數學能力與性別對高中學生選組之影響

郭祐誠・許聖章*

台灣地區歷經經濟發展及教育環境變遷, 高中生在選組上仍明顯存在性別差異, 且隨時間演進並無重大改變。本研究利用「台灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey) 分析性別、學生數學能力及家庭背景對於選組的影響, 我們的實證結果顯示高中生選組偏好存在相當大的歧異, 其中數學成就差距是重要的解釋因素, 但數學對男女的影響並不一致, 而其它家庭背景變數則相對並不重要。此外雖然女性明顯較男性不傾向選擇自然組, 但性別間稟賦差距可解釋的部分只佔 16%–21%, 性別間選組差異仍大部分無法由男女間稟賦不同所解釋。最後本研究結果間接反駁女生較不傾向選擇自然組, 乃因其數學能力較差所致之觀點。

關鍵詞: 高中生選組, 數學背景, 家庭背景, 性別差異
JEL 分類代號: I21, I28, J16, J24

1 緒論

不同勞工在勞動市場中常存在薪資的差異, 其代表勞工間的生產力並不相同, 而個人生產力的高低則決定於其人力資本累積的多寡, 其中教育爲人力資本投資中相當重要的方法。過去的實證文獻指出薪資的差異, 部分源自於個體間教育程度的不同, 例如性別間所存在的薪資差異有部分乃是男女教育程度不同所致, 將其全歸因於性別歧視並不正確。然而所謂教育程

*作者分別爲逢甲大學經濟學系助理教授 (通訊作者) 與高雄大學應用經濟學系助理教授, 本文承蒙國科會計畫補助 (計畫編號: NSC 97-2410-H-035-006), 僅此致謝。作者特別感謝兩位匿名評審及編輯委員的寶貴建議, 文中若有任何疏誤, 均屬作者之責。

期刊資料庫

度不同, 其實不僅應包括量的多少 (如受教育的年數), 也應包括質的差距 (如學校聲譽的好壞, 所取得的科系學位的不同等等)。近期 McDonald and Thornton (2007) 即指出, 美國大學生男女起薪的差距, 最多達95%可由男女選擇的科系不同所解釋。Goldin et al. (2006) 則認爲: 以美國大學註册率及畢業率當作衡量基礎的性別差距, 近年來之所以消失, 甚至女性優於男性, 與女性在高中期間增加其選修數學及自然科的課程比重有關。Brown and Corcoran (1997) 及 Paglin and Rufolo (1990) 也發現男女生在高中時期的課程選擇與人力資本投資差異, 將影響其未來在勞動市場薪資的高低, 女性在數理能力的提升及其有愈多比例選讀理工相關科系, 將有助於降低性別上的薪資歧異。在台灣方面, Baraka (1999) 利用台灣地區人力運用調查資料也發現大學時期科系的不同, 可解釋相當程度大學畢業生間所存在的薪資差異。

在大部分國家 (包含台灣), 男性一般有較高的比例取得理工領域的學位, 而女性則大部分擁有人文社會相關領域的學位, 由於平均而言理工相關行業支付相對較高的薪資, 因此即便男女間教育程度相近, 女性的平均薪資將會較男性爲低。在假設工作與就讀領域具高度相關下, 我們將可預期就讀理工相關科系者的平均薪資, 應較就讀人文社會相關領域者爲高。利用人力運用調查資料, 我們計算自1980年來, 年齡介於25–35歲全職受雇大學畢業生依科系區分的實質時薪, 如圖1所示。[1] 我們發現取得理工相關科系學位的大學畢業生平均時薪較非理工相關科系學位者爲高, 其隱含平均而言理工科系畢業生所受雇之工作, 所給予之勞動報酬較人文社會相關科系爲高。雖然近年來高等教育人數的快速增加, 使大學畢業生的薪資成長受限, 但科系間的薪資差異仍然存在。學位薪資的不同隱含現今產業間需求的技術程度差異, 就某種程度而言理工相關工作所需的數理能力較高, 這將造成數理能力與勞動報酬的高度正相關。

隨著高等教育的擴張, 這20年來大專校院就學人數逐年增加, 如圖2所示, 其中就讀人文社會科系學生的人數已於2004年超過理工科系的學

[1]圖1中人文社會科系所指爲人力運用調查中回答其學歷或考試科系爲文、法、商、軍警及教育者, 而理工科系所指爲回答爲理、工、農及醫者。實質薪資計算採用2006年當作基期, 以消費者物價指數平減計算而得, 實質時薪的計算方式爲實質月薪 ÷ (每週工時 × 4.33)。

期刊資料庫

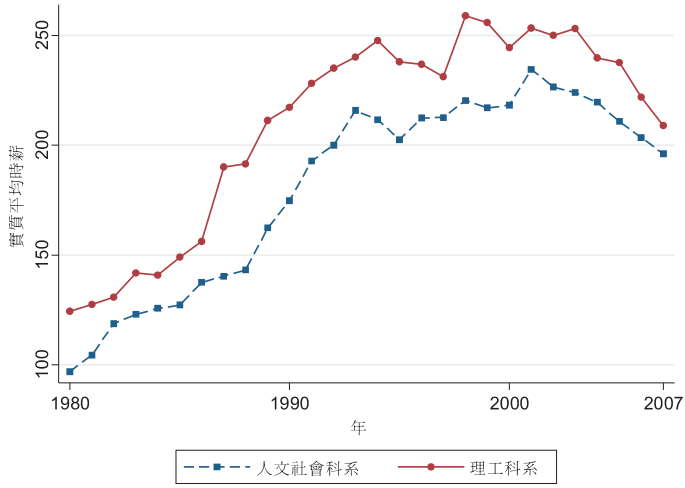


圖 1: 歷年25–35歲大學以上教育程度全職勞工之實質平均時薪 (單位: 新台幣)

資料來源:「人力運用調查」, 1980–2007, 作者整理。

生人數, 其可能原因除了女性就學人口增加, 也與近年來新設或改制之學校科系, 比例較高爲商管類等以實用導向爲主之科系有關。而伴隨大專校院就學人口的增加, 男女生選擇大學領域的模式並沒有太大改變, 以2007學年度爲例, 大專校院就學人數當中, 男女人數相差不遠, 各約佔50%, 但在就讀的科系方面卻存有極大的性別差異, 男性有68%就讀於自然理工領域, 而女性只有32%。若觀察歷年大專校院男性及女性學生就讀理工/人文社會人數比, 如圖3所示,[2] 我們可以發現雖然近年來男性選擇人文社會領域的比例有增加之趨勢, 但其就讀自然理工領域的人數仍有人文社會領域者的二倍之多。而女性剛好相反, 女性就讀人文社會領域的人數爲自然理工領域的二倍。男女生的選擇差異隨時間並無顯著變化, 僅女性在1980年代末期及1990年代初期就讀自然理工領域的比例有微幅成長, 但1990年代中之後比例又開始逐年微幅下降。由此可知, 伴隨著台灣地區高等教育的擴張及產業發展逐漸走向高科技導向, 性別左右科系選擇的現象並無太

[2]圖2及圖3所指之理工科系爲教育部所採用之學科標準分類中的科技類, 人文社會科系則爲學科中的人文及社會類, 詳細分類請參見教育部統計處網站。

臺灣大學學術期刊資料庫

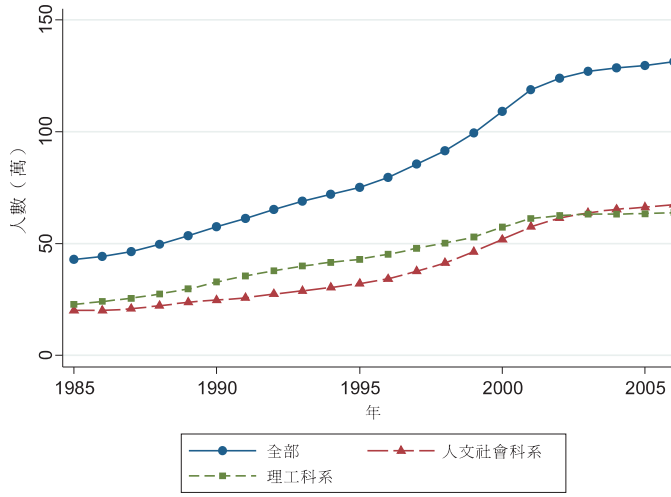


圖 2: 歷年大專校院學生人數按科系分

資料來源:《中華民國教育統計》。

大改變。劉正·陳建州 (2007) 也發現儘管近年來兩性的平均教育成就已相差甚微, 但男女在科系上的選擇還是明顯有別。他們進一步指出, 這幾年隨著高等教育擴張, 學習領域的性別區隔程度並未縮小。

在台灣, 大學科系的選擇早於高中選組時即決定大方向, 一般高中生於高一升高二時選擇類組, 而高職學生則於入學時即決定了科別。近年來雖然已開放大學跨組考試, 多是自然組跨組考生爲了熱門且要求數學程度較高的商管及財金科系跨社會組, 社會組跨考自然組比例則很低。多數學生在繼續升學時, 其選擇類組並未有太大改變,[3] 也就是說, 在台灣現行的教育體制下, 大學科系的選擇只是高中類組選擇的進一步細分, 高中時類組的決定將影響未來職業的選擇。自 1966 年美國社會學家 Coleman et al. (1966) 發表的《教育機會均等》(*Equality of Educational Opportunity*) 報告出爐後, 陸陸續續有相當多的學者投入研究, 探討爲何不同學生學業成

[3]以本文後續分析所使用的2007年高中畢業生爲例, 根據大考分發委員會在2007年所發佈新聞稿, 當年有三萬七千多人同時報考數乙、數甲, 大多是自然組考生, 其中有約兩成、七千多人錄取社會組科系, 社會組跨考自然組比例則很低 (約 5%, 多是爲了心理相關科系), 最後大學錄取進入自然組科系比例則會更低。

期刊資料庫

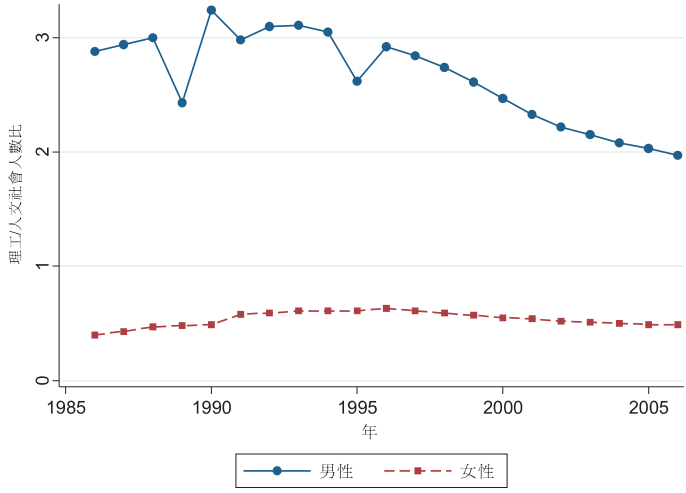


圖 3: 歷年大專校院男性及女性學生就讀理工/人文社會人數比

資料來源:《中華民國教育統計》。

就及選擇存在差異, 家庭背景、學校及教師等因素對學生選擇有多少影響。在國內相關文獻中, 關於高中職學生類組選擇系統性的研究並不多, 主要因爲缺乏適當的大型代表性調查資料, 所以大部分研究受限於樣本的區域性及特殊性, 無法做一般性之推論。

因此本文嘗試利用台灣教育長期追蹤資料庫 (Taiwan Education Panel Survey, 簡稱 TEPS) 進行分析, 由於其追蹤資料的特性, 我們將使用第一波、第二波以及第三波樣本, 探究數學能力、性別及家庭背景等因素對學生類組選擇的影響。其中, 我們想要進一步了解學生數學能力的高低是否爲影響性別間選組差異的因素, 文獻中有關爲何女性在自然科學領域中比例較低的研究, 大多將重點聚焦於是否因爲數理能力的性別差距而導致此現象 (如 Chipman (2005), Spelke (2005), Hyde and Mertz (2009), Mertz (2009)), 所以我們也將探究高中生類組選擇是否與其過去的數學能力及國中至高中數學的進步程度有關。另外, 我們也將分析不同因素對男女高中學生選組的決定, 是否有不一致的影響。台灣教育的分流開始於高中階段, 本文所得到的結果有助於解釋數學能力與性別對高中學生選組之影響, 可作爲教育當局制訂相關政策時的參考。

臺灣大學學術期刊資料庫

以下爲本文的大致架構, 第2節爲教育制度背景及使用資料的初步介紹, 第3節爲相關文獻的探討, 第4節爲資料來源的介紹與實證模型的設定, 第5節爲實證結果的分析與討論。最後, 第6節則爲結論。

2 背景介紹

台灣教育的分流主要開始於高中階段, 雖然在1994年政府開始推動教育改革, 且從2001年開始實施的高中職多元入學方案, 增加學生的入學管道, 但基本的教育學制並無多大改變。現今國中生畢業後大致上可分別透過甄選入學、申請入學及登記分發等三種管道, 進入普通高中、綜合高中或技職體系的高職與五專。若選擇進入技職體系, 則在入學時即分科, 也就是決定科系。學生若進入普通高中, 一般而言會在高一下學期時選組, 高二開始分組上課, 除了主科國、英、數之外, 必修科目依類組有所不同, 針對自然組學生較進階的數學課程則安排在高三時以選修方式進行。至於1996年開始試辦的綜合高中, 則考量學生適性發展目標, 同時設置學術學程和職業學程, 但基本上學術學程與一般普通高中之課程類似。

從第1節之介紹可知, 高中生在選組上明顯的性別差異, 隨時間演進並無重大改變, 所以我們想要初步瞭解學生背景和其性別與選組決策間是否存在系統性之差異。首先以 TEPS 2005年第三波一般高中二年級學生之樣本進行初步觀察, 表1爲依性別與不同特徵所區分之高中學生選擇自然類組的百分比。樣本中男性與女性選擇自然類組的比率分別爲66%及38%, 此與圖3背後所隱含的結果相近。就城鄉差距來看, 無論男女生, 城市地區的高中生選讀自然組的比例皆較高, 這有可能與城鄉之間存在的教學資源多寡有關, 聲譽較佳的高中多位於城市。就公私立高中而言, 男女生在公立高中選讀自然組的比例皆顯著高於私立高中, 而這有可能與成績較優的學生集中於公立高中有關, 不過男女的差距並未不同。至於家庭結構方面, 男高中生來自雙親家庭的學生選擇自然組的機會比較高, 有可能與單親家庭的經濟環境較差有關, 但女生則相反, 來自單親家庭的學生, 其選擇自然組的比例稍高。[4] 父母親教育程度與學生選組之間則似乎存在正

[4]進一步檢視資料發現, 女學生若未同時與雙親同住, 其父母親的平均教育程度會比男學生未與雙親同住的父母親平均教育程度高, 這可能是造成來自單親家庭的女學生, 選擇

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 依性別區分高中學生2005年各類別選擇自然類組之百分比

	全部	男	女
	51.2	65.9	37.5
城鄉地區分層:			
都市	56.7	70.8	42.1
城鎮或鄉村[1]	43.7	57.6	30.5
公私立學校:			
公立	53.3	67.0	40.0
私立	48.4	63.8	31.9
家庭結構:			
單親	50.7	56.9	43.4
雙親	51.8	67.0	36.9
父親教育程度:			
國中或國中以下	44.4	59.1	30.7
高中職	47.8	60.2	34.9
專科	55.0	73.2	38.5
大學及以上	61.3	74.1	47.1
母親教育程度:			
國中或國中以下	45.4	57.4	34.1
高中職	50.5	66.1	34.7
專科	55.7	67.8	41.9
大學及學以上	60.4	75.6	46.4

註: 由於僅有少部分高中位於鄉村, 所以在此併入城鎮的樣本。
資料來源: 計算自 TEPS 第三波高中新樣本, 包含綜合高中學術導向學生。

向關係, 高中生父親母親教育程度愈高, 選讀自然組的可能性也愈高。這可能代表父母教育程度愈高, 愈有能力教導或輔助學生課業, 而使其有較佳的數學成就表現。此外也可能高教育程度的父母, 平均經濟能力較佳, 可以提供較多的資源提升數學能力。綜而言之, 選組上的性別區隔並未因學

自然組的比例較高的原因之一。後續分析 (見表5) 會指出, 在控制父母教育程度及其他條件下, 和父母同住與女學生選自然組的機率之間存有正相關。

臺灣大學學術期刊資料庫

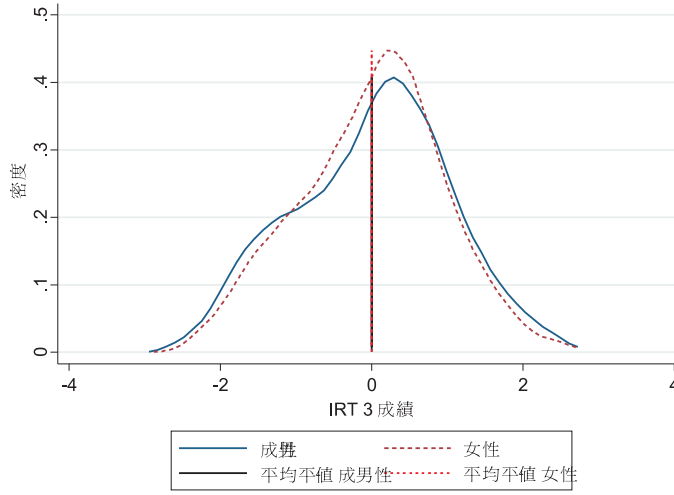


圖 4: 數學 IRT3 測驗成績 Kernel 機率密度分佈圖 — 國中一年級 (2001年)

資料來源: TEPS 第一波樣本。

生背景有明顯不同, 但有些因素似乎對學生的選擇有所影響, 因此要得到具體的推論, 進一步的分析乃爲必要。

由於大部分研究都指出, 相較於其他科目選擇自然組與否, 與學生的數學程度有極大關連, 所以我們進一步利用 TEPS 資料中, 不同波學生數學分析能力測驗成績, 檢視學生數學成績的分佈及其變化情形。圖 4 爲第一波國中一年級 (2001 年) 學生樣本的 Kernel 機率密度分佈圖,[5] 由圖中可知, 在國一階段男女生的數學程度其實相當接近, 唯一差別在於男學生成績分佈的變異稍微較女學生爲大。[6] 圖 5 則代表同一批學生在一年半後, 即第二波國中三年級時之 Kernel 機率密度分佈圖, 此時就平均成績而言, 雖然男學生些微領先女學生, 但差距很小, 統計檢定的結果也不顯著, 所以

[5]此機率分配計算有採用權數調整, 所以可用以推估母體, 也就是當年度所有同年級學生, 以下所有 Kernel 機率分佈圖皆經過權數調整。至於圖中及以下所圖形所使用之數學測驗成績衡量方式, 請參見第 4 節資料說明。

[6]統計檢定國一男女平均數學成績是否相等, 在5% 的顯著水準下並無足夠證據拒絕 ($p = 0.901$)。

臺灣大學學術期刊資料庫

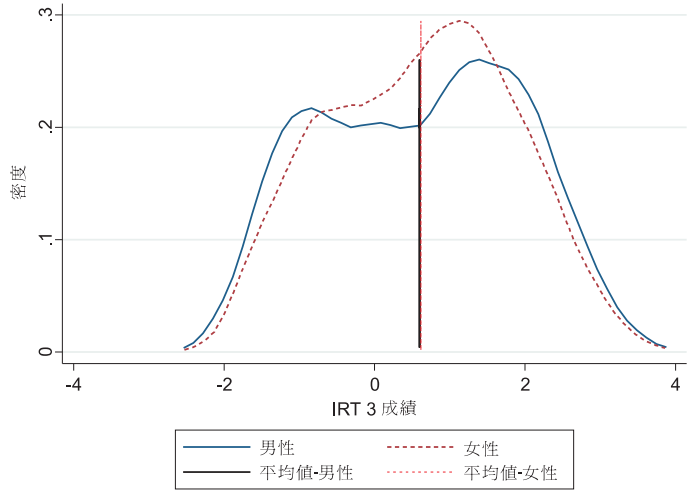


圖 5: 數學 IRT3 測驗成績 Kernel 機率密度分佈圖 — 國中三年級 (2003年)

資料來源: TEPS 第二波樣本。

沒有證據支持在國三時男女數學程度有別。[7] 不過男女間成績的分佈卻有所不同, 女生的數學成績分配, 明顯較男性集中, 男性的成績分佈雙峰化的情形較女性明顯, 也就是說相較於女生, 男生原本在一年級屬於中等程度的學生, 其成績往分配的兩邊移動。我們進一步以國一時數學成績十分位組劃分, 探究男生與女生數學成績變化的情形, 如圖 6 所示。[8] 假如各個分位組的學生其進步幅度相當, 則國三與國一的成績分布將不會有明顯的變化, 但由圖 6 我們可以觀察到, 對男生而言, 第一個十分位數組的同學成績進步幅度最大, 而屬於第二、三、四、五個十分位組的學生進步幅度明顯小於第六、七、八、九個十分位組, 尤其是第四、五與第六、七個十分位組間進步幅度的差距間接驗證圖 5 所觀察到的雙峰現象。雖然女生亦有類似的狀況, 但女生則在第二、三、四個十分位組的學生進步幅度明顯小於第五、六、七、八、九個十分位組, 所以女生成績在國三時雙峰的現象並不像男生

[7]統計檢定國三男女平均數學成績是否相等, 在5% 的顯著水準下亦無足夠證據拒絕 ($p = 0.665$)。

[8]圖6進步情形衡量方式爲國三數學成績減去國一數學成績的進步幅度, 依國一時數學成績的十分位組, 所得到學生的平均進步幅度。

臺灣大學學術期刊資料庫

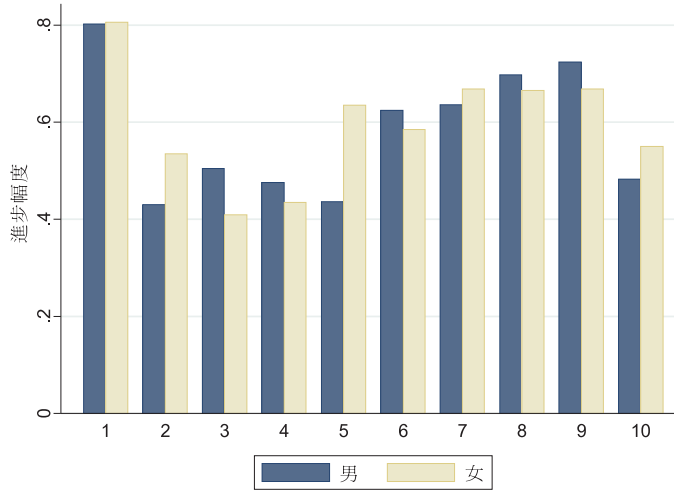


圖 6: 數學測驗成績進步情形 (以國一時成績十分位組來區分)

資料來源: TEPS 第一及第二波樣本整理所得。

那麼明顯。這也驗證剛所提到的: 相較於女生, 原本一年級在中等程度的男學生, 其成績略往分配的兩側移動。

然而男女學生數學程度相近的情形至高中後有明顯的變化, 我們進一步觀察第三波高中二年級樣本 (2005年) 的 Kernel 機率密度分佈圖, 如圖7所示。[9] 高二時男生的平均數學成績已顯著較女生爲優,[10] 此時男女數學成就的差距儼然形成, 且從機率密度分佈圖, 我們可觀察到男生高分的比例也較女生爲高, 而造成此現象的可能原因很多, 如進入高中後可能女性的學習成效降低; 在高二分組後, 因大部分男生選擇自然組, 若其所受之訓練偏重在數理方面; 數理背景較佳的學生可能較易選擇自然組。

由初步的資料觀察, 我們雖然發現國中時期男女生的數理程度差異不大, 但從高中階段開始, 性別間數理程度的差異則愈加明顯, 其結果與國外大部份的研究發現類似, 然而這並無法直接證實數學程度與學生選組的關聯性, 所以我們在接下來的分析中, 將進一步的探究這兩者的因果關係。

[9]在此所使用的爲高中二年級樣本的新樣本, 亦即樣本中只有部分追蹤樣本學生與前兩波相同, 非完全同一波學生。

[10]統計檢定高二男女平均數學成績是否相等, 在5%的顯著水準下爲拒絕 ($p = 0.001$)。

臺灣大學學術期刊資料庫

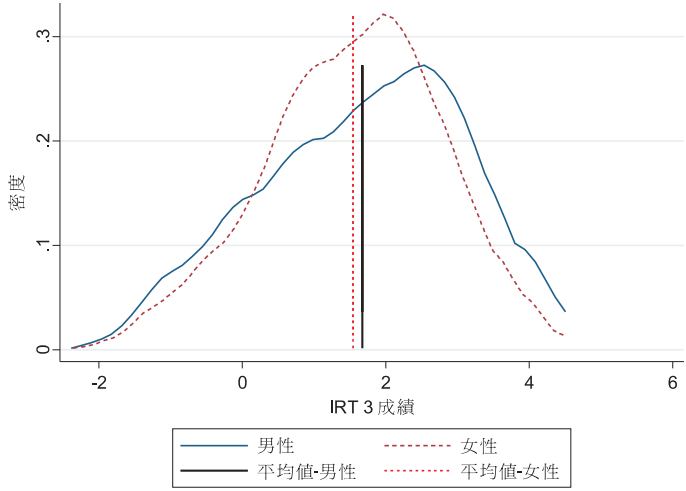


圖 7: 數學 IRT3 測驗成績 Kernel 機率密度分佈圖 — 高中二年級 (2005 年)

資料來源: TEPS 第三波高中新樣本。

3 文獻回顧

3.1 國內文獻

一般國內文獻在探討性別間教育與學習領域上的差異時, 多著重於高等教育科系的選擇或職業上的區隔 (陳建州, 2006, 2009; 陳建志, 2000; 劉正・陳建州, 2007), 因此對於科系選擇上的性別區隔及其變遷與造成性別間差異的相關解釋, 皆已有相當程度之探討。不過, 關於高中生選組或高職生選科上的文獻則較少, 台灣教育的分流其實開始於高中階段, 而大部分針對高中生選組的研究, 其取樣皆透過自行訪問的問卷調查, 因此調查範圍相對較小且樣本也不一定具有母體代表性, 所以無法做一般性的推論。其中如黃福來 (1980) 調查台北市八所公立高級中學日間部的一年級學生, 共895 名學生, 其發現性向、學業成績、興趣、及父母的教育態度和期望, 皆爲影響選組的重要因素。楊龍立 (1993) 則研究高中生主修科別與性別之關係, 發現「男理工、女人文」的性別區隔現象, 而且組別選擇不易變更, 所以中學階段的類組選擇對未來有決定性之影響。楊宜勳 (2004) 調查桃

臺灣大學學術期刊資料庫

園縣某公立高中2004年應屆畢業生, 共560名學生, 其發現入學管道與性別的不同, 對學生分組後的學業表現存有顯著的影響。楊巧玲 (2005) 以南部某一所高中爲研究對象, 亦探討性別如何影響選組決策, 並認爲社會中所存在的性別權力關係才是影響選組的主要因素。陳建州 (2004) 則爲其中首先使用全國性隨機樣本, 但其只利用 TEPS 第一波高中樣本, 探究學生性別是否會對父母的教育期望產生不同的影響。文中指出家長對子女繼續升學的期望, 一般而言不會因子女的性別有所不同, 但家長期望其子女教育達研究所程度時, 將會因性別產生差異, 父母對男生的更進一層的教育期待較高。

3.2 國外文獻

在國外研究方面, 雖然以歐美爲主的國外高中並無選組制度且教育體制不同, 但國內外高中教育仍有相似之處, 如高中生除了必修課程外, 選修的課程可因能力和興趣差異而有所不同, 數理程度較佳或計畫將來大學選讀自然理工科系之學生, 一般會選修進階代數學、幾何學、微積分等, 因此國外高中生選修課程的變異性較台灣爲大。在控制樣本選擇性 (sample selectivity) 的問題後, 許多文獻證實美國高中生數學課程的選修與將來職業及所得息息相關, 而且學生之學業成就與其家庭背景、學校因素、教師等具高度的相關性 (Haveman and Wolfe, 1995)。因爲相關文獻衆多, 以下我們將僅針對與本文相關之研究擇要進行介紹。

首先, 在有關影響選修數學課程決定的因素中, 性別意識、族裔及語裔等與外向表徵相關的特性一般認爲會影響高中生選擇決定 (Correll, 2001; Muller, 1998; Oakes, 1990; Riegle-Crumb, 2006), 而學生的家庭背景與父母的社經地位 (socioeconomic status, SES) 對於高中學生是否選修數學課程也有相當程度的影響。學生的家庭社經背景被認爲時預測學生是否選修或完成數學課程的良好指標, 其中家庭社經背景愈佳的學生, 愈有可能選擇及完成進階的數學課程 (Lee et al., 1997; Lee and Ware, 1986)。學生的社經背景與其選修或完成數學課程有關, 乃因社經地位較高的父母對小孩的期望較高, 同時對小孩的教育亦介入程度較深所致 (Baker and Stevenson, 1986; Lantz and Smith, 1981; Ozturk, 2001)。此外, Useem (1991) 則進一

臺灣大學學術期刊資料庫

步認爲父母對數學課程選修的影響也有可能透過學校層面, 其中包含父母對學校的選擇, 或父母施予學校較大的壓力, 間接影響學校課程設計。

其次, 學生過去的數學成績或能力也有可能與是否選修數學課程有關。Marsh (1989) 發現在其他條件不變下, 數學背景愈好的學生越傾向選修數學課程。然而過去數學成績較好並不代表學生認爲自己的數理能力好, Lantz and Smith (1981) 認爲應採用數學自我認知能力 (math self-concept) 來衡量學生的數學能力。他們指出在控制學生的社經背景及對自我數學能力的認知後, 其過去最近一學期的數學成績對是否要選修進階數學課程沒有顯著的影響。

最後, 學生是否選修數學課程與其將來的教育目標有密切關係, Lantz and Smith (1981) 發現學生認爲其生涯職業選擇所須的數理要求愈高, 選擇非必修數學課程之可能性越高。其他學校結構上的不同, 如對畢業的要求不同, 各校開的數學課程不同, 甚至任課老師的不同, 都有可能影響到學生的選課, 但由於與本研究較無直接關連, 在此略過不介紹。

4 資料及研究方法

4.1 資料來源及介紹

本文使用之資料主要來自台灣教育長期追蹤資料庫, 其爲中央研究院、教育部和國科會共同規劃的全國性長期調查計畫。該計畫自2001年起, 預計於7年內建立臺灣地區教育研究領域具代表性的長期資料庫, 因此爲國內少見的教育相關並同時兼具代表性之追蹤資料庫。該計畫之問卷調查採自行填寫方式進行, 調查範圍涵蓋臺灣地區國中、高中、高職及五專學生, 再以這些學生爲研究核心, 將研究範圍延伸至該學生之家長、老師和學校。本文所分析的資料爲 TEPS 所釋出的版本中, 最完整的現場使用正式版。正式版中之資料包含經由隨機抽取後原始資料中90%的學校, 再由這些學校中隨機抽取90%的班級, 並由這些班級中隨機抽取95%的學生。

TEPS 在2001年開始進行爲期7年的資料蒐集與整理的工作, 在這段期間 TEPS 所蒐集的資料可分爲兩種樣本, 其一爲國中樣本, 另一爲高中/高職、五專樣本。TEPS 於2001年下半年開始對國中一年級學生蒐集第一波資料; 至2003年下半年起再對屆時已升上國三的同一批學生蒐集第二波

臺灣大學學術期刊資料庫

資料; 2005年下半年及2007年則只對部分第一波樣本追蹤至高中/高職、五專並蒐集第三波與第四波資料。

在抽樣程序中, TEPS 經由教育部所提供的學校名單, 先完成學校抽樣的工作, 在確定所抽中的學校名單後, 依照抽樣學校所提供的班級及學生資料, 再以樣本的分布等實際情況定出實際抽樣機率。總計 TEPS 在2001年第一波國中資料蒐集中, 實際完訪的學校數有333所、班級數有1,244班、學生數有20,004人。至於在樣本的持續追蹤方面, TEPS 針對第一波接受調查的學生, 進行第二波追蹤訪問, 第二波實際完訪之追蹤率爲94%。在成本考量下, 第三波樣本的蒐集時, 透過抽樣的設計僅追蹤第二波樣本中約4,000位國中樣本學生, 稱之爲「追蹤樣本」, 但另外從這些追蹤樣本的同班同學中, 再抽出同學組成「新樣本」。[11] 由於一般高工、職於入學時即選定科別, 而本文之研究目標在於觀察選組決策, 所以本文將重心置於研究以學術導向的一般普通高中及綜合高中學生。在所釋出的樣本中, 排除部分有遺漏不全的資料後, 最後可觀察到的高中追蹤樣本有1,848筆, 男女約各半, 其詳細樣本選取方式, 將在後節中說明。

最後, 我們針對本文分析所使用的數學能力變數略做說明, 數學能力變數取自「綜合分析能力」測驗中的「數學或數字型分析能力」測驗, 而因各波測驗成績已經過標準化, 所以我們可進行跨波比較。在分析能力測驗中有三種衡量能力的指標, 其一是答對題數, 第二與第三則爲項目反應理論 (item response theory, 簡稱 IRT) 模式下的能力估計值。本研究所採用的數學能力變數爲三參數 IRT (3PL) 數字分析能力之分數, 亦即在考慮題目之難度、鑑別度及猜對機率下, 利用貝氏估算法 (Bayesian estimation) 所推估出的受試者能力, 其更能精確代表學生之學習成就。[12]

4.2 實証模型

學生在選擇類組時, 除了自己興趣及本身數理能力外, 也會考量將來就業市場情況, 加上其他如父母及師長的建議, 最後再決定選擇自然組或非自

[11]根據 TEPS 的抽樣設計說明, 在透過樣本權數調整後,「追蹤樣本」與「新樣本」都可以反應母體的城鄉、公私立及分析能力的分佈, 詳見 TEPS 資料使用手冊 (張苙雲, 2003)。

[12]詳細介紹請參見楊孟麗等 (2003)。

期刊資料庫

然組。另外, 學生本身數理能力應也會左右學生的選組決策, 所以我們在此引用教育生產函數的概念, 假設學生當前的數理能力爲過去所有教育投入的累積結果, 則當前的數學成就可以採用以下的形式表現:

$$\text{Math}_i^g = f\left(F_g, P_g, T_g, S_g;\ A\right), \tag{1}$$

其中 Math_i^g 爲 i 學生在年級 g 的數學學習成就; F, P, T, 與 S 分別代表家庭、同儕、老師及學校從學生出生至今累積所提供的教育投入; A 爲學生本身的能力。由於學生的家庭背景對其學習成就影響重大, 因此在探討過往數學成就對學生選組行爲影響時, 必須適當控制家庭背景因素。

在本文中我們主要衡量學生選組行爲之縮減式 (reduced form), 並採用 Logit 模型估計之:

$$\begin{aligned}\Pr(y = 1|X) = \Lambda\,(&\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{FEMALE} + \beta_2 \cdot \text{PREMATH} \\ &+ \beta_3 \cdot (\text{FEMALE} \times \text{PREMATH}) + X\gamma)\big),\end{aligned} \tag{2}$$

其中 $\Lambda(\cdot)$ 爲 logistic 累積分佈函數。[13] FEMALE 爲性別之虛擬變數, PREMATH 爲學生數學能力背景變數, 在此主要採用國一數學或數字型分析能力測驗之結果當作先備數學能力,[14] 模型中也可進一步加入國一至國三與國三至高二時之進步分數, 當作衡量學生數學能力之進步幅度。式中 X 包含一組學生個人特徵變數, 以及父母親的教育程度、家庭所得、籍貫以及職業類別等代表學生家長社經背景變數, γ 爲其所對應的估計係數向量。模型中亦加入性別虛擬變數與數學能力變數的交乘項, 藉由較彈性的模型設定, 可檢定學生在選組行爲上, 數學背景對於男學生的影響是否與女學生相同。

4.3 選樣條件

本文中所使用資料主要包括二組樣本, 第一組爲 TEPS 第三波的高中「新樣本」, 雖然此新樣本大部分不是追蹤樣本, 但因此時高二學生已經完成選

[13] $\Lambda(z) = e^z/1 + e^z = 1/1 + e^{-z}$。

[14] 本文所採用的數學能力衡量爲 TEPS 標準化的分析能力測驗中, 除了數學分項測驗題外, 另加入一般分析能力分項測驗中的數字型題。

臺灣大學學術期刊資料庫

組決策, 透過相對較大的樣本數, 我們可一窺當前高中學生的選組現況。第二組則爲 TEPS 第三波的高中「追蹤樣本」, 雖然樣本數相對較少, 但我們可觀察到高中生在國中階段的學習歷程, 據此可以分析過往的學習背景對於當前學生選組的影響。

此外由於影響選組的因素衆多, 而部分樣本之變數有遺漏值或不合理值,[15] 其中缺漏變數資訊主要來自父母的職業類別, 因有相當比例的父母並未回答關於其職業的問題, 若將這些樣本皆剔除, 將有可能影響推論之完整性, 所以本文採用之樣本篩選原則爲: 若所有樣本分析所須的變數當中, 除父、母親職業外, 有出現遺漏或不合理值, 我們先自樣本中剔除, 保留這些變數完整的樣本。接下來, 若分析當中有需用到父、母親職業的變數, 而樣本中出現這兩變數的遺漏或不合理值, 我們再將其排除在分析樣本中。據此原則可將樣本分爲較完整的 (A) 樣本及缺父母親職業資訊的 (B) 樣本, 在下節中我們將基本統計資料按 (A) (B) 兩組列出, 據此可以檢驗是否有樣本選擇的問題, 在接續的迴歸分析中, 樣本選取亦依據此原則。所以主要分析中所使用的高中追蹤樣本數爲1,848筆, 因缺父母籍貫或少補習資訊遺漏57筆, 因缺父母親職業資訊則再進一步遺失58筆樣本, 最後資訊健全的樣本共有1,733筆。

5 實証結果

5.1 敘述統計

表2爲使用樣本的基本統計資料, 如上節所述, 文中使用到「新樣本」與「追蹤樣本」二組樣本。由表2, 我們可以發現 (A)、(B) 兩樣本差距不大, 因缺乏父母職業資訊而捨棄部分樣本所造成的樣本選擇問題應該不大。整體來看, 分析樣本中男女各半, 自然組、非自然組學生也各占一半的比例。私立高中學生約有四分之一, 有超過六成的學生就讀位於城市的高中。就家庭結構而言, 約有九成的學生與雙親同住, 另外大約只有5%的學生爲家中

[15]不合理值指的是答案出現問卷既定的選項數值之外的答案, 或者是經由邏輯檢核發現受訪者答案前後出現不一致。由於在 TEPS 的問卷中, 部分題項間存有邏輯關係, 所以資料建置單位有針對這些題項, 進行資料邏輯檢核, 並在資料中標示爲不合邏輯, 詳見 TEPS 資料使用手册 (張芷雲, 2008)。

期刊資料庫

表 2: 變數資料基本統計特性

	高中新樣本		高中追蹤樣本	
	(A)	(B)	(A)	(B)
自然組 (%)	49.51	49.50	50.87	50.78
國三數學成績			2.34	2.34
			(1.07)	(1.07)
國一數學成績			0.70	0.71
			(0.77)	(0.77)
國三較國一數學進步幅度			0.90	0.91
			(0.75)	(0.74)
高二較國一數學進步幅度			0.82	0.81
			(0.82)	(0.81)
女性 (%)	49.89	49.86	49.62	49.45
私立 (%)	25.10	25.13	22.19	22.45
都市 (%)	61.00	60.89	63.85	63.94
與雙親同住 (%)	90.39	90.57	87.82	91.34
獨子 (%)	4.87	4.90	6.82	6.00
家庭所得 (%):				
3萬元以下	13.23	13.28	14.77	13.62
3–5萬元	29.21	29.18	27.33	27.52
5–10萬元	40.36	40.40	39.56	40.10
10萬元以上	17.20	17.14	18.34	18.75
父親教育 (%):				
國中或以下	20.04	20.14	18.78	18.75
高中職	37.23	37.24	35.39	34.80
專科	21.37	21.35	20.83	21.58
大學以上	21.36	21.27	25.00	24.87
母親教育 (%):				
國中或以下	23.19	23.26	21.21	21.18
高中職	46.03	46.07	45.24	45.01
專科	16.98	16.95	17.37	17.48
大學以上	13.80	13.72	16.18	16.33
父親籍貫 (%):				
本省閩南人	73.90	73.99	71.85	72.24

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	高中新樣本		高中追蹤樣本	
	(A)	(B)	(A)	(B)
本省客家人	11.43	11.44	10.73	10.68
大陸各省市	12.69	12.57	14.44	14.08
其他	1.98	1.99	2.99	3.00
母親籍貫 (%):				
本省閩南人	74.30	74.47	72.42	72.99
本省客家人	11.24	11.23	10.89	10.68
大陸各省市	12.31	12.14	13.32	13.10
其他	2.15	2.15	3.37	3.23
父親職業 (%):				
非技術勞工或服務、買賣人員		64.78		60.70
教師、一般、高層專業人員或職業軍人		17.31		18.35
行政企業主管、經理人員		17.06		19.50
其他		0.85		1.44
母親職業 (%):				
非技術勞工或服務、買賣人員		69.95		65.61
教師、一般、高層專業人員或職業軍人		13.91		15.81
行政企業主管、經理人員		6.27		7.79
其他		9.86		10.79
國中曾補習數學 (%)				74.61
樣本數	6,326	6,267	1,791	1,733

註1. 括弧中爲變數之標準差。A 樣本中包含父親或母親職業。

唯一小孩。至於家庭所得方面, 家庭所得爲5萬元–10萬元占樣本比例最高(約爲40%)。父母教育程度方面, 父母的教育程度以高中學歷比例爲最高, 父親平均的教育程度比母親稍高。有關父母省籍方面, 本省閩南人爲多數, 約占樣本的七成, 而最少的族群爲原住民及外國籍構成的「其他」。最後在職業類別方面, 不管是父親或母親, 占樣本中最高比例的工作類別皆爲非技術勞工或服務、買賣人員, 其比例雖在「新樣本」與「追蹤樣本」間稍有差距, 但都在六成以上, 而比例最少的職業類別爲待業或家管所構成的「其他」。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

5.2 高中新樣本

以下我們透過依序加入不同群組的解釋變數, 並使用相對適合的子樣本來進行分析。首先利用 TEPS 第三波的高中「新樣本」, 雖然 TEPS 只追蹤部分學生至高中, 其餘爲新增之補充樣本, 所以新樣本並無學生國中時期的資訊, 但此樣本仍具代表性。由於無法觀察到學生進入高中前的數學成就, 我們先以目前所衡量到的數學能力當作參考指標, 並將估計結果列於表 3。

由表 3 第 1 欄, 我們可以觀察到性別爲影響選組決策最重要的因素, 女性選自然組的機率顯著較男性爲低。數學成績也是決定選組的重要因素, 數學成績愈佳, 選擇自然組的可能性也隨之增加。都市學校的學生較鄉鎮學校的學生更傾向選擇自然組, 唯係數未達顯著水準, 而選組與是否就讀於私立高中則看不出明確關連。父親教育程度爲大專以上, 選擇自然組的可能性比父親教育程度爲國中及國中以下者爲高, 但母親教育程度則沒有顯著影響。父母親的教育程度代表許多相關家庭背景的資訊, 如高教育程度的父母平均所得也較高, 過往研究也多提及父母教育程度與學生的學習成效呈現正相關。所以在表 3 第 2 欄, 我們加入包含父母親籍貫及家庭所得等變數, 但估計結果顯示這些變數並未與選組有明確關連。表 3 中最後一欄則加入高二的數學成績與女性的交叉變數, 結果顯示當前數學成績對男生或女生選組的影響並無差異。

在上述的分析中, 我們未發現某些家庭背景變數與選擇自然組之間有顯著關連, 有可能導因於學生當前的數學成就其實已涵蓋若干學生的家庭背景資訊, 若學生當前的數學成就爲過去所有個人及家庭教育投入的累積結果, 學生當前的數學程度則有相當程度取決於家庭背景。所以在控制學生當前的數學成績後, 選組決策與家庭背景間的關係自然被稀釋。

5.3 高中追蹤樣本

前述分析中, 我們僅採用高二數學成績代表學生的數學成就, 所得結論可能有倒因爲果的疑慮。在選組後學生接受的數學課程將有所不同, 可能導致其數學成就產生差異, 其不代表數學程度較佳的學生選擇自然組, 數學成就與選組決策間的因果關係因而無法被確立。所以, 在本節中我們透過 TEPS 的追蹤樣本, 利用學生過往學習歷程的相關訊息, 藉由控制學生高

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 高中生選擇自然組之決定因素 – Logit 迴歸模型估計結果
(高中第三波新樣本)

	(1)	(2)	(3)	(4)
女性	−0.275	−0.274	−0.270	−0.269
	(0.025)**	(0.025)**	(0.060)**	(0.060)**
高二數學成績	0.104	0.106	0.107	0.108
	(0.018)**	(0.018)**	(0.021)**	(0.020)**
女性 × 高二數學成績			−0.002	−0.002
			(0.025)	(0.026)
私立	−0.011	−0.010	−0.010	−0.010
	(0.041)	(0.041)	(0.041)	(0.040)
都市	0.057	0.060	0.060	0.060
	(0.035)	(0.036)*	(0.036)*	(0.036)*
與雙親同住		−0.007	−0.007	−0.012
		(0.025)	(0.024)	(0.025)
獨子		−0.011	−0.011	−0.011
		(0.031)	(0.031)	(0.030)
家庭所得:				
3–5 萬元		−0.019	−0.019	−0.017
		(0.026)	(0.026)	(0.031)
5–10 萬元		−0.002	−0.002	0.0003
		(0.024)	(0.024)	(0.024)
10 萬元以上		−0.007	−0.007	0.0008
		(0.032)	(0.032)	(0.032)
父親教育:				
高中職	0.010	0.010	0.010	0.014
	(0.023)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
專科	0.049	0.050	0.050	0.058
	(0.027)*	(0.027)*	(0.027)*	(0.029)**
大學以上	0.081	0.082	0.082	0.091
	(0.031)**	(0.032)**	(0.032)**	(0.034)**
母親教育:				
高中職	−0.008	−0.005	−0.005	−0.007
	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.020)
專科	−0.011	−0.006	−0.006	−0.004
	(0.028)	(0.027)	(0.028)	(0.028)
大學以上	0.003	0.008	0.008	0.014
	(0.034)	(0.035)	(0.035)	(0.036)
父親籍貫:				
外省		0.015	0.015	0.020
		(0.026)	(0.026)	(0.027)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)
客家		−0.019	−0.019	−0.025
		(0.021)	(0.021)	(0.021)
其他		0.091	0.091	0.088
		(0.056)	(0.056)	(0.056)
母親籍貫:				
外省		−0.013	−0.013	−0.016
		(0.025)	(0.025)	(0.025)
客家		−0.025	−0.025	−0.022
		(0.023)	(0.023)	(0.025)
其他		0.042	0.042	0.049
		(0.049)	(0.049)	(0.049)
父親職業:				
教師、一般、高層專業人員、職業軍人				
				−0.0003
				(0.022)
行政企業主管、經理人員				−0.024
				(0.023)
其他				0.044
				(0.075)
母親職業:				
教師、一般、高層專業人員、職業軍人				−0.020
				(0.024)
行政企業主管、經理人員				−0.016
				(0.036)
其他				−0.014
				(0.027)
Pseudo R^2	0.099	0.100	0.100	0.101
樣本數	6,326	6,326	6,326	6,267

註: 1. 表中數字爲 Logit 模型估計後之邊際效果, 連續型變數之邊際效果是以各變數平均值爲基準, 而虛擬變數之邊際效果則爲各組與其對照組之差, 而括弧中爲標準誤。* 表示在 10% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, ** 表示在5% 的顯著水準下估計值顯著異於0。2. 表中所列之標準誤爲以學校爲群集所調整過之標準誤 (cluster adjusted standard error)

中前的數學成就, 將可以更確定數學成就與選組決策間之因果關係, 並進一步探討此關係是否男女有異。

由表 4 第 1 欄之估計結果, 我們可發現性別仍是影響選組最關鍵的因素, 無論控制多少相關變數, 女性選自然組的傾向顯著較男性爲低。我們

臺灣大學學術期刊資料庫

以國一時期的數學成績代表學生先備的數學能力, 因其爲現有資料中, 學生在最早階段的數學能力。估計結果顯示剛進入國中時數學程度越好, 將來念自然組的可能性也越高, 若國一數學成績增加1個標準差, 則選擇自然組的機率將增加15%至19%。[16] 接下來我們想要瞭解學生在學時的學習或訓練, 對其未來選組有無影響, 所以我們加入學生在不同階段數學成績的進步幅度, 並利用成績進步幅度與女性的交叉項, 驗證此效果是否男女有別。估計結果發現數學成績進步幅度, 對選擇自然組的可能性有正向的幫助。值得注意的是雖然女性選擇自然組的比例明顯較男性爲低, 但若女性數學成績進步幅度增加, 則其選自然組的機會將較男生增加的幅度爲大, 例如若男女生在國一至國三時數學成績進步幅度增加1個標準差, 則男生選擇自然組的機率將增加10%, 而女生則將增加17%。[17] 至於父母教育程度則對選組決定無顯著的影響, 此與表2估計結果不同, 其反應出控制學生先前數理背景的重要性。此結果隱含父母教育程度與學生數理能力間呈現高度正相關, 因此在控制學生各時期的數學成績後, 父母教育程度的影響則被稀釋殆盡。

表4第3欄進一步控制父母親籍貫及家庭所得等變數, 估計結果顯示相較於最低家庭所得 (所得低於兩萬元) 組, 其他所得組別學生選自然組的機率略微降低, 但估計係數並無顯著差異。私立學校學生則在控制父母教育背景及家庭所得後, 其估計係數爲正並具顯著性, 亦即平均而言私立學校學生選自然組的機率較大。對兩個家庭背景類似的學生, 若家長願意讓學生就讀學費較高的私立學校, 其可能對小孩期望較高, 學生因而選擇自然組之可能性也會提高。至於在父母親籍貫方面, 父親爲外省籍的學生相較於父親爲本省籍者, 選自然組機會略微提高, 類似情況亦發生在母親籍貫爲原住民或外國籍者。此外有趣的是學生若回答在國中階段曾有補習數學者, 在控制數學成績及其他條件下, 將來比較不可能選自然組。[18] 不過

[16]國一數學成績之標準差爲0.77, 乘以表4第1欄的估計係數, 則邊際效果爲 $0.189 \times 0.77 = 0.146$; 若用同表第5欄之估計係數則邊際效果爲 $0.243 \times 0.77 = 0.187$。

[17]國一至國三進步幅度之標準差爲0.75, 以表4第5欄之估計係數計算, 男生之邊際效果爲 $0.130 \times 0.75 = 0.098$, 而女生之邊際效果爲 $(0.13 + 0.1) \times 0.75 = 0.173$。

[18]留意到補習數學若有助於提高數學成績, 而數學成績進步又會提高學生將來選自然組的可能性, 因此補習對於選組的全部影響將無法確定, 同樣的論點也可適用於國中曾讀過好班對於選組的影響。

期刊資料庫

表 4: 高中生選擇自然組之決定因素 – Logit 迴歸模型估計結果 (高中第三波追蹤樣本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
女性	−0.307	−0.433	−0.303	−0.427	−0.438	−0.235
	(0.034)**	(0.058)**	(0.034)**	(0.060)**	(0.063)**	(0.065)**
國一數學成績	0.189	0.194	0.218	0.220	0.234	
	(0.043)**	(0.043)**	(0.033)**	(0.033)**	(0.033)**	
國三較國一數學進步幅度	0.137	0.094	0.165	0.121	0.130	0.177
	(0.037)**	(0.041)**	(0.030)**	(0.033)**	(0.034)**	(0.028)**
高二較國三數學進步幅度	0.137	0.107	0.156	0.125	0.128	0.162
	(0.026)**	(0.031)**	(0.023)**	(0.027)**	(0.027)**	(0.022)**
女性 × 國三較國一數學進步幅度		0.096		0.098	0.100	
		(0.041)**		(0.043)**	(0.044)**	
女性 × 高二較國三數學進步幅度		0.071		0.070	0.073	
		(0.039)*		(0.039)*	(0.040)*	
國一數學第二四分位組						0.138
						(0.054)**
國一數學第三四分位組						0.288
						(0.051)**
國一數學第四四分位組						0.492
						(0.044)**
女性 × 國一數學第二四分位組						−0.040
						(0.080)
女性 × 國一數學第三四分位組						−0.090
						(0.085)
女性 × 國一數學第四四分位組						−0.183
						(0.087)**
私立	0.048	0.050	0.078	0.082	0.106	0.097
	(0.053)	(0.052)	(0.046)*	(0.046)	(0.046)**	(0.044)**
都市	0.023	0.023	0.047	0.052	0.059	0.053
	(0.042)	(0.042)	(0.041)	(0.041)*	(0.041)	(0.041)
與雙親同住			0.048	0.052	0.113	0.128
			(0.042)	(0.042)	(0.048)**	(0.049)**
獨子			0.026	0.024	0.022	0.021
			(0.049)	(0.050)	(0.055)	(0.055)
家庭所得: 3–5 萬元			−0.065	−0.061	−0.047	−0.038
			(0.042)	(0.041)	(0.044)	(0.044)
5–10 萬元			−0.097	−0.093	−0.078	−0.072
			(0.050)*	(0.049)*	(0.050)	(0.050)
10 萬元以上			−0.075	−0.067	−0.037	−0.039
			(0.056)	(0.055)	(0.061)	(0.060)
父親教育: 高中職	−0.046	−0.045	−0.035	−0.038	−0.039	−0.043
	(0.039)	(0.039)	(0.039)	(0.039)	(0.042)	(0.042)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
專科	−0.049	−0.046	−0.038	−0.031	−0.033	−0.033
	(0.047)	(0.047)	(0.049)	(0.049)	(0.055)	(0.055)
大學以上	0.010	0.012	0.021	0.021	0.021	0.022
	(0.054)	(0.056)	(0.058)	(0.059)	(0.069)	(0.068)
母親教育: 高中職	0.056	0.055	0.076	0.078	0.069	0.069
	(0.042)	(0.042)	(0.045)*	(0.046)*	(0.048)	(0.047)
專科	0.010	0.004	0.043	0.041	0.029	0.030
	(0.052)	(0.052)	(0.056)	(0.056)	(0.058)	(0.058)
大學以上	0.017	0.010	0.034	0.024	0.007	0.012
	(0.054)	(0.054)	(0.059)	(0.060)	(0.067)	(0.069)
父親籍貫: 外省			0.084	0.087	0.077	0.075
			(0.044)*	(0.044)*	(0.048)	(0.047)
客家			0.028	0.027	0.001	0.009
			(0.042)	(0.043)	(0.043)	(0.044)
其他			0.171	0.177	0.122	0.095
			(0.125)	(0.123)	(0.140)	(0.133)
母親籍貫: 外省			0.029	0.027	0.024	0.029
			(0.048)	(0.049)	(0.050)	(0.049)
客家			−0.023	−0.022	−0.013	−0.026
			(0.045)	(0.046)	(0.047)	(0.047)
其他			0.196	0.162	0.220	0.194
			(0.128)	(0.132)	(0.116)*	(0.111)*
父親職業: 教師、一般、高層專業人員、職業軍人					0.058	0.050
					(0.048)	(0.049)
行政企業主管、經理人員					−0.027	−0.030
					(0.046)	(0.047)
其他					−0.063	−0.043
					(0.109)	(0.115)
母親職業: 教師、一般、高層專業人員、職業軍人					0.033	0.049
					(0.041)	(0.040)
行政企業主管、經理人員					−0.095	−0.089
					(0.051)*	(0.053)*
其他					0.018	0.009
					(0.046)	(0.046)
國中曾補習數學				−0.07	−0.076	−0.074
				(0.031)**	(0.031)**	(0.032)**
Pseudo R^2	0.143	0.146	0.156	0.160	0.172	0.18
樣本數	1,848	1,848	1,798	1,791	1,733	1,733

註: 1. 表中數字爲 Logit 模型估計後之邊際效果, 連續型變數之邊際效果是以各變數平均值爲基準, 而虛擬變數之邊際效果則爲各組與其對照組之差, 而括弧中爲標準誤。* 表示在 10% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, ** 表示在5% 的顯著水準下估計值顯著異於0。2. 表中所列之標準誤爲以學校爲群集所調整過之標準誤 (cluster adjusted standard error)。

臺灣大學學術期刊資料庫

我們無法在此確立兩者間的因果關係, 因爲有可能補習使學生對數學失去興趣, 但也有可能是自認數學能力較差的學生才需要補習, 而導致將來較不傾向選擇自然組。

在學生選組的過程中, 通常會參考父母的意見或以父母工作爲學習對象, 所以接下來我們以父母親職業類別代表父母在勞動市場的表現, 或其對子女未來可能的期望, 探討父母親職業類別是否會影響學生的選組決策。由於若干家長未回答其職業的相關訊息, 部分樣本在此問項將出現遺漏值, 而導致樣本數略微減少。[19] 若將父母職業變數納入控制後, 其結果列於表 4 第 4 欄。父母親職業中, 唯一有顯著結果爲母親的職業類別, 母親爲行政企業主管或經理人員的學生, 相較於母親爲非專業技術勞工者, 選擇自然組的機率下降。可能的解釋爲若母親從事商管方面的職業, 小孩因受其影響比較會選擇商管方面科系, 而較不傾向選擇自然組。

由於國一數學成績代表學生先備的數學能力, 而在前述的模型設定中, 我們假設國一數學成績對選組影響的邊際效果爲固定, 但有可能此邊際效果對國一數學成績高者不同於成績低者, 所以爲探究數學能力對選組影響是否因其高低而有所差異, 我們將國一數學成績的連續變數轉換爲國一數學成績的四分位組類別變數, 以代表學生進國中時數學能力的相對位置。用四分位組取代原本國一數學成績之結果列於表 4 中第 6 欄。分析結果與先前結果雷同, 相較於第一四分位組, 其它四分位組國一數學成績係數, 皆爲正值且具顯著性, 且愈高四分位組的係數愈大, 代表剛進入國中時的數理程度越好, 將來愈傾向念自然組。不過, 若進一步觀察女性與四分位組的交叉變項的係數, 我們發現此組變數之係數皆爲負, 而且愈高四分位組的負值愈大。也就是無論男生或女生, 數理程度越好, 愈傾向唸自然組, 但相較於同成績分配附近 (同一組四分位組) 的男性, 女性相對選自然組的可能性較低, 尤其是第四分位組, 也就是成績最好的一組, 這種情形更加明顯。本文發現相對於同樣爲第四分位組的男性, 女生選擇自然組的可能性少 18%。此結果表示雖然女性與男性具有相同的高數學能力, 但女性仍然較不會選擇自然組, 其可能的解釋爲女性在社會價值觀的影響下, 儘管其

[19] 父母職業的遺漏值包含未回答或不合理值, 約占分析樣本的3% (58/1791)。若父母因目前未工作而無職業或母親身份爲家庭主婦, 皆歸類於職業中的其他。可預見的是遺漏值中平均父母的教育程度較低, 但由於占總樣本比重不高, 影響應不至太大。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

能力許可, 但考量未來工作性質, 女性較不會選擇自然組。不過前述的結果亦顯示, 若女生在國三或高二時數學成績有進步, 則其選擇自然組的機會將增加, 表示女生在數學學習過程中若有顯著進步, 則將有助於其選擇自然組。另外, 我們也發現高中選組的性別差異, 主要來自於有較高數學能力的學生, 同樣爲成績最低的一組, 女生比男生選擇自然組的機率少 24%, 但對同樣爲成績最高的一組, 女生比男生選擇自然組的機率則少 42%。

最後, 因前述的分析假設家庭及相關變數對於男女的影響是一致的, 同時隱含男女在選組的機率分佈上的變異相同, 而這些假設可能並不完全合理與符合實際。所以我們將男女分開進一步分析, 目的在檢視文中解釋變數對選組決策的影響, 是否因性別不同而有系統性的差別, 其估計結果則列於表 5 與表 6。首先同上述分析, 無論男女數學程度越好或數學進步幅度越大, 選擇自然組的可能性也愈高。不管對男性或女性, 父母親的教育程度則無顯著的影響。男女估計結果的差異主要在家庭背景方面, 相較於最低家庭所得的女學生, 其他所得組別女生選自然組的可能性會降低, 但家庭所得對男生則並無顯著影響。此外相較於本省籍父親, 若父親爲外省籍的男生其選擇自然組的可能性將顯著提高, 但父親的省籍對於女生選組則影響不大。而省籍之間的影響, 有可能導因於不同省籍的父母, 因其職業集中於某一些類別所致。例如有較多比例的外省籍父母爲軍公教人員, 所以我們進一步加入父母職業作爲控制變項, 並將結果列於表 5 及表 6 之第 2 欄。估計結果發現父母親職業對於選組的影響主要在於女生, 在父親職業方面, 相較於父親職業爲非專業技術勞工的女生, 父親職業爲教師、職業軍人及一般或高層專業人員者較有可能選自然組。至於母親方面, 若女學生母親職業爲行政企業主管及經理人員, 則對女學生選自然組有負面影響。而不管父親或母親的職業對於男學生來說, 皆未發現有顯著影響。

在前面分析中我們發現補習與選擇自然組之間有負向關連, 但這裡的結果進一步指出補習數學對於男女有不同程度的影響。補習與選擇自然組之間存有負相關, 而這關係比較集中在女性身上, 對於男性則關連不大。相較於不曾補習的女學生, 曾補習的女學生顯著的較不傾向念自然組。最後類似之前分析, 重新估計學生剛進國中時數學能力的相對位置, 對於選組的影響, 其結果分別呈現於表 5 及表 6 之最後一欄。實證結果與前述分析

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 女性高中生選擇自然組之決定因素 – Logit 模型估計結果 (高中第三波追蹤樣本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
國一數學成績	0.185	0.197	0.196		
	(0.036)**	(0.034)**	(0.035)**		
國三較國一數學進步幅度	0.177	0.201	0.207	0.192	0.198
	(0.035)**	(0.034)**	(0.037)**	(0.033)**	(0.036)**
高二較國三數學進步幅度	0.163	0.174	0.176	0.171	0.174
	(0.028)**	(0.029)**	(0.028)**	(0.028)**	(0.028)**
國一數學第二四分位組				0.100	0.086
				(0.057)*	(0.057)
國一數學第三四分位組				0.222	0.213
				(0.061)**	(0.065)**
國一數學第四四分位組				0.403	0.396
				(0.064)**	(0.065)**
私立	0.069	0.104	0.139	0.090	0.121
	(0.073)	(0.072)	(0.074)*	(0.071)	(0.071)*
都市	0.009	0.024	0.039	0.024	0.039
	(0.050)	(0.051)	(0.050)	(0.051)	(0.050)
與雙親同住		0.069	0.129	0.074	0.136
		(0.052)	(0.054)**	(0.050)	(0.052)**
獨子		−0.05	−0.055	−0.041	−0.053
		(0.066)	(0.070)	(0.067)	(0.069)
家庭所得:					
3–5 萬元		−0.079	−0.049	−0.069	−0.043
		(0.049)	(0.054)	(0.048)	(0.054)
5–10 萬元		−0.116	−0.099	−0.098	−0.085
		(0.048)**	(0.052)*	(0.048)**	(0.052)
10 萬元以上		−0.098	−0.060	−0.089	−0.058
		(0.056)*	(0.068)	(0.055)	(0.067)
父親教育:					
高中職	−0.045	−0.032	−0.046	−0.037	−0.052
	(0.050)	(0.050)	(0.052)	(0.050)	(0.052)
專科	−0.056	−0.047	−0.065	−0.053	−0.071
	(0.058)	(0.057)	(0.064)	(0.058)	(0.064)
大學以上	−0.031	−0.026	−0.045	−0.029	−0.052
	(0.074)	(0.072)	(0.083)	(0.075)	(0.083)
母親教育:					
高中職	0.058	0.071	0.076	0.071	0.078
	(0.056)	(0.061)	(0.064)	(0.060)	(0.064)
專科	0.090	0.121	0.117	0.116	0.111
	(0.073)	(0.082)	(0.088)	(0.081)	(0.086)
大學以上	0.023	0.026	0.048	0.028	0.053
	(0.082)	(0.087)	(0.104)	(0.088)	(0.105)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父親籍貫:					
外省		0.043	0.023	0.039	0.021
		(0.054)	(0.060)	(0.052)	(0.059)
客家		0.085	0.071	0.086	0.075
		(0.052)*	(0.051)	(0.054)	(0.054)
其他		0.096	−0.037	0.089	−0.039
		(0.200)	(0.173)	(0.189)	(0.166)
母親籍貫:					
外省		0.072	0.075	0.067	0.071
		(0.070)	(0.076)	(0.067)	(0.074)
客家		0.022	0.022	0.010	0.012
		(0.059)	(0.061)	(0.060)	(0.061)
其他		0.102	0.222	0.083	0.192
		(0.181)	(0.180)	(0.172)	(0.173)
父親職業:					
教師、一般、高層專業人員、職業軍人			0.113		0.117
			(0.053)**		(0.053)**
行政企業主管、經理人員			0.012		0.019
			(0.054)		(0.055)
其他			0.132		0.153
			(0.178)		(0.172)
母親職業:					
教師、一般、高層專業人員、職業軍人			0.018		0.023
			(0.050)		(0.050)
行政企業主管、經理人員			−0.183		−0.185
			(0.057)**		(0.057)**
其他			0.075		0.067
			(0.060)		(0.061)
國中曾補習數學		−0.100	−0.110	−0.093	−0.106
		(0.038)**	(0.039)**	(0.038)**	(0.039)**
Pseudo R^2	0.083	0.1	0.126	0.101	0.126
樣本數	917	890	857	890	857

註: 1. 表中數字爲 Logit 模型估計後之邊際效果, 連續型變數之邊際效果是以各變數平均值爲基準, 而虛擬變數之邊際效果則爲各組與其對照組之差, 而括弧中爲標準誤。* 表示在 10% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, ** 表示在5% 的顯著水準下估計值顯著異於0。2. 表中所列之標準誤爲以學校爲群集所調整過之標準誤 (cluster adjusted standard error)。

類似, 剛進入國中時的數理程度越好, 愈傾向念自然組。

5.4 數學成績可以被改善嗎?

在前節中我們觀察到國一數學成績及國三與高二數學成績進步幅度高低

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 男性高中生選擇自然組之決定因素 – Logit 模型估計結果 (高中第三波追蹤樣本)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
國一數學成績	0.160	0.194	0.211		
	(0.049)**	(0.036)**	(0.036)**		
國三較國一數學進步幅度	0.074	0.098	0.112	0.107	0.118
	(0.038)*	(0.031)**	(0.031)**	(0.028)**	(0.028)**
高二較國三數學進步幅度	0.092	0.113	0.115	0.116	0.118
	(0.028)**	(0.024)**	(0.024)**	(0.024)**	(0.023)**
國一數學第二四分位組				0.098	0.117
				(0.041)**	(0.040)**
國一數學第三四分位組				0.212	0.222
				(0.036)**	(0.037)**
國一數學第四四分位組				0.365	0.379
				(0.036)**	(0.036)**
私立	0.027	0.048	0.060	0.051	0.062
	(0.054)	(0.046)	(0.047)	(0.043)	(0.044)
都市	0.032	0.071	0.069	0.058	0.058
	(0.049)	(0.049)	(0.049)	(0.047)	(0.047)
與雙親同住		0.026	0.062	0.047	0.082
		(0.056)	(0.061)	(0.057)	(0.062)
獨子		0.072	0.074	0.064	0.063
		(0.051)	(0.055)	(0.050)	(0.053)
家庭所得:					
3–5 萬元		−0.017	−0.019	−0.012	−0.010
		(0.058)	(0.059)	(0.058)	(0.059)
5–10 萬元		−0.040	−0.040	−0.045	−0.040
		(0.063)	(0.063)	(0.065)	(0.065)
10 萬元以上		0.002	−0.002	−0.005	−0.003
		(0.069)	(0.072)	(0.069)	(0.071)
父親教育:					
高中職	−0.032	−0.033	−0.021	−0.033	−0.02
	(0.046)	(0.048)	(0.049)	(0.046)	(0.047)
專科	−0.026	−0.003	0.015	−0.002	0.023
	(0.056)	(0.061)	(0.064)	(0.058)	(0.061)
大學以上	0.050	0.065	0.090	0.064	0.095
	(0.054)	(0.065)	(0.070)	(0.062)	(0.067)
母親教育:					
高中職	0.038	0.063	0.045	0.057	0.039
	(0.048)	(0.052)	(0.054)	(0.051)	(0.053)
專科	−0.080	−0.056	−0.066	−0.060	−0.070
	(0.063)	(0.068)	(0.070)	(0.069)	(0.071)
大學以上	0.003	0.015	−0.019	0.017	−0.017
	(0.066)	(0.072)	(0.080)	(0.073)	(0.082)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父親籍貫:					
外省		0.123	0.118	0.127	0.119
		(0.048)**	(0.050)**	(0.047)**	(0.050)**
客家		−0.024	−0.062	−0.017	−0.052
		(0.061)	(0.063)	(0.060)	(0.064)
其他		0.176	0.173	0.161	0.149
		(0.136)	(0.144)	(0.110)	(0.132)
母親籍貫:					
外省		−0.019	−0.026	−0.007	−0.015
		(0.055)	(0.058)	(0.057)	(0.060)
客家		−0.090	−0.055	−0.097	−0.064
		(0.063)	(0.061)	(0.063)	(0.062)
其他		0.165	0.167	0.120	0.124
		(0.147)	(0.133)	(0.131)	(0.135)
父親職業:					
教師、一般、高層專業人員、職業軍人			−0.007		−0.032
			(0.064)		(0.066)
行政企業主管、經理人員			−0.050		−0.065
			(0.062)		(0.064)
其他			−0.171		−0.161
			(0.124)		(0.138)
母親職業:					
教師、一般、高層專業人員、職業軍人			0.042		0.058
			(0.050)		(0.048)
行政企業主管、經理人員			0.029		0.038
			(0.063)		(0.063)
其他			−0.042		−0.051
			(0.051)		(0.053)
國中曾補習數學		−0.019	−0.026	−0.016	−0.025
		(0.038)	(0.037)	(0.038)	(0.038)
Pseudo R^2	0.076	0.102	0.113	0.122	0.131
樣本數	931	901	876	901	876

註: 1. 表中數字爲 Logit 模型估計後之邊際效果, 連續型變數之邊際效果是以各變數平均值爲基準, 而虛擬變數之邊際效果則爲各組與其對照組之差, 而括弧中爲標準誤。* 表示在 10% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, ** 表示在5% 的顯著水準下估計值顯著異於0。2. 表中所列之標準誤爲以學校爲群集所調整過之標準誤 (cluster adjusted standard error)

對高中選組的重要性, 另外由圖 4 及圖 5 我們也發現男女生國一數學成績的分配與其國三時的分配有著明顯的差異, 尤其以男生的分配變化最爲顯著。數學成績爲何在這段期間有如此變化? 所以接下來我們想要了解影響數學成績改變的因素, 在衆多因素中, 補習可能是一般認爲改善數學成績

的主要方法, 也是家長關心的重點之一。關秉寅・李敦義 (2008) 曾經利用 TEPS 第一波及第二波公共使用版國中樣本資料, 探討國三數學補習對國三數學成績的影響, 由於補習與成績高低有內生性的問題, 所以他們採用「傾向分數配對」(propensity score matching) 方法估計, 唯其估計結果與 OLS 方法差異不大。他們發現國三時補習數學對國三數學成績有正向的幫助, 但其效果不大且因人而異, 對於先備能力 (國一數學成績) 愈好或家長教育程度愈高者, 補習效果相對較低, 而前者之結論並不令人訝異, 若國一數學成績較高, 藉由補習可以進步的空間本將較小。此外由於統計上「迴歸到平均值」(regression toward the mean) 的現象, 國一數學成績較佳者, 可能是平均而言其運氣較好, 在國三考試時運氣沒有國一時這麼好的可能性增加, 以致於國三數學成績較佳的機會降低。然而, 關秉寅・李敦義 (2008) 並未直接探討補習及相關因素對數學成績進步幅度的影響, 此外其文中也未列出除國三數學補習、父母教育程度外, 其他因素對國三數學成績的影響程度。

若以考量在有較多樣本數的前提下, 我們透過 TEPS 資料中第一波及第二波國中樣本資料, 探討國三至國一的數學成績進步幅度與相關解釋變數之關係, 其迴歸估計結果置於表7。[20] 首先由表 7 第 1 欄, 在未考慮其他解釋變數下, 曾經或現在唸前段班或好班的學生, 較未唸過或未分班的學校的學生, 有較高的進步幅度, 除表示其先前成績可能較佳之外, 也可能因其接受較多的訓練所致。我們同樣發現曾經補習與數學成績進步幅度之間有正向關連, 但其進步的幅度將因學生是否曾唸前段班或好班而有所差異, 曾經補習對未曾唸過前段班或好班的同學效果較大。在控制其它相關變數及國一數學成績後 (表 7 第 3 欄), 曾經補習對未曾唸過前段班或好班的同學, 平均而言其數學成績將提高 0.33 個標準差,[21] 但對曾唸過前段班或好班的同學, 平均而言其數學成績則將只提高 0.11 個標準差。[22] 因數學成績近似常態分配, 同樣進步 1 個標準差, 但可能因個別學生起始點不同, 對其成績在整體相對位置的影響亦將不同。假設數學成績之分配爲常態分配, 並假設未讀前段或好班之同學其數學成績位於中位數左右, 則數學成績進

[20] 爲增加樣本數以提高估計的準確性, 我們這裡只使用 TEPS 第一波及第二波之樣本。

[21] 邊際效果爲0.251除以國一數學成績標準差0.77。

[22] 邊際效果爲 (0.251 − 0.167) 除以國一數學成績標準差0.77。

臺灣大學學術期刊資料庫

步0.33個標準差, 代表其成績將進步至第63百分位數。因曾讀過前段或好班之同學, 其數學成績較未讀過前段或好班者高0.61 (0.433/0.71) 個標準差, 所以對曾讀過前段或好班之同學, 數學成績進步0.11個標準差, 代表其成績將從第73百分位數進步至第76百分位數。

其次, 在考慮國一數學成績對進步程度之影響時, 我們加入國一成績之平方及立方項, 主要目的在檢驗國一數學能力對進步程度的是否爲非線性。由圖4及圖5, 我們發現國一與國三數學成績的分配有明顯的變化, 由單峰分配轉變爲雙峰, 而估計結果顯示, 國一數學成績對進步幅度的影響爲類似倒 N 字形, 亦即在成績較低時進步幅度最大, 隨著國一數學成績增加進步幅度逐漸縮小, 但至平均數過後則略微增加, 之後再逐漸降低, 這剛好驗證前述圖4與圖5間的變化。

最後, 在其它變數的影響方面, 就性別及城鄉差異而言, 在控制國一數學成績及其他家庭背景變數之下, 皆未發現顯著差異。至於家庭因素方面, 與大部分國內外的文獻的發現相同, 父母親的教育程度愈高, 學生的成績進步幅度愈大, 若父母親學歷皆爲大學畢業及以上, 則其進步幅度將可達0.57個標準差 (表7第3欄)。當然這反應有可能是遺傳的影響, 也有可能是因爲教育程度愈高的父母, 本身較有能力指導學生。家庭所得與學生數學學習成就之間也有正面影響, 相較於低所得家庭, 來自高所得家庭的學生數學成績進步幅度較大。不過所得的影響並非完全單調遞增, 從表7中的第3欄之結果可發現, 家庭所得超過十萬的估計係數並非最大。學生若就讀於私立國中, 即使在控制家庭所得及其他變數, 其數學成績進步幅度仍明顯高於就讀於公立國中的學生。在省籍的差異方面, 相較於父親爲本省閩南人, 其他籍貫的表現似乎較差, 但只有客家籍父親的子女的係數差異達顯著水準。母親籍貫方面, 只有母親籍貫爲其他 (原住民及外國籍爲主), 數學成績進步幅度顯著不如本省閩南籍母親的子女。有關於家庭結構方面, 僅與父或母親、或與祖父母同住的學生, 相較於同時與雙親同住者, 其數學表現較差。若該學生爲獨子則有負面, 但不顯著的影響。

5.5 高中選組性別差異之分解

在先前的討論中, 我們發現不同性別間高中生的選組行爲間存在極大的差

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 數學進步幅度之迴歸估計結果 (被解釋變數: 國三與國一數學成績之差)

	(1)	(2)	(3)
國中曾補習數學	0.259 (0.018)**	0.199 (0.019)**	0.251 (0.020)**
唸過前段班或好班	0.364 (0.028)**	0.345 (0.029)**	0.433 (0.031)**
補習 × 唸過前段或好班	−0.155 (0.036)**	−0.118 (0.038)**	−0.167 (0.038)**
國一數學成績			−0.001 (0.016)
國一數學成績平方			0.035 (0.006)**
國一數學成績三次方			−0.061 (0.004)**
女性		−0.011 (0.015)	−0.008 (0.014)
私立		0.139 (0.035)**	0.203 (0.036)**
都市		−0.016 (0.026)	0.008 (0.026)
與雙親同住		0.043 (0.021)**	0.129 (0.021)**
獨子		−0.046 (0.034)	−0.041 (0.033)
家庭所得:			
3–5 萬元		0.057 (0.023)**	0.075 (0.024)**
5–10 萬元		0.105 (0.027)**	0.135 (0.026)**
10 萬元以上		0.067 (0.032)**	0.095 (0.032)**
父親教育:			
高中職		−0.003 (0.020)	0.021 (0.020)
專科		0.094 (0.028)**	0.139 (0.027)**
大學以上		0.200 (0.034)**	0.254 (0.034)**

續接下頁

臺灣大學期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)
母親教育:			
高中職		0.001	0.018
		(0.018)	(0.018)
專科		0.057	0.102
		(0.030)*	(0.030)**
大學以上		0.123	0.186
		(0.041)**	(0.042)**
父親籍貫:			
外省		−0.040	−0.048
		(0.035)	(0.035)
客家		−0.053	−0.054
		(0.027)*	(0.027)**
其他		−0.030	−0.082
		(0.058)	(0.056)
母親籍貫:			
外省		0.003	−0.006
		(0.031)	(0.030)
客家		−0.006	−0.007
		(0.027)	(0.026)
其他		−0.080	−0.098
		(0.057)	(0.055)*
常數項	0.413	0.306	0.080
	(0.016)**	(0.033)**	(0.036)**
R^2	0.0406	0.062	0.106
樣本數	14,422	12,990	12,990

註: 1. 括弧中爲以學校爲群集所調整過之標準誤 (cluster adjusted standard error)。2. * 表示在10%的顯著水準下估計值顯著異於0, ** 表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於0。

異, 所以我們將進一步對男生與女生選擇自然組機率的差異進行分解。本文採用 Fairlie (1999, 2005) 的分解方法, 其方法爲類似於 Oaxaca-Blinder 分解方式, 主要差別在於假設函數形式爲非線性。以男女平均薪資差異分

臺灣大學學術期刊資料庫

解爲例, 標準的 Oaxaca-Blinder 分解可以以下列方式呈現:

$$\bar{Y}^M - \bar{Y}^F = \left[\left(\bar{X}^M - \bar{X}^F\right)\hat{\beta}^M\right] + \left[\bar{X}^F\left(\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F\right)\right], \tag{3}$$

式中 $\bar{Y}^M$ 及 $\bar{Y}^F$ 分別代表男性及女性的平均薪資; $\bar{X}^M$ 及 $\bar{X}^F$ 分別代表男性及女性解釋變數平均稟賦值之向量; $\hat{\beta}^M$ 與 $\hat{\beta}^F$ 爲薪資方程式中, 男性及女性迴歸估計係數之向量。(3) 式等號右方第一項爲性別薪資差異中, 可由男女稟賦差異所解釋的部分; 等號右方第二項爲男女迴歸係數差異的部分, 其爲男女薪資差異中無法爲稟賦差異所解釋的部分, 早期文獻將其歸因於性別歧視。在利用 (3) 式分解時, 我們假設以男性迴歸式之估計係數 ($\hat{\beta}^M$) 爲參考組, 若以 $\hat{\beta}^F$ 作爲參考組, 則 (3) 式將可改寫爲:

$$\bar{Y}^M - \bar{Y}^F = \left[\left(\bar{X}^M - \bar{X}^F\right)\hat{\beta}^F\right] + \left[\bar{X}^M\left(\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F\right)\right]。 \tag{4}$$

因此當參考組不同, 所得到的分解結果也會有所不同, 文獻中進一步假設若存在一組無歧視下的估計係數, 如以全體樣本所估計出迴歸係數當作參考基準, 則男女薪資差異則將可分解爲三個部分, 一爲以參考組估計係數衡量的稟賦差異, 二爲男性估計係數與參考組估計係數差異所造成的部分, 三爲由參考組估計係數與女性估計係數差異所造成的部分, 而後兩項爲稟賦差異無法解釋的部分, 所以 (3) 與 (4) 式實爲前述一般分解方式之特例。

由於在本文的應用中, 我們所要分解的爲男生與女生選擇自然組機率的差異。依據 Fairlie (1999), 一非線性的函數, $Y = F(X\beta)$, 可以分解成下式:

$$\begin{aligned}\bar{Y}^M - \bar{Y}^F = &\left[\sum_{i=1}^{N^M}\frac{F\left(X_i^M\hat{\beta}^W\right)}{N^M} - \sum_{i=1}^{N^F}\frac{F\left(X_i^F\hat{\beta}^M\right)}{N^F}\right] \\ &+ \left[\sum_{i=1}^{N^F}\frac{F\left(X_i^F\hat{\beta}^M\right)}{N^F} - \sum_{i=1}^{N^F}\frac{F\left(X_i^F\hat{\beta}^F\right)}{N^F}\right],\end{aligned} \tag{5}$$

式中 N^M 及 N^F 分別爲男性及女性的樣本數; $F(\cdot)$ 在這裡爲 logistic 的累積分配函數, 注意到 $\bar{Y}$ 不必然等於 $F(\bar{X}\hat{\beta})$。(5) 式概念上類似 (3) 式, 在假設以男性估計係數爲參考組下, 等號右方第一項爲性別選組差距中, 屬

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

於男女在稟賦分配的差距所造成的部分; 等號右方第二項則屬於無法衡量到或無法由男女稟賦差距所能解釋的部分。依據 Fairlie 所提供的分解分式, 我們利用高中追蹤樣本並以表5中第3欄之變數設定模式估計, 並考慮三種參考組的設定方式, 分別爲男性樣本、女性樣本及全樣本, 其中全樣本之估計係數實爲女性與男性樣本估計係數之加權平均, 最後將不同參考組設定下的分解結果陳列於表8。[23] 其中, 稟賦差距可以解釋的部分是以參考組估計係數衡量其大小, 所以分解結果將因參考組設定不同而略有差異。

由表8第1欄顯示, 追蹤樣本中男女高中生選擇自然組機率之總差距爲0.3213, 當以男性爲參考組時, 稟賦差距可以解釋的部分爲0.0508, 其中以數學成就差距可以解釋的部分0.0328爲最大,[24] 而其它稟賦的個別差距對高中生選擇自然組機率之性別差異並未有太大的影響, 性別間稟賦差距可解釋的部分約只佔總差異的16%, 如表9第1欄所示。高中生選擇自然組機率之性別差距, 絕大部分是因爲男性與女性估計係數不同所致, 其約佔總差異的84%。若以女性或全樣本爲參考組, 則由表8第2及第3欄, 我們發現其分解之結果與前述之結果類似, 因性別間稟賦差距的部分所造成的影響分別約只佔18%及21%, 如表9第2及第3欄所示。其中數學成就的差距依然是最重要解釋因素, 但性別間的選組差異仍然大部分無法由男女間的稟賦不同所解釋。若觀察表5及表6中女生及男生樣本估計係數, 我們可以發現其實女生與男生估計係數的差距主要來自於常數項的不同。這也表示在控制可能的影響因素後, 高中女性與男性在選組上仍有很大的差異無法解釋, 究竟是男女間偏好的差異或社會環境的制約所致, 這部分仍待未來進一步的研究。

5.6 其他潛在問題及討論

前述的分析主要建立在學生高二時的選組狀態, 但隨著教育體制及大學入

[23]表5第3欄之設定爲控制變數較完整之模型, 而其與同表第6欄之差別在於國一數學成績的表現方式。在第3欄中直接使用觀察到的數值, 而第6欄則利用其數學成績所在四分位數之虛擬變數, 利用這兩種設定方式對分解結果並無太大的影響, 所以在此遂採用表5第3欄之設定。

[24]「數學成就」包含國一數學成績、國三較國一數學進步幅度及高二較國三數學進步幅度等三變數之總效果。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 男與女高中生選擇自然組機率差異之分解

參考組:	男性樣本	女性樣本	全樣本
男性與女性選擇自然組機率之總差異	0.3213	0.3213	0.3213
稟賦差異可解釋的部分	0.0508	0.0562	0.0658
數學成就	0.0328 (0.0058)**	0.0596 (0.0090)**	0.0517 (0.0062)**
補習數學	0.0014 (0.0020)	0.0071 (0.0024)**	0.0048 (0.0015)**
私立	0.0021 (0.0017)	0.0023 (0.0016)	0.0037 (0.0015)**
都市	0.0005 (0.0006)	−0.0009 (0.0013)	−0.0008 (0.0007)
與雙親同住	−0.0010 (0.0009)	−0.0029 (0.0015)*	−0.0011 (0.0007)
獨子	0.0018 (0.0015)	−0.0008 (0.0011)	0.0009 (0.0009)
家庭所得	0.0008 (0.0010)	0.0002 (0.0008)	0.0010 (0.0007)
父親教育程度	0.0015 (0.0018)	−0.0006 (0.0009)	−0.0005 (0.0005)
母親教育程度	0.0021 (0.0017)	−0.0002 (0.0013)	0.0017 (0.0010)*
父親職業	0.0000 (0.0001)	−0.0027 (0.0019)	−0.0003 (0.0012)
母親職業	0.0005 (0.0007	−0.0058 (0.0021)**	−0.0006 (0.0004)
父親籍貫	0.0033 (0.0048)	−0.0009 (0.0015)	0.0011 (0.0019)
母親籍貫	0.0049 (0.0048)	0.0020 (0.0020)	0.0043 (0.0024)*
稟賦不可解釋的差異	0.2705	0.2651	0.2555

註: 括弧中爲 bootstraping 標準差。* 表示在 10% 的顯著水準下估計值顯著異於 0, ** 表示在5% 的顯著水準下估計值顯著異於0。在計算「稟賦差距可解釋部分」時, 需利用參考組估計之係數, 所以其大小將因參考組不同而有所差異, 表中參考組之設定有三種方式, 男性樣本, 女性樣本及全樣本。「數學成就」包含國一數學成績、國三較國一數學進步幅度及高二較國三數學進步幅度等三變數之總效果;「家庭所得」包含三個家庭所得虛擬變數之總效果;「父親教育程度」包含三個父親教育虛擬變數之總效果;「母親教育程度」包含三個母親教育虛擬變數之總效果;「父親職業」包含三個父親職業虛擬變數之總效果;「母親職業」包含三個母親職業虛擬變數之總效果;「父親籍貫」包含三個父親籍貫虛擬變數之總效果;「母親籍貫」包含三個母親籍貫虛擬變數之總效果。

期刊資料庫

表 9: 各項稟賦要素可解釋男與女高中生選擇自然組機率差異之百分比

參考組:	男性樣本	女性樣本	全樣本
稟賦差異可解釋部分佔總差異之百分比	15.81	17.49	20.48
數學成就	10.21	18.55	16.09
補習數學	0.44	2.21	1.49
私立	0.65	0.72	1.15
都市	0.16	−0.28	−0.25
與雙親同住	−0.31	−0.90	−0.34
獨子	0.56	−0.25	0.28
家庭所得	0.25	0.06	0.31
父親教育程度	0.47	−0.19	−0.16
母親教育程度	0.65	−0.06	0.53
父親職業	0.00	−0.84	−0.09
母親職業	0.16	−1.81	−0.19
父親籍貫	1.03	−0.28	0.34
母親籍貫	1.53	0.62	1.34
不可解釋的部分佔總差異之百分比	84.19	82.51	79.52
總和	100.00	100.00	100.00

註: 各項稟賦要素之定義請參照表8之附註。

學方式的改變, 跨類組考生的比例也逐漸提高, 而跨組考生選組科系主要針對熱門且要求數學程度較高的商管及財金類科。部分原本會選擇社會組的學生有可能爲了增加將來升學的選擇性, 因而選擇數學難度較高的自然組來提昇自己的數學能力。所以我們利用新釋出的 TEPS 第四波資料中有關學生將來打算參加考試的類組資訊及高三目前的選組狀態, 藉此更新學生的選組決策, 以期更加接近學生將來對大學科系類組的眞正選擇。例如若學生雖然仍在自然組的班級, 但在高三時回答將來僅參加第一類組的考試, 則可推測出學生是爲了增加考試上社會組類科的機率而選擇自然組, 但其實將來大學科系應會選擇非自然組的科系。[25]

[25]在高三普通高中自然組的樣本中, 約有7%的比例屬於此類。注意到若學生在問卷中同時回答報考第一及其他類組, 受制於資料限制, 並無法得知其將來究竟是選擇哪一類組

臺灣博碩士論文知識加值系統

我們利用更新後的選組狀態, 並在表4第5欄變數設定模式下, 重新估計並將所得之結果列於表10第1欄。迴歸結果與之前表4所得相比, 估計係數之符號及顯著程度大都一致, 比較明顯的變化在表4中原先學校位於都市的係數爲不顯著的正號, 現在係數轉爲負號但仍爲不顯著, 推測可能是有較高比例位於都市學校的學生, 傾向因考試策略而選擇自然組, 而其餘解釋變數對選組的影響, 則與之前的發現一致。

另外, 影響學生選組的可能因素有很多, TEPS 問卷中有九成學生回答選組主要是自己的想法或受父母的影響, 而各有約3–4%學生回答選組受老師或朋友影響, 但學生在求學階段所可能接觸到的老師及朋友衆多, 受限於資料取得不易, 若欲衡量老師或同儕對學生選組的效果並不容易。所以在接下來的分析中, 我們期望從可獲得的有限資訊中, 試圖加入其他相關變數於迴歸分析中, 探討父母教育期望、班級平均數學成績及老師與學生選組之間可能存在的關連, 也可視爲實證模型設定的穩定性檢驗。

爲考量家長對其子女的教育期望, 在此我們加入新的虛擬變數, 若家長預期其子女將來可讀到碩士或博士以上, 則視爲高教育期望, 並同時使用更新選組狀態後的樣本, 其所得之結果列於表10第2欄。估計結果顯示高的父母教育期望與學生選自然組之間雖存有正向關連, 但邊際效果不大且並不顯著。其次透過學生在國三時的資訊, 可計算出其國三階段班級的平均數學成績, 藉此可衡量同班的數學程度與其將來選組間是否存有關連, 此變數可視爲同儕效果的代理變數。[26] 透過表10第3欄所得之結果可發現, 若學生來自國三時期平均數學較佳的班級, 在其他條件不變之下, 會降低其將來選擇自然組的可能性。這可能與學生所感受到的同儕壓力有關, 來自於平均數學能力較高的班級, 學生容易因此自我認知數學程度沒那麼好, 成就感也較低, 因而將來比較不傾向選擇自然組。不過, 國三同班同學成績的影響, 也有可能部分反應學校非常態分班的結果, 亦即在其他條件不變下, 學生若被分派至升學班或好班, 反而會降低其將來選自然組的意願。

最後, 同樣建立在更新選組狀態後的樣本下, 我們進一步加入關於老師的變數, 因爲當前老師的資訊爲學生已選組後所接觸的老師, 基本上無法

的科系。

[26]在計算班級平均數學能力時, 若學生爲其國三班級的唯一樣本觀察值, 則分析時自樣本刪除。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 高中生選擇自然組之決定因素 – Logit 迴歸模型估計結果 (高中第三波追蹤樣本)

	(1)	(2)	(3)	(4)
女性	−0.433	−0.429	−0.436	−0.421
	(0.061)**	(0.061)**	(0.061)**	(0.067)**
國一數學成績	0.247	0.245	0.268	0.277
	(0.031)**	(0.031)**	(0.032)**	(0.034)**
國三較國一數學進步幅度	0.156	0.154	0.161	0.166
	(0.032)**	(0.032)**	(0.032)**	(0.034)**
高二較國三數學進步幅度	0.092	0.090	0.101	0.105
	(0.043)**	(0.043)**	(0.043)**	(0.044)**
女性 × 國三較國一數學進步幅度	0.151	0.152	0.155	0.161
	(0.026)**	(0.026)**	(0.026)**	(0.028)**
女性 × 高二較國三數學進步幅度	0.071	0.069	0.069	0.060
	(0.041)*	(0.041)*	(0.041)*	(0.043)
私立	0.095	0.094	0.099	0.104
	(0.046)**	(0.046)**	(0.046)**	(0.048)**
都市	−0.015	−0.013	−0.018	−0.019
	(0.042)	(0.042)	(0.043)	(0.045)
與雙親同住	0.085	0.085	0.101	0.095
	(0.049)*	(0.049)*	(0.049)**	(0.052)*
獨子	0.040	0.042	0.060	0.051
	(0.058)	(0.058)	(0.061)	(0.063)
家庭所得:				
3–5 萬元	−0.045	−0.043	−0.039	−0.068
	(0.047)	(0.048)	(0.048)	(0.051)
5–10 萬元	−0.097	−0.098	−0.095	−0.094
	(0.049)**	(0.049)**	(0.049)*	(0.051)*
10 萬元以上	−0.045	−0.042	−0.034	−0.041
	(0.060)	(0.060)	(0.060)	(0.062)
父親教育:				
高中職	−0.036	−0.033	−0.025	−0.023
	(0.045)	(0.045)	(0.046)	(0.050)
專科	−0.005	−0.001	0.009	0.010
	(0.058)	(0.058)	(0.060)	(0.065)
大學以上	0.063	0.064	0.078	0.050
	(0.071)	(0.071)	(0.073)	(0.078)
母親教育:				
高中職	0.051	0.047	0.051	0.032
	(0.048)	(0.047)	(0.048)	(0.050)
專科	0.046	0.040	0.043	0.009
	(0.063)	(0.063)	(0.064)	(0.065)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)
大學以上	0.017	0.013	0.015	0.010
	(0.070)	(0.070)	(0.070)	(0.070)
父親籍貫:				
外省	0.132	0.134	0.130	0.159
	(0.050)**	(0.050)**	(0.050)**	(0.052)**
客家	0.010	0.011	0.010	0.018
	(0.047)	(0.047)	(0.048)	(0.050)
其他	0.152	0.154	0.131	0.138
	(0.155)	(0.155)	(0.159)	(0.154)
母親籍貫:				
外省	−0.001	−0.004	−0.007	−0.003
	(0.048)	(0.048)	(0.048)	(0.046)
客家	−0.050	−0.051	−0.051	−0.021
	(0.046)	(0.045)	(0.046)	(0.048)
其他	0.238	0.240	0.219	0.219
	(0.140)*	(0.139)*	(0.140)	(0.136)
父親職業:				
教師、一般、高層專業人員、職業軍人	0.039	0.033	0.031	0.017
	(0.049)	(0.050)	(0.050)	(0.051)
行政企業主管、經理人員	−0.047	−0.049	−0.051	−0.046
	(0.046)	(0.046)	(0.045)	(0.048)
其他	−0.016	−0.024	−0.006	−0.063
	(0.092)	(0.094)	(0.095)	(0.100)
母親職業:				
教師、一般、高層專業人員、職業軍人	−0.010	−0.009	−0.006	0.003
	(0.040)	(0.040)	(0.040)	(0.040)
行政企業主管、經理人員	−0.090	−0.092	−0.073	−0.063
	(0.053)*	(0.053)*	(0.055)	(0.058)
其他	0.019	0.014	0.015	0.014
	(0.047)	(0.046)	(0.046)	(0.050)
國中曾補習數學	−0.060	−0.060	−0.067	−0.059
	(0.030)**	(0.030)**	(0.029)**	(0.031)*
父母高教育期望		0.020	0.024	0.009
		(0.029)	(0.030)	(0.031)
國三班級平均數學成績			−0.061	−0.069
			(0.030)**	(0.033)**
國三導師爲女性				0.016
				(0.034)
國三導師爲班上數學老師				0.029
				(0.035)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)
國三導師有碩士學位				0.075 (0.040)*
國三導師來自師範體系				−0.027 (0.031)
國三導師教學經驗:				
3–8年				−0.033 (0.065)
9–19年				0.026 (0.049)
20年以上				−0.025 (0.052)
Pseudo R^2	0.181	0.181	0.184	0.185
樣本數	1,736	1,725	1,704	1,554

註: 1. 表中數字爲 Logit 模型估計後之邊際效果, 連續型變數之邊際效果是以各變數平均值爲基準, 而虛擬變數之邊際效果則爲各組與其對照組之差, 而括弧中爲標準誤。* 表示在10%的顯著水準下估計值顯著異於0, ** 表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於0。2. 表中所列之標準誤爲以學校爲群集所調整過之標準誤 (cluster adjusted standard error)。

確立其間的因果關係, 所以我們選用學生國中時期的老師資訊。不過, 國中時期學生可能接觸的老師相當多, 其中以班級導師與學生的相處時間最長, 其可能產生的影響也應最大。因此, 在模型中我們加入若干學生於國三時期所屬導師的相關變數, 其中包括導師的性別, 是否也是班上的數學老師, 是否有碩士或博士學位, 是否來自師範體系,[27] 以及教學經驗等,[28] 加入導師相關變數後之估計結果列於表10第4欄。大多導師變數與學生選組之間關連性並不高, 唯國三時期導師若有擁有碩士學位, 在10%的顯著水準下, 將與學生未來選自然組有正相關, 其有可能因爲擁有碩士學位以上的導師比例較高爲理工科系, 因此傾向鼓勵學生選自然組, 不過從資料中無法得知導師取得的是何種碩士學位, 眞正原因仍待進一步研究。基本上加入老師或同儕等相關變數對先前估計結果並無太大的影響, 所以限於

[27]若教師畢業自師專、師院或師範大學 (包含大學或研究所時), 則歸類教師來自於師範體系。

[28]這裡將教學經驗分爲四類: 教學經驗在2年以下, 3–8年, 9–19年及20年以上。

臺灣大學學術期刊資料庫

篇幅我們並未繼續深入探討同儕及老師對於學生的選組影響, 但這可做爲未來延伸的研究方向。

本文雖採用資訊相對豐富的 TEPS 來進行分析, 但由於資料限制, 仍有若干可能影響學生選組的因素尚未考慮, 例如資料中只有數學單科成績被列出, 所以我們只能採用數學成績當作衡量學生數理背景的依據, 但其他相關科目如物理、化學、歷史、地理等對於選組也會有影響。[29] 此外, 實證模型中所包括的若干解釋變數, 如數學進步幅度或國中是否補習, 因其爲學生選組決策時點之前的變數, 內生性問題相對輕微, 但這些變數仍可能產生內生性, 例如若存在某些觀察不到的父母教育態度, 對於國中是否補習及選組決策同時有影響, 就有可能造成補習與選組之間因果關係的不確立。以上皆是在詮釋本文估計結果時應考慮之處。

6 結論

由過去的文獻顯示男女薪資差異部分乃因男女間職業不同所致, 對於大學畢業生而言, 其職業的選擇多少受其在學時所選學科的影響, 由主計處人力運用調查資料顯示, 大學時就讀理工相關科系的畢業生, 平均而言其薪資高於大學時就讀人文社會相關科系的畢業生, 而在台灣約有三分之二的男生選擇就讀理工相關科系, 但女生則只有不到三分之一。然而大多數學生的大學科系選擇, 其實相當程度受制於其高中時的選組決定, 所以本文利用台灣教育長期追蹤資料庫 (TEPS) 完整版資料, 藉以探討決定高中選組的重要因素。

我們的實證結果顯示高中生性別間選組的偏好存在相當大的差異, 女性明顯比男性較不會選擇自然組, 而代表學生先備數學能力的國一數學成績, 對高中生選組亦有相當程度的影響, 平均而言若國一數學成績提高 1 個標準差, 則學生選擇自然組的機率將增加 15% 至 19%。然而在男女生數學程度相同的情況下, 女生若數學能力越高, 則其性別間選組的差異越大, 若

[29] TEPS 雖有針對國文及英文能力進行測驗, 但受限於題目過少代表性不足, 所以並未提供任何關於語文方面的成績。我們也嘗試加入國中時期最喜歡之科目爲國文或英文此一變數, 以當作語文方面的代理變數, 加入後關於數學能力的變數皆維持其符號及統計上仍然顯著, 並未影響本文主要結果。

期刊資料庫

以四分位分組爲例, 同樣爲成績最低的一組, 女生比男生選擇自然組的機率少24%, 但若成績同爲最高的一組, 女生比男生選擇自然組的機率則少42%, 而此結果間接反駁某些觀點認爲女生較不喜歡選擇自然組, 乃因其數學能力較差所致。除了考量學生先前的數學能力外, 實證結果顯示進入國中之後所增進的數學能力, 對高中生選擇自然組也有顯著的影響, 而且其對女生選擇自然組的鼓舞比男生大。若男女生在國一至國三時數學成績進步幅度同樣增加1個標準差, 則男生選擇自然組的機率將增加10%, 而女生則將增加17%。

在控制學生先備的數學能力及進入國中後學習或訓練的成果下, 是否就讀私立學校及是否與父母同住, 對高中生是否選擇自然組具有正面的影響, 而其它大多數解釋變數則對高中生的選組未有顯著的影響, 如學校是否位於城市、是否爲獨子、家庭經濟狀況、父母親的教育程度、父母的籍貫及職業等。此外, 我們也發現在控制學生數學成績進步的幅度及其他解釋變數後, 對男生而言「補習數學」本身對選組並不會有影響, 但對女生則會降低其選擇自然組的機率, 女生是否因補習而較易產生挫折, 因而降低其選擇自然組的意願, 則需進一步的研究。

前述結果中顯示數學成績進步對選組具有顯著的影響, 使我們進一步探討數學成績能否靠國中時期的努力或環境而有所改善, 在控制學生先備的數學能力下, 實證結果顯示性別間數學成績的進步幅度並無顯著的差異, 但國中時期的學習及訓練 (補習數學及曾經或現在就讀於好班或前段班) 的確對數學成績改善有明顯的幫助, 尤其對相對弱勢的學生, 補習對未曾唸過前段班或好班的同學, 平均而言其數學成績將提高0.33個標準差, 但對曾唸過前段班或好班的同學, 平均而言其數學成績則將只提高0.11個標準差。在其它解釋變數方面, 若父母親的教育程度越高, 其成績進步幅度亦越大。家庭所得越高, 則其進步幅度將越大, 但當家庭所得超過10萬元後, 則沒有更大的效果。就讀於私立學校有助於提高數學成績, 而與父母同住對數學成績進步亦有顯著且正面的幫助, 這隱含家庭結構較健全在學習上對學生有所助益。

總而言之, 高中生的性別、先備的數學能力及學習過程中數學成績的進步幅度皆爲影響其選組的重要決定因素, 此外因學生是否接受相關訓練

臺灣人文學術期刊資料庫

及其家庭背景變數與數學成績進步幅度具有高度的關連, 所以在控制其國一的起使數學成績及「數學成績進步幅度」後, 其它解釋變數對高中生選組決定的影響將顯得不是那麼重要。本研究進一步透過高中選組性別差異之分解, 發現性別間選組差異大部分無法由男女間稟賦不同所解釋, 女生較不喜歡選擇自然組, 也並非導因於數學能力較差。數學成就差距雖是影響學習領域間性別區隔的最重要解釋因素, 但也僅能解釋一小部份, 這可視爲制訂後續相關教育政策之依據, 例如若想要改善當今學習領域性別區隔現象時, 應著重於提升女學生對於自然科學領域的興趣, 也就是政策的制定應朝向提高女學生對自然相關學科的自我認知能力並鼓勵其學習興趣。

我們的實證結果可歸納出性別仍是影響選組偏好最重要因素, 至於爲何存在如此明顯的性別區隔, 國內外文獻都有所討論 (如 Polachek (1978), Polachek (1981), Micer and Ofek (1982), Correll (2001), 劉正・陳建州 (2007)), 一般認爲學習領域間性別區隔的大小, 有相當程度取決於兩性對於將來勞動市場的預期或認知, 其中對勞動市場的預期包含對其所計畫從事職業未來可獲得的金錢和非金錢上之報酬, 加上對於相關工作不確定感的信念。即便不同學者對預期如何形成有不同角度的詮釋, 但大多學者同意, 若女性或其身旁會影響其選組決策的人普遍認爲: 女性進入一個以男性爲主的職業, 如果其將來所獲得的報酬或升遷的機會與男性相較會有明顯的差距, 則基於理性選擇及風險趨避,[30] 即使女性本身對不同學科無明顯偏好, 其仍會傾向選擇以女性爲主或性別之間差距較少的職業。也就是說, 除了本身的興趣及條件外, 對於將來職業的預期或當前的社會氣氛, 也將是左右學生目前選組決策的重要因素, 然而目前勞動市場條件的改變, 對人們未來預期的影響, 可能需要相當時間醞釀。因此未來的研究重心可以探討是否學生會因爲對勞動市場的預期改變, 進而影響其目前的選組偏好, 以及社會制約改變對預期影響所需的時間及過程。

[30]Croson and Gneezy (2009) 近期的研究更歸納出: 女性相較於男性, 更傾向風險趨避以及不喜好競爭。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

張芷雲 (2003), “台灣教育長期追蹤資料庫: 第一波 (2001)、第二波 (2003) 及第三波 (2005) 學生、家長、老師資料 (現場使用版電子檔)”, 中央研究院調查研究專題中心。(Chang, Ly-yun (2003), “Taiwan Education Panel Survey: Base year (2001, 2003, 2005) student, parent and teacher data (on-spot restricted release computer file)”, Center for Survey Research, Academia Sinica.)

——— (2008), “台灣教育長期追蹤資料庫: 第一 — 四波資料使用手册 (2008.11.21 版)”, 中央研究院調查研究專題中心。(Chang, Ly-yun (2008), “Taiwan Education Panel Survey: Users’ guide and base year (2008)”, Center for Survey Research, Academia Sinica.)

陳建州 (2004), “教育期望的性別差異: 高中、高職的比較”, 《兩性平等教育教育季刊》, 26, 43–57。(Chen, Jian-Jhou (2004), “The gender difference in educational aspiration: The comparison between senior high school and vocational high school”, *Journal of Gender Equity Education*, 26, 43–57.)

——— (2006), “性別間的教育競爭型態分析”, 《教育研究集刊》, 52(4), 71–105。(Chen, Jian-Jhou (2006), “Gender competition in the educational field”, *Bulletin of Educational Research*, 52(4), 71–105.)

——— (2009), “影響大學生學習領域性別階層化之因素”, 《教育研究集刊》, 55(2), 35–67。(Chen, Jian-Jhou (2009), “Factors of influencing the hierarchy of gender in undergraduates’ fields of study”, *Bulletin of Educational Research*, 55(2), 35–67.)

陳建志 (2000), “台灣地區科系、職業性別隔離與收入性別差異之變遷”, 《教育與心理研究》, 23(2), 285–312。(Chen, Chien-Chih (2000), “The change of departmental, occupational gender segregation, and earnings difference in Taiwan”, *Journal of Education and Psychology*, 23(2), 285–312.)

黃福來 (1980), “高中學生選組狀況及影響因素”, 碩士論文, 台北: 國立台灣師範大學教育研究所。(Huang, Fu-Lai (1980), “A study of relevant

臺灣大學學術期刊資料庫

factors in major choice for senior high school students", Master Thesis, National Taiwan Normal University.)

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, Chiao-Ling (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.)

楊孟麗・譚康榮・黃敏雄 (2003), "心理計量報告: TEPS 2001分析能力測驗 (第一版)", 台灣教育長期追蹤資料庫。(Meng-Li Yang, Tony Tam and Min-Hsiung Huang (2003), "Psychometric report for the ability Tests of TEPS 2001, Center for Survey Research", Academia Sinica.)

楊宜勳 (2004), "影響高中生選組及其學業表現之相關因素探討 — 以某高中爲例", 碩士論文, 台北: 國立台北大學統計學系。(Yang, Ye-Shin (2004), "The research on relevant factors in major choice and academic achievements for senior high school students", Master Thesis, National Taipei University.)

楊龍立 (1993), "我國高中學生主修科別與性別的關係之研究", 《教育研究資訊》, 1(3), 4–75。(Yang, Long-Lih (1993), "The link between major choice and gender for Taiwan's senior high school students", *Educational Research and Information*, 1(3), 4–75.)

劉正・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, Jeng and Chen, Jian-Jhou (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.)

關秉寅・李敦義 (2008), "補習數學有用嗎? 一個『反事實』的分析", 《台灣社會學刊》, 41, 97–148。(Kuan, Ping-Yin and Lee, Duen-Yi (2008), "Effects of cram schooling on math performance: A counterfactual analysis", *Taiwanese Journal of Sociology*, 41, 97–148.)

Baker, D. P. and Stevenson, D. L. (1986), "Mothers' strategies for children's

臺灣大學學術期刊資料庫

school achievement: Managing the transition to high school", *Sociology of Education*, 59, 156–167.

Baraka, J. L. (1999), "Does type of degree explain Taiwan gender gap?", Princeton University Woodrow Wilson School of Public and International Affairs, Research Program in Development Studies, working papers, no. 220.

Brown, C. and Corcoran, M. (1997), "Sex-based differences in school content and the male-female wage gap", *Journal of Labor Economics*, 15(3), 431–465.

Chipman, S. (2005), "Research on the women and mathematics issue: A personal case history", in A. M. Gallagher and J. C. Kaufman (eds.), *Gender Differences in Mathematics: An Integrative Psychological Approach*, Cambridge: Cambridge University Press.

Coleman, J. S., Campell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D., and York, R. L. (1966), *Equality of Educational Opportunity*, Washington, DC: U.S. Government Printing Office.

Correll, S. (2001), "Gender and the career choice process: The role of biased self-assessments", *American Journal of Sociology*, 106(6), 1691–1730.

Croson, R. and Gneezy, U. (2009), "Gender differences in preferences", *Journal of Economic Literature*, 47(2), 448–474.

Fairlie, R. W. (1999), "The absence of the African-American owned business: An analysis of the dynamics of self-employment", *Journal of Labor Economics*, 17(1), 80–108.

——— (2005), "An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models", *Journal of Economic and Social Measurement*, 30, 305–316.

Goldin, C., Katz, L. F., and Kuziemko, I. (2006), "The homecoming of American college women: The reversal of the college gender gap", *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 133–156.

Haveman, R. and Wolfe, B. (1995), "The determinants of children's attainments: A review of methods and findings", *Journal of Economic Literature*, 33(4), 1829–1878.

Hyde, J. S. and Mertz, J. E. (2009), "Gender, culture, and mathematics performance", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States*, 106(22), 8801–8807.

Lantz, A. E. and Smith, G. P. (1981), "Factors influencing the choice of nonrequired mathematics courses", *Journal of Educational Psychology*, 73(6),

期刊資料庫

825–837.

Lee, V. E., Croninger, R. G., and Smith, J. B. (1997), "Course-taking, equity, and mathematics learning: Testing the constrained curriculum hypothesis in U.S. secondary schools", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19(2), 99–121.

Lee, V. E. and Ware, N. C. (1986), "When and why girls "leak" out of high school mathematics: A closer look", paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Francisco, C.A.

Marsh, H. W. (1989), "Sex differences in the development of verbal and mathematics constructs: The high school and beyond study", *American Educational Research Journal*, 26, 191–225.

McDonald, J. A. and Thornton, R. J. (2007), "Do new male and female college graduates receive unequal pay?", *Journal of Human Resources*, 42(1), 32–48.

Mertz, J. E. (2009), "Why females remain underrepresented in mathematics at the highest level", *American Society for Cell Biology Newsletter*, 7–9.

Micer, J. and Ofek, H. (1982), "Interrupted work careers: Deprecation and restoration of human capital", *Journal of Human Resource*, 17(1), 3–24.

Muller, C. (1998), "Gender differences in parental involvement and adolescents' math achievement", *Sociology of Education*, 71(4), 336–356.

Oakes, J. (1990), "Opportunities, achievement, and choice: Women and minority students in science and mathematics", *Review of Research in Education*, 16, 153–222.

Ozturk, M. A. (2001), "Personal and social factors that influence advanced mathematics course-taking during high school", Ph.D. dissertation, Virginia Polytechnic Institute and State University.

Paglin, M. and Rufolo, A. (1990), "Heterogeneous human capital, occupational choice, and male-female earnings differences", *Journal of Labor Economics*, 8(1), 123–144.

Polachek, S. W. (1978), "Sex differences in college major", *Industrial and Labor Relations Reviews*, 31(4), 498–508.

——— (1981), "Occupational self-selection: A human capital approach to sex differences in cccupational structure", *Reviews of Economics and Statistics*, 63(1), 60–69.

Riegle-Crumb, C. (2006), "The path through math: Course sequences and academic performance at the intersection of race-ethnicity and gender",

臺灣人文學術期刊資料庫

American Journal of Education, 133(1), 101–123.
Spelke, E. S. (2005), "Sex differences in intrinsic aptitude for mathematics and science? Critical review", *American Psychologist*, 60(9), 950–958.
Useem, E. L. (1991), "Student selection into course sequences in mathematics: The impact of parental involvement and school policies", *Journal of Research on Adolescence*, 1(3), 231–250.

投稿日期: 2010年1月21日, 接受日期: 2010年12月6日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Impact of Mathematics Background and Gender on the Choice of Major in Taiwan's Senior High School

Yu-Chen Kuo

Department of Economics, Feng Chia University

Sheng-Jang Sheu

Department of Applied Economics, National University of Kaohsiung

Historical data indicate a significant and persistent gap between male and female choice of major in Taiwan's high schools. This study examines the effects of parental socioeconomic status on the choice of major, with special attention to gender disparity and its interaction with other factors. Furthermore, using the newly released panel data from the Taiwan Education Panel Survey (TEPS), we are able to investigate the potential influence of a student's past math achievement on the choice of major and further analyze the difference between male and female students. While math achievement is the most important factor among all variables in determining the choice of major, the impact of math is not consistent across gender. Our results indicate that the differences in endowments account for only 16%–21% of the overall gender gap. Still a considerable portion of the gender gap cannot be explained. Thus, it is inappropriate to attribute the gender difference in choice of major solely to math ability.

Keywords: Choice of Major, Math Achievement, Socioeconomic Status, Gender Gap

JEL classification: I21, I28, J16, J24

臺灣大學學術期刊資料庫