP 同時也對學生家長和國中導師進行問卷調查。TYP 抽樣方式採用「分層多階段叢集抽樣」，其中第一分層為縣市，第二分層為鄉鎮市區。給定了縣市分層之下，於第二分層進行兩階段叢集抽樣，第一階段以「學校」為抽取單位，第二階段以「班級」為抽取單位。為求樣本代表性，每校至少抽取兩個班級，最終抽取 40 所學校，共 162 個班級。J1 和 J3 樣本各抽取 81 個班級，第一波完訪人數分別為 2,690 人和 2,851 人。

本文合併使用第一波至第六波 J1 樣本與第一波至第四波 J3 樣本、國中導師和國中階段家長問卷資料，其中第六波 J1 樣本和第四波 J3 樣本分別正值高三年紀（約 18 歲）。利用學生資料，本文創造國中升學結果、高中職主修領域、父母的性別偏好、國三班級成績、父母親教育程度、雙親家庭、手足個數、出生順序、居住縣市和鄉鎮市、個人性別職業態度、國中班級女性比例；利用家長問卷，本文計算國中家庭月收入和父母的性別角色態度。⁷ 使用國三導師問卷，本文整理導師性別和授課科目等訊息。

本文旨在探討父母的性別偏好對子女升學結果和高中職主修領域選擇的影響，欲探討被解釋變數如下。升學結果包括是否升學，以及國中升學的

⁷ 值得補充說明的是，由於父母問卷只針對父或母或樣本主要照顧者進行訪問，因此我們無法個別取得父親、母親性別角色態度，故本文只定義父母的性別角色態度，其中父或母填答父母問卷的比例約 97%，以母親占約七成為最多。

學校類型(高中、高職和五專)。升學後學習領域選擇分為高中和高職。在高中端，被解釋變數為社會組；在高職端，被解釋變數為女性主流職群，其定義為高職 15 職群中女性較常選的職群，包括商業類(商業管理群、外語群、設計群)、家事類家政群、醫事護理類。⁸

本文欲使用生育停止法則定義父母對子女的性別偏好。利用學生問卷中的手足組成問題(各胎次性別與出生順序)，本文可將樣本的手足組成區分以下情況：(1) 若前面胎次都是女孩，最後一胎為男孩；(2) 若前面胎次都是男孩，最後一胎為女孩。

就第(1)種情況，在傳統父系社會中，父母親致力生出一個兒子，主要為了滿足傳宗接代、長子得以繼承家族重要角色及繼承家產等要求(Chu, 1991; Lin, 1988; 葉明華與楊國樞, 1997)；除了這些考量之外，在父系社會中，年長父母主要由兒子奉養，亦為父母偏好生一個兒子的重要因素。在台灣或其他國家的社會脈絡下，這樣的父母應可被視為「偏好兒子」的父母(e.g., 謝志龍, 2013; Bharadwaj et al., 2015)。以台灣為例，謝志龍(2013)指出，台灣第1胎出生嬰兒性比例(男比女)從民國 76 年至 99 年，皆在 106 以上，且出生序愈後面的嬰兒性比例愈高，直到第五出生序時，嬰兒性比例才開始下降，但仍高於第一和第二出生序。此外，該文的實證結果亦發現，相較於前面胎次皆為兒子的手足結構，前面胎次皆為女兒的手足結構下，父母較可能繼續生育下一胎。另外，朱敬一與于若蓉(2012)指出，台灣父母大多將家產留給兒子，留給女兒的比例只有 20%，且在台灣多數的家庭中，女兒得到的財產大多比兒子來得少，僅有約 12% 的台灣父母將財產平分給子女。許雅綿(2019)引述財政部統計處的統計資料亦指出，「2017 年民眾遺產實徵案件共 8,271 件，男性被繼承人占 64.1%，且遺產總額有高達 7 成 4 屬於男性。」由此可知，台灣父母重男輕女的觀念仍然存在。

有別於第(1)種情況，在第(2)種情況下，由於前面胎次皆是男孩，在傳統父系社會中已滿足傳宗接代及繼承家產等要求，因此當父母親仍想要生出一位女兒，這類父母應屬於相對不偏好兒子的父母，較可能把兒子和女兒皆視

⁸ 根據教育部統計處資料，在 2005 年學年度中農業類、工業類、商業類、家事類、海事水產類、醫事護理類、戲劇類占全部高職生的比例為 2.8%、43%、41%、10%、1.3%、0.8%、1.2%，其中工業類和商業類合計 84%。農業類、工業類、商業類、家事類、海事水產類、醫事護理類、戲劇類女性占全部高職生的比例依序為 52%、12%、65%、95%、37%、99%、66%。此外，於 2007 年相關醫事護理學校升格為專科學校，高職醫事護理相關職業科則全面停止招生。

為齊質，將家庭的資源平均分配給子女，或是為了女兒有更好的發展更願意將資源投注在女兒身上。

依照男女性別，Dossi et al. (2019) 將第(1)種情況設為女孩面對偏好兒子的父母，對照組為女孩面對未偏好兒子的父母；將第(2)種情況設為男孩面對偏好女兒的父母，對照組為男孩面對未偏好女兒的父母。本文仿照 Dossi et al. (2019) 作法，以第(1)種情況定義女性面對「父母偏好兒子(boybias)」變數：

$$\text{boybias}(F) = \begin{cases} 1, & \text{if 前面胎次皆為女孩, 最後一胎為男孩,} \\ 0, & \text{if otherwise.} \end{cases} \quad (1)$$

其中 F 代表女孩樣本。由於本文的目標是想分析父母偏好兒子與否對女孩的教育成果之影響，根據前述定義，在限制樣本為女孩下， $\text{boybias}(F)$ 為 1 代表最後一胎為男孩，若受訪樣本為么女或獨生女時，此時 $\text{boybias}(F)$ 只能是 0，並無適當的比較對象，故本文剔除么女或獨生女樣本。⁹

在第(2)種情況，本文定義男孩面對「父母偏好女兒(girlbias)」如下：

$$\text{girlbias}(M) = \begin{cases} 1, & \text{if 前面胎次皆為男孩, 最後一胎為女孩,} \\ 0, & \text{if otherwise.} \end{cases} \quad (2)$$

其中 M 代表男孩樣本。由於本文想比較父母偏好女兒與否對男孩的教育成果之影響，依照前述的定義，當限制樣本為男孩時，若受訪樣本為么男或獨生子時， $\text{girlbias}(M)$ 只能是 0，無適當的比較對象，故本文刪除么男或獨生子樣本。

值得補充說明的是，根據前述父母對子女性別偏好的定義，在女孩樣本已排除了排行老么以及獨生女的女性，在男孩樣本中已刪除了排行老么以及獨生子的男性，因此本文迴歸結果並不能直接與既有文獻進行比較。

接著，本文說明使用生育停止法則定義父母的性別偏好之限制和補救措

⁹ 以 $\text{boybias}(F)$ 定義為例，在二胎的情況之下，只有女女和女男兩種情況。若樣本為長女，我們可以比較生活在偏好男生家庭的女孩（即女男）與生活在未偏好男生家庭的女孩（即女女）在各項成果變數的差異。然而，當樣本為么女，只有女女一種，無合適比較對象。此外，在父母偏好男生(boybias) 定義下，獨生女的受訪者因無適當的比較對象，故被排除至分析樣本之外。

施。以「父母偏好兒子」為例，不難想像，有些父母親很想生一個兒子，但在連續生了幾個女兒後，因為資源或年齡的限制，即使是想要生兒子，但仍不得不停止生產。為了緩和資源或年齡的限制對估計結果的影響，本文在實證模型中均控制國中家庭月收入和母親生最後一胎的年紀，其中母親生最後一胎的年紀是利用媽媽的出生年與排行老么的出生年計算而得。另外，前述的父母偏好兒子隱含假設重男輕女的父母只偏好生一個兒子，因此當重男輕女的父母偏好生一個以上的兒子時，父母偏好兒子的定義低估了父母偏好兒子的程度，進而產生變數衡量誤差。在古典的變數衡量誤差假設成立之下，boybias(F) 對選擇主修領域的影響將存在縮減偏誤 (attenuating bias)，故其效果應是低估的。

另外，相關實證文獻指出高中選組及大學選科系之重要因素包括了國中數學成績、「男性擅理，女性宜文」之信念、國中數學老師性別及國中班級女性比例(郭祐誠與許聖章, 2011; 陳婉琪, 2013; 郭祐誠, 2018)。由於 TYP 只詢問學生國三時班級成績的排名，並未單獨詢問學生數學成績，本文控制國三班級成績，期望能夠減緩數學成績對選組和選科的影響。

其次，TYP 並未詢問受訪者對「男生比女生更適合念自然科學的程度」之評價。為捕捉「男性擅理，女性宜文」信念對高中選組和高職選科的影響，因此本文控制個人性別職業態度。個人性別職業態度是利用受訪者評價 20 個職業項目是否適合某特定性別，答項包括適合男生、適合女生、男生女生都適合。本文先將這些職業項目分成傳統認定適合男生職業(如警察、軍人)和適合女生職業(如秘書、護士)。依照傳統設定，這 20 種職業適合男生包括 13 種：警察、軍人、計程車司機、公車或遊覽車司機、機車或汽車修理工、工程師、水泥工、飛機駕駛員、大學教授、律師、醫生、小學校長、縣長；適合女生包括 7 種：秘書、護士、小學老師、美髮師、百貨公司店員、裁縫師、銀行行員。接著，在認定適合男生(女生)職業問題上，若受訪者回答適合男生、適合女生、男生女生都適合，本文將之設定為 1 分、-1 分、0 分 (-1 分、1 分、0 分)。最終將所有答項分數加總作為性別職業態度分數。當性別職業態度分數愈高，代表愈贊同傳統性別職業分類。為求簡化，本文定義二元性別職業態度如下：

$$\text{個人性別職業態度為傳統} = \begin{cases} 1, & \text{if 性別職業態度分數} > 10, \\ 0, & \text{if otherwise.} \end{cases}$$

再者，本文利用國中導師問卷整理導師性別和導師授課科目，並創造國三導師性別、國三導師教導數學或理化以及兩者的交乘項。¹⁰ 另外，利用每班性別比例計算國中班級女性的比例。

除前述變數外，其他解釋變數包括父母親教育程度、家庭月收入、雙親家庭、出生順序、手足個數(含樣本自己)、縣市、鄉鎮市和J1 樣本虛擬變數。不過，基於婚姻的正向配對，父親和母親教育程度可能具有高度相關。因此本文將只在迴歸模型中控制父親教育程度。在描述完變數定義後，在下一節中，本文呈現變數的敘述統計量。

3.2 變數敘述統計量

本小節呈現變數平均數。由於本文旨在探討男孩和女孩面對父母的性別偏好對其升學結果及高中職主修領域選擇的影響，因此本小節的敘述統計表皆依性別列出變數平均數。表1 呈現實證分析的變數平均數，欄(1)和(2)呈現是否升學的變數平均數，而欄(3)至(6)只使用升學樣本列出就讀高中及高職的各項變數平均數。

於欄(1)和(2)可觀察，女孩和男孩升學的比例分別約97% 和96%，且兩者在進入高中、高職和五專的比例亦非常相近。女孩面對父母偏好兒子，以及男孩面對父母偏好女兒的比例分別為46.4% 和33.2%。女孩樣本、男孩樣本的母親生最後一胎的年齡約31歲、30歲。男女性別在國三成績的差異僅在6–10名、11–20名以及21名以後。不同性別的父母親教育程度、雙親家庭的比例均非常相近，女孩家庭月收入略低於男孩家庭月收入。女孩的手足個數(包括自己)為3個，高於男孩的2.7個。女孩出生序為老大的比例約60% 低於男孩的70%。女孩、男孩居住在大台北地區(台北縣市)和都會地區(都

¹⁰ 陳婉琪(2013)將國一和國三數學老師性別分成皆為男老師(對照組)、男女老師各一位、皆為女老師以及缺乏老師資訊。TYP 只詢問導師及導師授課科目，故本文僅能控制導師性別和其授課科目。此外，雖然在資料上我們可以細分導師授課科目為國文、英文、數學、理化、社會和其他科目，但考量數學、理化、其他科目和男導師樣本數過少，因此本文將國英社和其他科合併為一組，將數學理化合併為另一組。值得說明的是，本文亦嘗試將導師授課科目細分為國英、數學、理化、社會及其他等科目，並重新分析。結果發現細分導師授課科目並不影響最終估計結果。

表 1 變數平均數

| | 女孩 (1) | 男孩 (2) | 女孩樣本 | | 男孩樣本 | |
|-----------------|-----------|-----------|--------|--------|--------|--------|
| | | | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 被解釋變數: | | | | | | |
| 是否升學 | 0.969 | 0.955 | | | | |
| 升學結果: 高中 | 0.441 | 0.447 | | | | |
| 升學結果: 高職 | 0.491 | 0.491 | | | | |
| 升學結果: 五專 | 0.068 | 0.062 | | | | |
| 社會組或女性主流高職職群 | | | 0.703 | 0.853 | 0.394 | 0.297 |
| 解釋變數: | | | | | | |
| 父母偏好兒子 | 0.464 | | 0.514 | 0.438 | | |
| 父母偏好女兒 | | 0.332 | | | 0.375 | 0.310 |
| 母親生最後一胎年紀 | 30.500 | 29.500 | 31.000 | 30.000 | 30.100 | 29.400 |
| 國三成績對照組: 21 名以後 | | | | | | |
| 國三成績: 1~5 名 | 0.157 | 0.154 | 0.344 | 0.038 | 0.335 | 0.031 |
| 國三成績: 6~10 名 | 0.212 | 0.170 | 0.321 | 0.140 | 0.304 | 0.082 |
| 國三成績: 11~20 名 | 0.320 | 0.289 | 0.241 | 0.382 | 0.238 | 0.344 |
| 父親學歷對照組: 國中以下 | | | | | | |
| 父親學歷: 高中職 | 0.349 | 0.357 | 0.346 | 0.338 | 0.344 | 0.374 |
| 父親學歷: 專科 | 0.083 | 0.086 | 0.125 | 0.053 | 0.142 | 0.047 |
| 父親學歷: 大學以上 | 0.138 | 0.139 | 0.249 | 0.057 | 0.233 | 0.068 |
| 母親學歷對照組: 國中以下 | | | | | | |
| 母親學歷: 高中職 | 0.391 | 0.386 | 0.434 | 0.342 | 0.410 | 0.379 |
| 母親學歷: 專科 | 0.073 | 0.060 | 0.125 | 0.037 | 0.104 | 0.026 |
| 母親學歷: 大學以上 | 0.085 | 0.095 | 0.163 | 0.032 | 0.175 | 0.038 |
| 家庭月收入對照組: 3 萬以下 | | | | | | |
| 家庭月收入: 3~5 萬 | 0.311 | 0.274 | 0.245 | 0.373 | 0.227 | 0.322 |
| 家庭月收入: 5~8 萬 | 0.361 | 0.370 | 0.391 | 0.335 | 0.396 | 0.363 |
| 家庭月收入: 8~12 萬 | 0.169 | 0.203 | 0.236 | 0.119 | 0.260 | 0.144 |
| 家庭月收入: 12 萬以上 | 0.050 | 0.053 | 0.075 | 0.034 | 0.065 | 0.040 |
| 雙親家庭 | 0.900 | 0.904 | 0.936 | 0.880 | 0.925 | 0.894 |
| 手足個數 | 3.000 | 2.700 | 2.800 | 3.100 | 2.500 | 2.800 |
| 出生序對照組: 第一 | | | | | | |
| 出生序: 第二 | 0.306 | 0.246 | 0.245 | 0.348 | 0.194 | 0.277 |
| 出生序: 第三以後 | 0.101 | 0.059 | 0.075 | 0.117 | 0.025 | 0.087 |
| 縣市對照組: 宜蘭縣 | | | | | | |
| 台北市 | 0.334 | 0.361 | 0.458 | 0.245 | 0.485 | 0.287 |
| 台北縣 | 0.423 | 0.394 | 0.327 | 0.474 | 0.329 | 0.402 |
| 鄉鎮市對照組: 鄉鎮 | | | | | | |
| 都市 | 0.771 | 0.748 | 0.869 | 0.695 | 0.871 | 0.656 |
| 市鎮 | 0.123 | 0.142 | 0.082 | 0.159 | 0.073 | 0.197 |
| 性別職業態度: 傳統 | | | 0.271 | 0.351 | 0.438 | 0.440 |
| 國三導師特性: | | | | | | |
| 女導師 | | | 0.774 | 0.789 | 0.725 | 0.736 |
| 導師教數學或理化 | | | 0.279 | 0.289 | 0.323 | 0.313 |
| 女導師教數學或理化 | | | 0.146 | 0.166 | 0.160 | 0.141 |
| 國中班級女性比例 (%) | | | 55.800 | 52.400 | 42.900 | 45.500 |
| 樣本數 | 1,557 | 1,327 | 535 | 681 | 480 | 575 |

註: 是否升學的女孩和男孩樣本數分別為 1,557 和 1,327, 升學結果(升高中、高職、五專)只含已升學受訪者, 合計 1,508 位女孩和 1,267 位男孩, 其中高中職女孩共 1,216 位、高中職男孩共 1,055 位。

市和市鎮)的比例分別75.7% 和89.4%、75.5% 和89%，並無明顯差異。

欄(3)與(4)和欄(5)與(6)分別呈現女孩和男孩就讀高中和高職的變數平均數。女孩選社會組和女性主流職群的比例約70% 和85%，男孩約39% 和30%，顯示不同性別的學生在選社會組和女性主流職群有明顯的差距。在女高中和女高職樣本中，父母偏好兒子的比例約51% 和44%，而在男高中和男高職樣本中，父母偏好女兒的比例約為38% 和31%。不論性別，高中樣本在國三成績、父母親學歷在高中職以上、家庭月收入在5萬以上、雙親家庭、出生序為老大、居住在台北市和都市的比例上皆高於高職樣本，而其手足個數比高職樣本少。相較於女高中生，女高職生的性別職業態度較為傳統(27.1% 和35.1%)，而男高中職生在性別職業態度上無明顯差異。國中導師部分，不論高中或高職，女孩樣本的國三導師為女性的比例均高於男孩樣本。女孩樣本的國三導師教數學和理化的比例均低於男孩樣本。男女孩樣本在國三女導師教數學和理化的比例並無明顯的差異。最後，女孩的國中班級女性比例介於52–56% 高於男孩的42–46%。

表2 依照父母的性別偏好區分子女在選擇主修領域的差異。Panel A 分別為高中女孩和高職女孩的結果，Panel B 分別呈現高中男孩和高職男孩的結果。於「差異」一欄中，本文檢定父母是否對子女性別有偏好在選社會組或女性主流職群比例上的差異。

首先，表2 Panel A 顯示，來自於「父母偏好兒子」家庭的女孩較可能選擇女性主流學習領域，即在高中選社會組，在高職選女性主流職群。同樣都為高中女孩，父母偏好兒子者選社會組的比例高於父母未偏好兒子者有7.3%。同樣為高職女孩，父母偏好兒子者選擇女性主流職群的比例高於父母未偏好兒子者約3%，但此差異未達統計上的顯著差異。其次，Panel B 顯示，相較來自於父母未偏好女兒家庭，來自於「父母偏好女兒」家庭的男孩較可能在高中選社會組，但在高職較不會選女性主流職群，其差異分別為9% 和-8.1%。簡言之，這些結果與本文前述之推論一致。接著在下一節，本文呈現迴歸分析的實證結果。為精簡文章篇幅，實證結果只列出父母的性別偏好對國中子升學結果和高中職主修領域選擇的迴歸係數。

表 2 高中職主修領域選擇－依照父母的性別偏好分

| Penal A | 高中女孩 | | | 高職女孩 | | |
|----------------|----------|-------|--------|----------|-------|----------|
| | 父母是否偏好兒子 | | 差異 | 父母是否偏好兒子 | | 差異 |
| | 否 | 是 | | 否 | 是 | |
| 社會組或 女性主流職群 | 0.665 | 0.738 | 0.073* | 0.841 | 0.869 | 0.028 |
| 樣本數 | 260 | 275 | | 383 | 298 | |
| Penal B | 高中男孩 | | | 高職男孩 | | |
| | 父母是否偏好女兒 | | 差異 | 父母是否偏好女兒 | | 差異 |
| | 否 | 是 | | 否 | 是 | |
| 社會組或 女性主流職群 | 0.360 | 0.450 | 0.090* | 0.322 | 0.242 | -0.081** |
| 樣本數 | 300 | 180 | | 397 | 178 | |

註: 1. 「差異」一欄檢定父母是否對子女性別有偏好在社會組或女性主流職群比例上的差異。

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

4. 實證結果

4.1 父母的性別偏好對國中子女升學結果的影響

本小節檢視父母的性別偏好對國中子女升學結果的影響。升學結果包括是否升學以及升學的類型(升高中、高職或五專)。表3 模型(1)至(3)檢視父母偏好兒子對國中女兒升學結果的影響，模型(4)至(6)分析父母偏好女兒對國中兒子升學結果的影響。模型(1)和模型(4)為是否升學的迴歸結果，採用線性機率模型 (linear probability model, LPM) 進行估計。模型(2)和(3)以及模型(5)和(6)均使用「升高中」為對照組之多元邏輯迴歸模型 (multinomial logit regression model)，分析父母的性別偏好對國中子女升學類型的影響，模型中迴歸係數值已轉換成相對勝算比 (relative-risk ratios)，當迴歸估計值大於 1 (小於 1)，表示相較於升高中，第 k 個解釋變數增加將提升(降低)個體進入高職或五專的機率。除了父母的性別偏好變數之外，各模型控制變數皆

包括母親生最後一胎年紀、國三班級成績、父親教育程度、家庭月收入、雙親家庭、手足個數的固定效果、縣市和鄉鎮市的固定效果及 J1 樣本虛擬變數。

由於在實際應用上，對於二元被解釋變數 (binary dependent variable) 研究者通常會選擇 logit 或 probit 模型，而不採用線性機率模型 (LPM) 進行估計，因此本文在此說明使用 LPM 的理由。首先，Hellevik (2009) 指出，在大多數應用中，LPM 估計結果和 logit 模型非常相似，但前者的優勢在於其係數能夠直接解釋成機率。其次，雖然 LPM 可能的問題包括了 (1) 異質誤差變異數 (heteroskedasticity) 和 (2) 預測機率可能小於 0 或大於 1，不過在實證上，本文均採用以叢集調整過的穩健標準誤，此舉應可緩和異質誤差變異數的問題。另外，本文的實證結果主要專注解釋變數和被解釋變數的關係而非預測機率。因此，針對二元被解釋變數，本文皆採用線性機率模型，以便於直接來傳達迴歸係數的含義。

首先，女孩樣本部分。在控制了上述各項解釋變數後，模型 (1) 和模型 (2) 與 (3) 依序顯示，父母偏好兒子分別對國中女兒是否升學，以及對升學的學校類型均未有顯著的關係。其次，男孩樣本部分。與女孩樣本結果一致，模型 (4) 和模型 (5) 與 (6) 依序指出，父母偏好女兒對國中兒子是否升學，以及對升學類型均沒有顯著關聯性。簡言之，表 3 結果顯示，在國中升學率已接近 100% 情況下，父母的性別偏好對國中子女是否升學以及升學的學校類型均無顯著的影響。

雖然父母的性別偏好並不影響國中子女是否升學和升學的學校類型，不過父母的性別偏好可能會影響子女在高中職階段主修領域的選擇。因此在後面小節，本文使用線性機率模型 (LPM)，依序檢視父母的性別偏好對高中子女選組和高職子女選職群的影響。

4.2 父母的性別偏好對高中子女選組的影響

本小節呈現父母的性別偏好對高中子女選組行為的影響。本文依序檢視父母偏好兒子對高中女孩選組，以及父母偏好女兒對高中男孩選組的影響。女孩和男孩的分析結果分別置於表 4 與表 5 和表 6 與表 7。

表 3 父母的性別偏好對國中升學結果的影響

| | 女孩樣本 | | | 男孩樣本 | | |
|----------------|------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | 多元邏輯迴歸模型 | | | 多元邏輯迴歸模型 | | |
| | 是否 升學 | 升高職 vs. 升高中 | 升五專 vs. 升高中 | 是否 升學 | 升高職 vs. 升高中 | 升五專 vs. 升高中 |
| 平均數 | 0.969 | | | 0.955 | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 父母偏好兒子 | 0.013 (0.008) | 1.033 (0.220) | 0.943 (0.270) | | | |
| 父母偏好女兒 | | | | 0.002 (0.011) | 0.968 (0.210) | 0.621 (1.610) |
| 控制變數 | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 樣本數 | 1,557 | 1,508 | 1,508 | 1,327 | 1,267 | 1,267 |
| R ² | 0.058 | | | 0.093 | | |

註: 1. 控制變數包括母親生最後一胎年紀、國三成績、父親學歷、家庭月收入、雙親家庭，以及手足個數、縣市、鄉鎮市和J1 樣本等虛擬變數。迴歸係數標準誤均使用國中學校為叢集計算而得，模型(1) 和(4) 括號為標準誤，多元邏輯迴歸模型係數值均轉成相對勝算比，其括號為 z 值絕對值。

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。

表4 和表6 分別為高中女孩和高中男孩選社會組的決定因素，被解釋變數為選社會組(對照組為選自然組)。模型(1) 只控制父母的性別偏好變數，模型(2) 及(3) 加入母親生最後一胎時的年紀、國三班級成績、家庭背景(父親教育程度、家庭月收入、雙親家庭)、縣市和鄉鎮市的固定效果、J1 樣本虛擬變數，以及手足個數的固定效果。接著，以模型(3) 估計結果為基準模型(baseline model)，模型(4) 控制性別職業態度，國三導師性別、教導科目、導師性別及教導科目交乘項，國中班級女性比例和其平方項，藉此評估父母的性別偏好對選組影響的穩健性。表5 和表7 依照受訪者的出生順序是否為老大重新分析。

4.2.1 父母偏好兒子與高中女孩選組

表4 模型(1) 至(3) 實證結果顯示，父母偏好兒子與女孩選社會組呈正向顯著關係，其估計值介於 7.3% 至 8.7%，以模型(3) 為例，相較於來自父母未偏好兒子家庭，來自父母偏好兒子家庭的高中女孩選社會組的機率高出有 8.6%。模型(4) 同時加入(a) 性別職業態度，(b) 導師性別、教導科目、導師性別與教導科目交乘項，(c) 國中班級女性比例和其平方項發現，父母偏好兒子的估計值為 8.7%，與模型(3) 相比非常相近。

表 4 父母偏好兒子對女孩選社會組的影響

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 父母偏好兒子 | 0.073* (0.037) | 0.087** (0.039) | 0.086** (0.041) | 0.087** (0.041) |
| 母親生最後一胎年紀、國三成績 | no | yes | yes | yes |
| 父親學歷、家庭月收入、雙親家庭 | no | yes | yes | yes |
| 縣市、鄉鎮市、J1 樣本虛擬變數 | no | yes | yes | yes |
| 手足個數虛擬變數 | no | no | yes | yes |
| 性別職業態度 | no | no | no | yes |
| 國三導師特性 | no | no | no | yes |
| 國中班級女性比例及其平方項 | no | no | no | yes |
| 樣本數 | 535 | 535 | 535 | 535 |
| R ² | 0.006 | 0.049 | 0.050 | 0.061 |

註: 1. 被解釋變數為選社會組, 平均數為 70.3%。國三導師特性包括女導師、導師教數學或理化、女導師教數學或理化。括號為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。
 2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

接著, 本文將女孩樣本分為首胎和非首胎樣本。非首胎樣本可再分為樣本的老大為哥哥和姐姐。不過, 當女孩樣本的老大手足為哥哥時, 按 boybias(F) 定義, 表示沒有樣本生活在偏好兒子家庭(即 boybias(F) 均為 0), 因此無法得到估計值。樣本為首胎、非首胎及樣本的老大為姐姐之結果依序呈現於表 5 模型(1)–(2)、模型(3)–(4)、模型(5)–(6), 其中奇數模型的控制變數為母親生最後一胎的年紀、國三班級成績、家庭背景(父親教育程度、家庭月收入、雙親家庭)、手足個數、縣市和鄉鎮市的固定效果及 J1 樣本虛擬變數, 而偶數模型除了上述這些變數外, 還包括了個人性別職業態度、國三導師性別、教導科目、導師性別及教導科目交乘項、國中班級女性比例和其平方項。結果發現奇數模型和偶數模型在父母偏好兒子與高中女孩選組的關係上並無二致, 因此以下以偶數迴歸模型為例, 一一描述父母偏好兒子和高中女孩選組之間的關聯性。

同樣為長女, 面對父母偏好兒子的高中女孩選社會組的比例會比未面對父母偏好兒子的高中女孩高出約 11%。此外, 不論使用非首胎樣本或受訪者老大手足為姐姐的樣本, 模型(4)和(6)均顯示父母偏好兒子對女孩選社會組

表 5 父母偏好兒子對女孩選社會組的影響—按是否排行老大分

| | 老大 | | 非老大 | | 老大是姐姐 | |
|-----------------------|--------------------|--------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 父母偏好兒子 | 0.109** (0.052) | 0.107** (0.052) | 0.009 (0.083) | 0.036 (0.084) | -0.096 (0.105) | -0.082 (0.106) |
| 樣本數 | 364 | 364 | 171 | 171 | 113 | 113 |
| <i>R</i> ² | 0.083 | 0.097 | 0.063 | 0.119 | 0.169 | 0.195 |

註：1. 被解釋變數為選社會組。奇數模型控制變數與表 4 模型(3)相同，而偶數模型控制變數與表 4 模型(4)相同。括號為標準誤，以國中學校為叢集計算而得。

2. ****p* < 0.01, ***p* < 0.05, **p* < 0.1。

的機率未有顯著的影響。綜合表 4 和表 5 的結果，父母偏好兒子影響高中女孩選社會組的行為僅對長女有顯著之影響。

4.2.2 父母偏好女兒與高中男孩選組

前述聚焦於父母偏好兒子對女孩選社會組機率的影響。接著本文檢視父母偏好女兒對男孩選社會組機率的影響。表 6 為全部樣本分析結果，表 7 則按樣本是否為老大重新分析的結果。表中各模型的變數設定皆與表 4 和表 5 相同。

表 6 模型(1)至(3)的設定下，父母偏好女兒與男孩選社會組呈正向關係，其估計值介於 8.5% 至 9%，代表相較於來自父母未偏好女兒家庭，來自父母偏好女兒家庭的高中男孩較可能選擇社會組。模型(4)控制個人性別職業態度，國三導師性別、教導科目、導師性別及教導科目交乘項，以及國中班級女性比例和其平方項，仍發現父母偏好女兒與高中男孩選社會組的機率呈現正向的關係，其估計值為 8.9%。因此父母偏好女兒對男孩選社會組機率的正向影響並非導因於前述的三類變數。

接著，表 7 將樣本分為首胎樣本和非首胎樣本，其中非首胎樣本又可分全部非首胎樣本以及樣本的老大手足為哥哥和姐姐。依照 girlbias(*M*) 定義，若男孩樣本的老大手足為姐姐，girlbias(*M*) 變數皆為 0，無適當的比較對象，因此無法得到估計值。模型內的各項解釋變數之設定皆與表 5 相同。分析結果顯示，奇數和偶數模型的分析結果非常相似，故只以表中偶數模型為例。父母偏好女兒對高中男孩選社會組的估計值依序為 7% (*t* = 1.22)、13.1% (*t* =

表 6 父母偏好女兒對男孩選社會組的影響

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 父母偏好女兒 | 0.090* (0.050) | 0.090* (0.048) | 0.085+ (0.051) | 0.089* (0.051) |
| 母親生最後一胎年紀、國三成績 | no | yes | yes | yes |
| 父親學歷、家庭月收入、雙親家庭 | no | yes | yes | yes |
| 縣市、鄉鎮市、J1 樣本虛擬變數 | no | yes | yes | yes |
| 手足個數虛擬變數 | no | no | yes | yes |
| 性別職業態度 | no | no | no | yes |
| 國三導師特性 | no | no | no | yes |
| 國中班級女性比例及其平方項 | no | no | no | yes |
| 樣本數 | 480 | 480 | 480 | 480 |
| R ² | 0.008 | 0.057 | 0.058 | 0.066 |

註: 1. 被解釋變數為選社會組, 平均數為 39.4%。國三導師特性包括女導師、導師教數學或理化、女導師教數學或理化。括號為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。
 2. ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1, +p < 0.11。

表 7 父母偏好女兒對男孩選社會組的影響—按是否排行老大分

| | 老大 | | 非老大 | | 老大是哥哥 | |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 父母偏好女兒 | 0.068 (0.057) | 0.070 (0.057) | 0.106 (0.131) | 0.131 (0.132) | 0.136 (0.179) | 0.188 (0.233) |
| 樣本數 | 375 | 375 | 105 | 105 | 45 | 45 |
| R ² | 0.075 | 0.077 | 0.140 | 0.150 | 0.515 | 0.532 |

註: 1. 被解釋變數為選社會組。奇數模型控制變數與表 6 模型(3)相同, 而偶數模型控制變數與表 6 模型(4)相同。括號為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。
 2. ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。

1)、18.8% ($t = 0.81$), 其迴歸係數皆為正值, 但統計上都未顯著異於 0。可能是因為樣本數過少所致, 使得估計精確度下降許多。不過, 迴歸係數呈現一致性的正值較可能代表, 父母偏好女兒對高中男孩選組的影響並不會因出生順序不同而有所不同。即相較於來自父母未偏好女兒家庭, 來自父母偏好女

兒家庭的高中男孩較可能選社會組。這樣的結果與表 5 不同。¹¹

綜合上述，父母偏好兒子對女孩選社會組機率，以及父母偏好女兒對男孩選社會組機率均有正向的影響，且兩者效果相距不大。對高中女孩而言，父母偏好兒子與女孩選社會組的機率呈正向關係僅出現在長女。對高中男孩而言，雖然父母偏好女兒與男孩選社會組的機率呈正向關係，不過當使用樣本是否為首胎樣本重新分析，發現此正向關係皆未呈顯著關係，可能是樣本過少使得估計結果變得不精確。這些結果表示，當父母重男輕女觀念降低並轉為男女平等時，高中女孩選自然組的機率會上升，而高中男孩選社會組的機率保持不變，因此高中學習領域的性別區隔程度應會有所改善。

4.3 父母的性別偏好對高職子女選職群的影響

本小節檢視父母的性別偏好對高職子女選擇職群的影響。仿照第 4.2 節，本文依序檢視父母偏好兒子對高職女孩選擇職群，以及父母偏好女兒對高職男孩選擇職群的影響。女孩和男孩的迴歸結果分別整理於表 8 與表 9 和表 10 與表 11。

在表 8 和表 10，本文呈現高職女孩和高職男孩選擇職群的決定因素，被解釋變數為選擇女性主流職群，包括商業類（商業管理群、外語群、設計群）、家事類家政群及醫事護理類等高職職業科。解釋變數部分，模型(1)至(3)依序加入父母對子女的性別偏好，母親生最後一胎年紀、國三班級成績、家庭背景（父親教育程度、家庭月收入、雙親家庭）、縣市和鄉鎮市的固定效果、J1 樣本虛擬變數，以及手足個數的固定效果。接著，以模型(3)估計結果為基準，模型(4)再控制性別職業態度，國三導師性別、教導科目、導師性別及教導科目交乘項，國中班級女性比例和其平方項，藉此觀察父母偏好兒子與選擇女性主流職群的關係是否產生變化，以檢視模型(3)估計結果的穩健性。表 9 和表 11 依照受訪者出生順序是否為老大重新進行迴歸分析。

4.3.1 父母偏好兒子與高職女孩選職群

首先，在表 8 模型(1)至(3)的設定下，父母偏好兒子與高職女孩選擇女性主流職群呈正向關係，其估計值介於 2.8% 至 6.4%。以模型(3)為例，相較於來自

¹¹ 表 5 模型(2)、(4)、(6)父母偏好兒子的估計值分別為 10.7%、3.6% 和 -8.2%，三者估計值並不一致，首胎樣本的估計值為正向顯著，而非首胎樣本的估計值趨向於 0 及負值（但均不顯著）。

表 8 父母偏好兒子對女孩選女性主流職群的影響

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 父母偏好兒子 | 0.028 (0.021) | 0.048** (0.020) | 0.064*** (0.024) | 0.066*** (0.024) |
| 母親生最後一胎年紀、國三成績 | no | yes | yes | yes |
| 父親學歷、家庭月收入、雙親家庭 | no | yes | yes | yes |
| 縣市、鄉鎮市、J1 樣本虛擬變數 | no | yes | yes | yes |
| 手足個數虛擬變數 | no | no | yes | yes |
| 性別職業態度 | no | no | no | yes |
| 國三導師特性 | no | no | no | yes |
| 國中班級女性比例及其平方項 | no | no | no | yes |
| 樣本數 | 681 | 681 | 681 | 681 |
| R^2 | 0.002 | 0.052 | 0.059 | 0.066 |

註: 1. 被解釋變數為選女性主流職群, 平均數為 85.2%。國三導師特性包括女導師、導師教數學或理化、女導師教數學或理化。括號為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。
 2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

父母未偏好兒子家庭, 來自父母偏好兒子家庭的高職女孩選女性主流職群的機率高出有 6.4%。其次, 當控制性別職業態度、國三導師性別、教導科目、導師性別及教導科目交乘項, 以及國中班級女性比例和其平方項, 模型(4)指出, 父母偏好兒子對女孩選女性主流職群之正向影響並未有明顯的變化, 其估計值略上升至 6.6%。這些結果顯示父母偏好兒子與女孩選擇女性主流職群的關係具有一定的穩健性。

表 9 將樣本區分為首胎、非首胎及樣本的老大手足為姐姐等三種情況。¹² 分析結果分別置於模型(1)–(2)、模型(3)–(4)、模型(5)–(6)。奇數模型控制母親生最後一胎年紀、國三班級成績、家庭背景、手足個數、縣市和鄉鎮市及 J1 樣本的虛擬變數; 除上述變數外, 偶數模型還包括性別職業態度、國三導師性別、教導科目、導師性別及教導科目交乘項、國中班級女性比例和其平方項。結果發現各子樣本奇數模型和偶數模型的分析結果非常相似。為避免重複論述, 故以下將以偶數模型的估計結果描述父母偏好兒子和選擇女性主流職群的關係。

¹² 按 boybias(F) 定義, 當女性樣本的老大手足為哥哥時, 此表示沒有樣本來自於偏好男生家庭 (即 boybias(F) 皆為 0), 因此無法得到估計值。

表 9 父母偏好兒子對女孩選女性主流職群的影響—按是否排行老大分

| | 老大 | | 非老大 | | 老大是姐姐 | |
|----------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 父母偏好兒子 | 0.051 (0.044) | 0.056 (0.043) | 0.081* (0.043) | 0.085* (0.043) | 0.118* (0.065) | 0.130* (0.067) |
| 樣本數 | 364 | 364 | 317 | 317 | 215 | 215 |
| R ² | 0.079 | 0.125 | 0.078 | 0.097 | 0.112 | 0.148 |

註：1. 被解釋變數為選女性主流職群。奇數模型控制變數與表 8 模型(3)相同，而偶數模型控制變數與表 8 模型(4)相同。括號為標準誤，以國中學校為叢集計算而得。

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

實證結果顯示，不論是採用首胎樣本以及非首胎樣本，父母偏好兒子的迴歸係數均為正的數值。雖然如此，這些迴歸係數只在非首胎樣本的分析中才顯著異於 0。¹³ 在非首胎樣本和受訪者的老大手足為姐姐之分析中（模型(4)與(6)），父母偏好兒子的估計值分別為 8.5% 和 13%，代表同樣非為家中長女，相對於來自於父母未偏好兒子家庭，來自於父母偏好兒子家庭的高職女孩選擇女性主流職群的機率比較高。

4.3.2 父母偏好女兒與高職男孩選職群

表 10 檢視父母偏好女兒對高職男孩選擇女性主流職群的影響，各模型內的各項解釋變數皆與表 8 相同。在控制母親生最後一胎年紀、國三班級成績、家庭背景、縣市和鄉鎮市與 J1 樣本虛擬變數，及手足個數的固定效果之下，模型(3)指出，相較於來自父母未偏好女兒家庭，來自父母偏好女兒家庭的高職男孩選女性主流職群的機率低出有 7%。即使控制了性別職業態度，導師性別、教導科目、導師性別及教導科目交乘項，以及國中班級女性比例和其平方項，模型(4)顯示，父母偏好女兒對男孩選擇女性主流職群的影響並未有明顯的變化（估計值為 -7.1%）。

表 11 將樣本區分為首胎樣本、非首胎樣本及排行老大手足為哥哥的樣本，檢視父母偏好女兒與男孩選擇女性主流職群的關係。各子樣本的迴歸結果分別置於模型(1)–(2)、模型(3)–(4)、模型(5)–(6)，其中奇數和偶數模型之

¹³ 父母偏好兒子與選擇女性主流職群均有一致性的正面影響，隱含父母偏好兒子對高職女孩選女性主流職群的影響可能不會因出生順序不同而有明顯的差異。

表 10 父母偏好女兒對男孩選女性主流職群的影響

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 父母偏好女兒 | -0.081** (0.035) | -0.068* (0.038) | -0.070* (0.040) | -0.071* (0.041) |
| 母親生最後一胎年紀、國三成績 | no | yes | yes | yes |
| 父親學歷、家庭月收入、雙親家庭 | no | yes | yes | yes |
| 縣市、鄉鎮市、J1 樣本虛擬變數 | no | yes | yes | yes |
| 手足個數虛擬變數 | no | no | yes | yes |
| 性別職業態度 | no | no | no | yes |
| 國三導師特性 | no | no | no | yes |
| 國中班級女性比例及其平方項 | no | no | no | yes |
| 樣本數 | 575 | 575 | 575 | 575 |
| <i>R</i> ² | 0.007 | 0.052 | 0.052 | 0.072 |

註: 1. 被解釋變數為選女性主流職群, 平均數約 30%。國三導師特性包括女導師、導師教數學或理化、女導師教數學或理化。括號為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。
 2. ****p* < 0.01, ***p* < 0.05, **p* < 0.1。

表 11 父母偏好女兒對男孩選女性主流職群的影響—按是否排行老大分

| | 老大 | | 非老大 | | 老大是哥哥 | |
|-----------------------|---------------------|--------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 父母偏好女兒 | -0.104** (0.048) | -0.095* (0.047) | 0.055 (0.083) | 0.034 (0.091) | 0.005 (0.121) | 0.008 (0.136) |
| 樣本數 | 366 | 366 | 209 | 209 | 93 | 93 |
| <i>R</i> ² | 0.100 | 0.119 | 0.068 | 0.088 | 0.072 | 0.115 |

註: 1. 被解釋變數為選女性主流職群。奇數模型控制變數與表 10 模型(3)相同, 而偶數模型控制變數與表 10 模型(4)相同。
 2. ****p* < 0.01, ***p* < 0.05, **p* < 0.1。

控制變數與表 9 相同。由於奇數和偶數模型的結果非常相似, 故以偶數模型的實證結果為例。發現在受訪者為長子的情況下, 來自父母偏好女兒家庭的男孩選女性主流職群的機率比來自父母未偏好女兒家庭的男孩低出約 10%。然而, 在受訪者非為長子的情況下, 父母偏好女兒對男孩選擇女性主流職流均無顯著的影響。比較模型(2)、(4)、(6)估計值可發現, 父母偏好女兒對男孩

選擇女性主流職群的負向影響只出現在長子。

總結而言，本小節分析結果顯示，父母對子女的性別偏好與選擇性別主流的高職職群呈正向關係：來自父母偏好兒子家庭的高職女孩較可能選擇女性主流職群、來自父母偏好女兒的高職男孩較不會選擇女性主流職群。可能是因為在勞動市場存在性別職業隔離的情況時，排序在前的姐姐或哥哥為了弟弟或妹妹的升學傾向選擇較容易找到工作的性別主流職群。依照樣本是否為首胎樣本重新分析，發現父母偏好兒子與高職女孩選擇女性主流職群的正向顯著關係主要出現在非首胎樣本（即非長女），而父母偏好女兒與高職男孩選擇女性主流職群的負向關係主要發生在首胎樣本（即長子）。如果父母偏好兒子的程度下降並轉為男孩、女孩一樣好（即重男輕女轉為男女平等），女孩選擇女性主流職群的機率會下降，而男孩選擇女性主流職群的機率將保持不變。在這樣的前提之下，高職學習領域的性別區隔程度將會下降。

4.4 父母的性別角色態度對子女選擇主修領域的影響

截至目前為止，本文透過生育停止法則衡量父母對子女的性別偏好，分析父母的性別偏好對國中升學結果以及高中職主修領域選擇的影響。主要發現父母對子女的性別偏好不影響國中的升學結果，但會影響學習領域的選擇。這樣分析的優點是透過行為（即生育停止法則）來衡量父母的性別偏好，但其限制是生育停止法則只能部分反應家庭內部分性別角色的態度，因為某些生育模式是隨機造成，無法由父母來掌控。為因應生兒育女並不全然可控的問題，本文另以「父母的性別角色態度」作為性別偏好的測量，藉此檢視前述分析結果的穩健性。

從華人社會角度來看，我們會希望父母的性別角色態度問題能同時包括(1)「為了傳宗接代，一個家庭應該至少有一個兒子（父系傳承）」、(2)「賺錢養家是丈夫的責任，打理家務是妻子的責任（男主外、女主內）」、(3)「兒子在婚後應跟父母同住（兩代共居）」等問題（朱敬一與于若蓉，頁18），不過TYP父母的性別角色態度問題較強調家庭內「夫妻角色」和「重男輕女」評價等問題，包括：(1)家庭中大部分重要的事情應當要由男人來決定，(2)當母親有工作的話，入學前子女比較容易受到不好的影響，(3)丈夫的責任就是賺錢養家，妻子的責任就是照顧家庭，(4)經濟不景氣需裁員時，應該先從（已

婚)女性員工裁起,(5)夫妻有小孩之後,先生賺的錢如果足夠養家,太太就應該留在家中照顧小孩。答項分別為非常同意、同意、不同意、非常不同意,父母根據陳述語句的挑選一個最適合的答案。本文將回答「非常同意」至「非常不同意」依序設為4至1分,並計算這五題的平均分數。在女孩樣本中,父母性別角色態度的平均數和標準差為2.33和0.44,而男孩樣本中,父母性別角色態度的平均數和標準差為2.37和0.45。

為了捕捉父母是否具有傳統性別角色態度,本文定義:若父母性別角色態度的分數高於平均數一個標準差,則父母的性別角色態度為「傳統」(即偏好男性),並設其值為1。在男女樣本中,父母性別角色態度的分數高於平均數一個標準差的數值均約為2.8,據此認定父母性別角色態度分數高於2.8時,代表父母具有傳統的性別角色態度。不過,本文發現男孩樣本未包含邊界點(2.8)會左右分析結果,因此在男性樣本的設定中,改採用父母性別角色態度的分數高於或等於平均數一個標準差為「傳統」。¹⁴在前述的設定下,女孩面對父母性別角色態度為傳統的比例約9%,男孩面對父母性別角色態度為傳統的比例約20%。因此在相同世代中,相較於女孩,男孩更可能來自於具有傳統性別角色態度的家庭。換言之,男孩受到父母的傳統性別角色態度之影響的可能性比女孩高,隱含相較於女生,男生的性別角色態度趨於性別平等的變化會比較緩慢。¹⁵

¹⁴ 具體而言,在男性樣本中,如果以父母性別角色態度分數高於或等於2.8分時(高於或等於平均數一個標準差),來代表父母具有傳統的性別角色態度時,父母的傳統性別角色態度均與選組和選職群呈顯著相關,但若以父母性別角色態度分數高於2.8分來代表父母具有傳統的性別角色態度時,分析結果顯示父母的傳統性別角色態度均不顯著影響選組和選職群,但迴歸係數方向和大小均與前述使用父母性別角色態度分數高於或等於2.8分定義父母具有傳統性別角色態度一致。本文亦嘗試使用父母性別角色態度的分數高於平均數0.5標準差(即高於2.5分),則認定父母具有傳統性別角色態度,結果發現父母的傳統性別角色態度均與選組和選職群呈顯著相關。這些結果似乎說明了父母的傳統性別角色態度對兒子或對女兒的影響是不相同。在相同世代中,相較於女生,男生受到父母的傳統性別角色態度較為明顯。

¹⁵ 呂玉瑕(2011)指出1990年代台灣社會轉型時期,台灣民眾的性別角色態度顯著較過去開放,然而,針對男女民眾的性別角色態度比較中發現,相較於女性,男性對於家庭內的性別區隔態度傾向開放的變遷速度較為緩慢。雖然男性普遍支持女性就業,以及公共場域的性別平等,卻仍相對支持家庭內的性別區隔,可能是傳統「男主外女主內」的性別區隔使男性得到優勢地位。另外,呂玉瑕與周玉慧(2015)發現青少年比成年人更傾向自主的性別角色態度,且女性比男性更認同自主的性別角色。父母自身的性別角色態度對青少年男女亦有顯著的傳遞作用。綜上可知,儘管隨著時代變遷,父母與子女的性別角色態度均趨向兩性平等,但是在家庭內(例如面對子女的教養),父母很可能因為子女性別而採取不同的對待方式,一方面希望男孩獲得優勢地位,一方面期待女孩處於平等自主的環境,這些因素可能導致有較高比例的男孩會面對傳統性別角色觀念的父母。

表 12 父母的性別角色態度對高中職主修領域選擇的影響

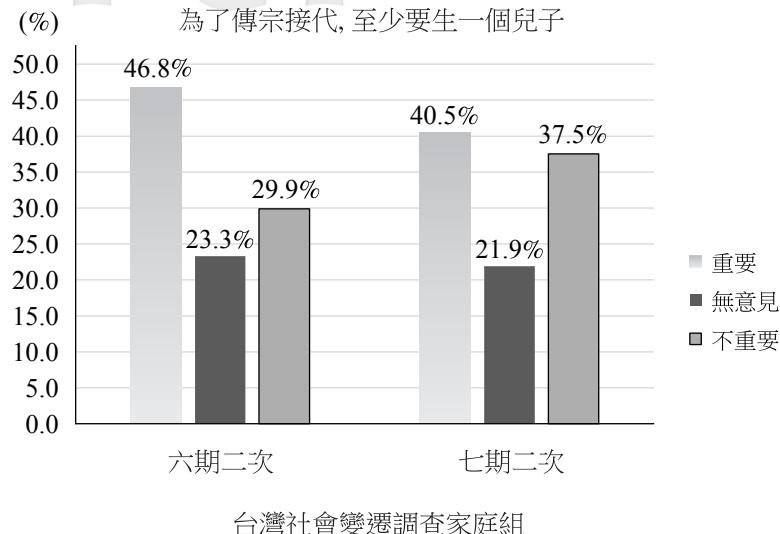
| | 女孩樣本 | | | 男孩樣本 | |
|----------------|--------------------|------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | 全部 | 高中 | 高職 | 高中 | 高職 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 平均數 | 0.779 (0.027) | 0.695 (0.062) | 0.849 (0.030) | 0.378 (0.042) | 0.304 (0.032) |
| 父母的性別角色態度: 傳統 | 0.059** (0.027) | 0.050 (0.062) | 0.060* (0.030) | 0.102** (0.042) | -0.058* (0.032) |
| 樣本數 | 1,866 | 846 | 1,020 | 843 | 1,103 |
| R ² | 0.053 | 0.040 | 0.048 | 0.057 | 0.076 |

註: 1. 被解釋變數說明: 全部為女性主流學習領域, 高中為社會組, 高職為女性主流職群。「父母的性別角色態度: 傳統」與「父母的性別角色態度: 不傳統」分別用以捕捉女孩面對「父母偏好兒子」與男孩面對「父母偏好女兒」的情況。控制變數均以表 10 模型(4)相同。括號為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表 12 模型(1)至(3)和模型(4)和(5)分別為父母的性別角色態度對女孩和男孩主修領域選擇影響的分析結果。在女孩分析的部分, 由於前述分析指出, 來自於偏好兒子家庭的女孩較可能選擇女性主流學習領域, 因此模型(1)檢視父母的性別角色態度對女孩選擇女性主流學習領域的影響, 模型(2)和(3)再依序分析父母的性別角色態度對女孩選組和選職群的影響。男孩分析的部分, 前述分析發現來自於偏好女兒家庭的男孩(即面對較無傳統性別角色的父母), 高中選組較可能選擇女性主流的社會組, 但高職選職群較不會選擇女性主流職群。因此模型(4)和(5)分別檢視父母是否有傳統性別角色態度對男孩在高中選組和高職選職群的影響。為了方便讀者比對表 6 與表 10 之「父母偏好女兒」對男孩在高中職主修領域選擇的影響, 迴歸係數呈現「父母的性別角色態度: 非傳統」, 藉此捕捉父母偏好女兒的情況。除了樣本篩選機制之外, 表 12 控制變數皆與前述迴歸分析相同。為節省篇幅, 表 12 只呈現父母性別角色態度的迴歸係數。

首先, 模型(1)至(3)顯示, 父母的傳統性別角色態度與女孩選擇女性主流學習領域均呈正向關係, 估計值分別約 6%、5%、6%。以模型(1)為例, 相較於面對沒有傳統性別角色態度的父母, 面對具有傳統性別角色態度的父母



註：圖中數字取自於「台灣社會變遷基本調查」家庭組六期二次和七期二次執行報告書（章英華等，2012；傅仰止等，2017），由作者自行整理繪製。

圖1 2011 和 2016 年民眾對「為了傳宗接代，至少要生一個兒子」分布

之女孩其選擇女性主流學習領域的機率多出 6%。然而，當細分高中和高職女孩時，父母的傳統性別角色態度只對高職女孩選女性主流職群有顯著之影響。其次，模型(4) 和 (5) 指出，父母未有傳統性別角色態度分別對高中男孩選社會組、高職男孩選女性主流職群有正向、負向的影響，其估計值分別約 10% 和 -6%。綜合言之，表 12 結果與前述採用生育停止法則檢視父母的性別偏好對子女主修領域選擇之影響的結果幾乎是一致的。

4.5 父母重男輕女的趨勢與學習領域性別區隔現象

由於父母的性別偏好顯著影響子女主修領域的選擇。本文進一步使用「台灣社會變遷基本調查」家庭組於 2011 年和 2016 年詢問 18 歲以上受訪者「為了傳宗接代，至少要生一個兒子」，以此評估「父母偏好兒子」的趨勢，並藉此簡述學習領域的性別區隔現象的可能發展。這項問題答項從 0 至 5 依序代表不重要至非常重要。為求簡化，本文將回答「0 或 1」設為不重要，回答「2」設為無意見，回答「3 或 4」設為重要。圖 1 繪製這兩波在此題的分布

情況。明顯看到，認為「為了傳宗接代，至少要生一個兒子」是重要的比例由約47%下降至約41%，認為該論述不重要的比例上升約8%。由此可知，台灣社會重男輕女的情況呈現下降的趨勢，此隱含父母偏好兒子的情況應是呈下降趨勢。結合前述實證結果的發現，當父母重男輕女觀念轉為男女平等時，高中職主修領域的性別區隔程度將會有所改善。

5. 結論

隨著高等教育的擴張，男女在接受大學教育的機會上已無顯著差異，然而不同性別在學習領域的選擇上仍存在著高度區隔現象。男生集中在自然科學領域，女生聚集於人文社會領域。在我國現行中等教育分流制度下，中等教育主修領域只是高等教育科系的進一步細分，因此主修領域的選擇與未來從事職業類型緊密關聯，更是理解男女工資不均等的重要關鍵。過去實證文獻在探討學習領域的性別區隔主要聚焦在學科成績、學習環境的性別組成、性別刻板印象等面向，鮮少著墨在父母的性別偏好對子女主修領域選擇的影響。本文使用「台灣青少年計畫」，檢視父母的性別偏好對國中子女升學與高中職主修領域選擇的影響。父母的性別偏好是透過生育停止法則分別定義女孩面對父母偏好兒子，以及男孩面對父母偏好女兒。

本文發現，在國中升學率趨於100%下，父母的性別偏好對國中子女升學及升學類型均沒有顯著的影響，但父母的性別偏好則會顯著影響子女在高中職主修領域的選擇。「父母偏好兒子」對女孩選擇女性主流學習領域均有正面的影響：高中女孩較可能選社會組、高職女孩較可能選女性主流職群；「父母偏好女兒」分別對男孩在高中時選社會組有正向的影響，對男孩在高職時選女性主流職群有負向的影響。這些結果表示，當父母重男輕女觀念轉為男女平等時，應有助於提升高中女孩選自然組，以及降低高職女孩選擇女性主流職群的可能性，但高中男孩選社會組的機率，以及高職男孩選擇女性主流職群的機率均維持不變。因此高中職主修領域的性別區隔程度應能有所改善。

另外，生兒育女不見得能由父母完全操控，為因應生兒育女並不全然可控的問題，本文另以「父母的性別角色態度」作為父母性別偏好的測量，藉

此檢視前述分析結果的穩健性。發現父母具有傳統的性別角色態度(父母較偏好兒子)對女孩選擇女性主流學習領域有正面的影響，不過當細分高中、高職女孩時，父母的傳統性別角色態度只對高職女孩選女性主流職群有正向顯著的影響。父母未具有傳統的性別角色態度(父母較偏好女兒)分別對男孩選社會組有正向影響，對男孩選擇女性主流職群有負向影響。這些結果與前述使用生育停止法則分析而得到的結果幾乎是一致的。

綜合郭祐誠與許聖章(2011)、陳婉琪(2013)，以及本文的發現，改善高中職學習領域的性別區隔的政策制定方向，可藉由提升女性對自然學科的興趣，淡化「男生比女生更適合念自然科學」的信念，以及增加父母對男孩、女孩一樣好的觀念。

最後，說明本文實證結果的限制。第一，由於TYP調查母體僅為台北市、台北縣及宜蘭縣，並非是全國性的抽樣調查，因此本文的實證結果不見得可直接應用在其他縣市。第二，生育停止法則只能近似家庭內部的性別角色態度，因為某些生育模式是隨機並非全然由父母掌控。雖然本文亦採用了父母的性別角色態度代替父母的性別偏好，藉此檢視估計結果的穩健性。然而生育停止法則只能近似父母的性別偏好表示該變數存在衡量誤差，故本文的估計結果存在縮減偏誤。第三，現代年輕人不婚及晚婚所造成的少子女化現象，隱含已婚父母的組成和本文所使用資料不同，父母的性別偏好可能有所改變(如同前述「台灣社會變遷基本調查」資料所顯示台灣社會重男輕女有下降的趨勢)，是故未來實證分析可持續檢視父母的性別偏好對子女選擇性別主流學習領域的影響，以進一步釐清學習領域的性別區隔之趨勢。

參考文獻

- 朱敬一與于若蓉(2012)，「變遷中的台灣家庭－自經濟研究的觀點剖析」，廖炳惠、孫康宜與王德威(主編)，《台灣及其脈絡》，3–34，台北：國立台灣大學出版中心。[Chu, C.-Y. Cyrus and R.-R. Yu (2012), “Changing Taiwanese Families: From the Perspectives of Economic Research Analysis,” in P.-H. Liao, K.-Y. Sun, and D.-W. Wang (eds.), *Taiwan and Its Contexts*, 3–34, Taipei: National Taiwan University Press.]

池伯尉，尤素娟與劉錦添(2019)，「為何女生不讀理工、男生不讀人文？大學入學考生資

- 料之實證」，《經濟論文叢刊》，即將出版。[Chih, B.-W., S.-C. Yu, and J.-T. Liu (2019), “Gender Differences in College Major Choice,” *Taiwan Economic Review*, forthcoming.] 吳慧瑛 (2007)，「家庭背景與教育成就—五個出生世代的比較分析」，《人口學刊》，34, 109–143。[Wu, H.-Y. (2007), “Family Background and Educational Achievement in Taiwan: Changing Trends in Five Cohorts,” *Journal of Population Studies*, 34, 109–143.] 呂玉瑕 (2011)，「台灣民眾性別角色態度的變遷—1991–2001」，《台灣社會學刊》，48, 51–94。[Lu, Y.-H. (2011), “Changes in Gender-Role Attitudes in Taiwan, 1991–2001,” *Taiwanese Journal of Sociology*, 48, 51–94.] 呂玉瑕與周玉慧 (2015)，「二十一世紀台灣青少年性別角色態度之形成與變遷」，《台灣社會學刊》，58, 95–155。[Lu, Y.-H. and Y.-H. Jou (2015), “The Gender-Role Attitudes Construction from Adolescence to Young Adulthood in the 21th Century’s Taiwan,” *Taiwanese Journal of Sociology*, 58, 95–155.] 張晉芬 (2011)，「性別與勞動」，黃淑玲與游美惠 (主編)，《性別向度與台灣社會》，233–255，台北：巨流出版社。[Chang, C.-F. (2011), “Gender and Labor,” in S.-L. Hwang and M.-H. You (eds.), *Gender Dimensions in Taiwanese Society*, 233–255, Taipei: Chuliu Press.] 教育部 (2006)，《中華民國教育統計, 2006 年版》，台北：教育部。[Ministry of Education (2006), *Education Statistics 2006*, Taipei: Ministry of Education.] 教育部 (2012)，《中華民國教育統計, 2012 年版》，台北：教育部。[Ministry of Education (2012), *Education Statistics 2012*, Taipei: Ministry of Education.] 章英華, 杜素豪與廖培珊 (2012)，《台灣社會變遷基本調查計畫—第六期第二次調查計畫執行報告》，台北：中央研究院社會學研究所。[Chang, Y.-H., S.-H. Du, and P.-S. Liao (2012), *Taiwan Social Change Survey 2011, Phase6, Wave2*, Taipei: Institute of Sociology, Academia Sinica.] 許雅綿 (2019)，「家產都給兒子？七成四台灣人繼承權傳子不傳女」，今周刊, 2019 年 1 月 18 日。[Shu, Y.-M. (2019), “Were All Family Properties Given to Sons? Seventy-Four Percent of Taiwanese Gives the Inheritance Right to Sons Not to Daughters,” *Business Today*, January 18, 2019.] 郭祐誠 (2018)，「同儕性別組成對大學科系選擇之影響」，《經濟論文》，46(2), 225–261。[Kuo, Y.-C. (2018), “The Influence of Peer Gender Composition on Choice of College Major,” *Academia Economic Papers*, 46(2), 225–261.]

- 郭祐誠與許聖章(2011),「數學能力與性別對高中學生選組之影響」，《經濟論文叢刊》，39(4), 541–591。[Kuo, Y.-C. and S.-J. Sheu (2011), “The Impact of Mathematics Background and Gender on the Choice of Major in Taiwan’s Senior High School,” *Taiwan Economic Review*, 39(4), 541–591.]
- 陳婉琪(2013),「高中生選組行為的原因與結果－性別、信念、教師角色與能力發展」，《台灣社會學》，25, 89–123。[Chen, W.-C. (2013), “Causes and Consequences of High School Curriculum-Track Selection: Gender, Belief, Teacher’s Gender, and Cognitive Development,” *Taiwanese Sociology*, 25, 89–123.]
- 陳婉琪與許雅琳(2011),「重探高等教育科系性別隔離的影響因素－技職與學術取向教育之對比」，《台灣社會學刊》，48, 151–199。[Chen, W.-C. and Y.-L. Syu (2011), “Accounting for Sex Segregation in Taiwan Higher Education: Differences between Vocational and Academic Sectors,” *Taiwanese Journal of Sociology*, 48, 151–199.]
- 傅仰止, 章英華, 杜素豪與廖培珊(2017),《台灣社會變遷基本調查計畫－第七期第二次調查計畫執行報告》，台北: 中央研究院社會學研究所。[Fu, Y.-Z., Y.-H. Chang, S.-H. Du, and P.-S. Liao (2017), *Taiwan Social Change Survey 2017, Phase7, Wave2*, Taipei: Institute of Sociology, Academia Sinica.]
- 曾敏傑(2001),「台灣地區兩性薪資差異與變遷－1982、1992、及2000年的比較」，《人口學刊》，23, 147–209。[Tseng, M.-C. (2001), “The Changes of Gender Differences in Earnings in Taiwan: 1982, 1992, and 2000,” *Journal of Population Studies*, 23, 147–209.]
- 曾敏傑與蕭淑滿(2008),「兩性職業區隔的程度與變遷－勞動市場區隔的觀點」，《台灣社會福利學刊》，7(1), 123–177。[Tseng, M.-C. and S.-M Hsiao (2008), “The Changes of Occupational Sex Segregation in Taiwan: A Perspective from Labor Market Segmentation,” *Taiwanese Journal of Social Welfare*, 7(1), 123–177.]
- 楊巧玲(2005),「性別化的興趣與能力－高中學生類組選擇之探究」，《台灣教育社會學研究》，5(2), 113–153。[Yang, C.-L. (2005), “Gendered Interest and Ability: An Inquiry into Subject Choice of Senior High School Students,” *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 5(2), 113–153.]
- 葉明華與楊國樞(1997),「中國人的家族主義－概念分析與實徵衡鑑」，《中央研究院民族學研究所集刊》，83, 169–225。[Ye, M.-H. and G.-S. Guo (1997), “Chinese Familism: Conceptual Analysis and Empirical Assessment,” *Bulletin of the Institute of Ethnology Academia Sinica*, 83, 169–225.]

- 劉正與陳建州(2007),「台灣高等教育學習領域之性別區隔與變遷－1972–2003」，《教育與心理研究》，30(4), 1–25。[Liu, J. and J.-J. Chen (2007), “The Patterns and Trends of Sex-Segregation on Fields of Study for Higher Education: 1972–2003,” *Journal of Education and Psychology*, 30(4), 1–25.]
- 魯慧中(2017),「性別偏好與出生排序效果－重新檢視台灣家戶對子女教育資源之配置」，《經濟論文叢刊》，45(4), 579–637。[Lu, H.-C. (2017), “Son Preference and Birth-Order Effects: Re-Investigating Household Resource Allocations in Education among Children in Taiwan’s Families,” *Taiwan Economic Review*, 45(4), 579–637.]
- 駱明慶(2001),「教育成就的省籍與性別差異」，《經濟論文叢刊》，29(2), 117–152。[Luoh, M.-C. (2001), “Differences in Educational Attainment across Ethnic and Gender Groups in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 29(2), 117–152.]
- 聯合新聞網(2019),「遠見調查－多花兩年唸碩士有用嗎？十年數據告訴你18 學群起薪」,<https://tinyurl.com/slasbj>。[udn.com (2019), “The Survey from the Global Views: Is It Useful to Spend Two More Years Studying for a Master’s Degree? The Starting Salary of the 18 Major Fields Based on the Ten-Year Data,” <https://tinyurl.com/slasbj>.]
- 謝小芩,林大森與陳佩英(2011),「性別科系跨界？大學生的性別與科系選擇」，《台灣社會學刊》，45, 95–149。[Hsieh, H.-C., D.-S. Lin, and P.-Y. Chen (2011), “Crossing Gender Boundaries: Gender and College Majors in Taiwan,” *Taiwanese Journal of Sociology*, 45, 95–149.]
- 謝志龍(2013),「從兒子偏好與家庭資源探討手足結構對生育決策的影響」，《人口學刊》，47, 35–86。[Hsieh, C.-L. (2013), “The Effects of Sibling Structure on Fertility Decisions in Taiwan,” *Journal of Population Studies*, 47, 35–86.]
- Becker, G. S. (1991), *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bharadwaj, P., G. B. Dahl, and K. Sheth (2015), “Gender Discrimination in the Family,” in E. Redmount (ed.), *The Economics of the Family: How the Household Affects Markets and Economic Growth*, 237–266, Santa Barbara, CA: ABC-CLIO.
- Chu, C. Y. Cyrus (1991), “Primogeniture,” *Journal of Political Economy*, 99(1), 78–99.
- Chu, C. Y. Cyrus and R.-R. Yu (2009), *Understanding Chinese Families: A Comparative Study of Taiwan and Southeast China*, Oxford: Oxford University Press.
- Dahl, G. B. and E. Moretti (2008), “The Demand for Sons,” *Review of Economic Studies*, 75(4), 1085–1120.

- Dickson, L. (2010), "Race and Gender Differences in College Major Choice," *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 627(1), 108–124.
- Dossi, G., D. N. Figlio, P. Giuliano, and P. Sapienza (2019), "Born in the Family: Preferences for Boys and the Gender Gap in Math," *NBER Working Paper*, No. 25535.
- Hellevik, O. (2009), "Linear versus Logistic Regression When the Dependent Variable Is a Dichotomy," *Quality and Quantity*, 43(1), 59–74.
- Justman, M. and S. J. Méndez (2018), "Gendered Choices of STEM Subjects for Matriculation Are Not Driven by Prior Differences in Mathematical Achievement," *Economics of Education Review*, 64, 282–297.
- Lin, E. S. (2010), "Gender Wage Gap by College Major in Taiwan: Empirical Evidence from the 1997–2003 Manpower Utilization Survey," *Economics of Education Review*, 29(1), 156–164.
- Lin, N. (1988), "Chinese Family Structure and Chinese Society," *Bulletin of the Institute of Ethnology Academia Sinica*, 65, 59–129.
- Parish, W. L. and R. J. Willis (1993), "Daughters, Education, and Family Budgets: Taiwan Experience," *Journal of Human Resources*, 28(4), 863–898.
- Speer, J. D. (2017), "The Gender Gap in College Major: Revisiting the Role of Pre-College Factors," *Labour Economics*, 44, 69–88.

**THE EFFECT OF PARENTS' GENDER PREFERENCE
ON CHILDREN'S HIGH SCHOOL OUTCOMES AND
CHOICE OF FIELD OF STUDY IN SENIOR AND
VOCATIONAL HIGH SCHOOLS:
EVIDENCE FROM TAIWAN YOUTH PROJECT**

Chia-Hua Liu*

Department of Industrial Economics
Tamkang University

Ming-Ching Luoh

Department of Economics
National Taiwan University

Keywords: Gender bias, Preference for son, Preference for daughter, High school outcomes, Field of study

JEL classification: I21, I24, J13, J16, J24

* Correspondence: Chia-Hua Liu, Department of Industrial Economics, Tamkang University, New Taipei City 251, Taiwan. Tel: (02) 2621-5656 ext. 2518; Fax: (02) 2620-9731; E-mail: cliu.jarhua@gmail.com.

ABSTRACT

Using the data of the Taiwan Youth Project, the paper examines the effect of parents' gender preference on children's high school outcomes and choice of field of study in senior and vocational high schools. Based on the fertility stopping rule, the paper defines girls whose parents' preference is for a son and boys whose parents' preference is for a daughter. The results indicate that the parents' gender preference has no effect on high school outcomes of children, because the opportunity to enter high school is close to 100%. However, this gender preference significantly affects children's choice of field of study. For senior high school students, both the effect of girls' parental preference for a son and the effect of boys' parental preference for a daughter on the choice of "social science program" are positive. For vocational high school students, girls whose parents prefer a son are more likely to choose women-stereotyped fields of study, while boys whose parents prefer a daughter are less likely to choose women-stereotyped fields of study. These results suggest that when parents' gender preference for a son is reduced and their gender preference for children turns to gender equality, the degree of gender segregation in fields of study for senior and vocational high schools can be alleviated.