DOI: 10.6277/TER.201812_46(4).0003

2001年高中職和五專多元入學方案與入學後學校滿意度、學業壓力及在校表現之關係

劉家樺*

本文使用「台灣青少年調查」, 檢視2001年高中職和五專多元入學方案之三種入學管道決定因素、多元入學方案與學校滿意度和學業壓力的關係及不同管道入學生在學校滿意度、學業壓力和在校表現的差異。實證結果顯示, 國中綜合表現與甄選或申請入學管道呈現相關性。該方案的實施與學校滿意度的提升有關, 但與學業壓力無關。不同管道入學生的學校滿意度和在校表現存在差異。甄選和申請入學生學校滿意度高於登記分發入學生。甄選入學生在校學業和非學業表現比登記分發入學生突出; 申請和登記分發入學生學業表現沒有差異, 非學業表現則各有所長。

關鍵詞: 多元入學方案, 學校滿意度, 學業壓力, 在校表現
JEL 分類代號: I20, I21, I28

1 前言

爲了暢通國民中學的升學管道, 改善以往被動選才模式, 教育部於2001年廢除聯考制度, 採用高中職和五專多元入學方案。教育部期望藉此方案的

*作者爲淡江大學產業經濟學系助理教授。本文初稿發表於台灣經濟學會2017年年會, 作者感謝駱明慶教授、黃芳玫教授以及責任編輯和兩位匿名評審的寶貴意見與建議。承蒙國立臺灣師範大學心理與教育測驗研究發展中心協助提供歷年基測報名人數的資料, 作者在此一併致謝。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 46:4 (2018), 569–618。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

實施, 學校能發展自身特色以吸引學生就學, 學生可依自己興趣或性向選擇入學管道和學校, 以達成帶好每位學生的目標。

過去聯考制度強調智育發展, 只論考試表現, 此種功績特徵使得國中三年的學習都只爲了考好聯考, 聯考表現就等於學習表現。相較之下, 高中職和五專多元入學方案較強調五育發展, 也較可能達成帶好每位學生的目標。首先, 新入學制度的升學考試不再只強調智育能力。每位國中生在畢業前都會參加國民中學基本能力測驗考試 (簡稱基測), 據宋曜廷等 (2007), 基測一年可舉辦數次且結果可比較, 主要測驗學生在國中階段學習完之後, 應具備的基本能力, 包括基本知識與基本技能, 而非作爲篩選能力之用。在「考招分離」制度下, 考試命題的品質管控預期也會比聯考時期好。[1] 其次, 在此方案下, 每位學生面對甄選、申請和登記分發等三種入學管道。在進行選擇入學管道之前, 學生會先取得第1次基測成績。入學管道的選擇可分爲二個階段。在第一階段, 學生可選擇是否參加甄選和申請入學, 如不參加或未獲得和放棄學校錄取則進入第二階段。進入了第二階段, 學生可選擇再參加第二次基測考試, 最後以擇優的基測成績參加高中職和五專登記分發。三種管道入學依據部分, 學校辦理甄選和申請入學管道, 除考量基測成績外, 還會參酌學生在校綜合表現。登記分發入學則以基測成績作爲單一入學依據, 延續了過去聯招選才的特點。

由此可知, 多元入學方案不像聯考制度只重視智育表現, 也比過往聯考制度更有彈性。在考試變革部分, 基測成績可作爲高中、高職或五專入學的主要依據之一, 而且學生考試機會增加, 此舉提高了學生選擇學校的精確性, 同時也降低了因不可抗拒因素導致考試表現失常, 進而錯失進入理想學校的可能性。此外, 該方案的第一階段開啟學生選擇學校的機會, 學生可依興趣或性向選擇適當的入學管道和學校就讀。在第二階段可選擇是否再次接受考試。不難想像, 學生在第一階段 (即透過甄選或申請管道) 就決定了入學學校, 較可能的原因是, 這些已錄取的學校是自己的選擇, 他們對已錄取的學校已感到很滿意, 因此不會想進入第二階段, 以考試分發的方式來決定就讀的學校。由此角度思考, 透過甄選或申請管道入學的學生, 他

[1] 考招分離是指考試專業化、招生多元化。「考試」部分由專責機構辦理,「招生」以多元的方式進行, 由各校自行選擇適當招生管道, 得依各校發展之特色訂定招生條件, 招收適才適所的學生。

臺灣大學學術期刊資料庫

們選擇學校的滿意程度, 平均而言, 應會高於以考試成績決定入學的學生(即透過登記分發入學的學生)。綜合上述, 同樣以考試成績決定入學, 新制登記分發入學生選擇學校的滿意程度可能會高於舊制登記分發入學生 (即聯考入學生)。甄選和申請入學生選擇學校的滿意程度也預期會高於登記分發入學生。因此, 教育部全面廢除聯考而實施多元入學方案, 降低了學生選擇學校的不確定性, 學生選擇學校的滿意程度可能會上升。

目前中等教育的多元入學實證研究著重於探討多元入學方案整體滿意度、家庭背景和入學管道及入學管道和學習表現的關係, 在討論入學制度變革對學生入學後的影響仍相當有限。

余民寧, 賴姿吟, 與劉育如 (2004), 余民寧, 賴姿吟, 與劉育如 (2005), 和余民寧 (2005) 發現, 前三屆基測入學生及高中職老師對使用基測作爲升學考試之評價爲, 雖不滿意, 但可以接受。蘇德祥 (2014) 以2013學年度國、高中職教職員及高中職一年級學生和家長爲調查對象, 發現受試者對多元入學方案的滿意度皆在中上程度。但在缺乏聯考時期學生爲對照組的情況下, 我們只能解讀民衆普遍已能接受多元入學方案的升學模式, 並無法知道入學制度變革是否有提升學生選擇學校的滿意度。

其次, 民衆相當重視升學機會的公平性, 當升學依據不是以往熟悉的聯考成績而是斟酌學生在校綜合表現時, 民衆質疑此種入學機制將有利於家庭背景佳的學生。再者, 改善以往只以考試成績決定入學的方式能否使學生和學校更有效率的媒合, 也是民衆關心的重點。有鑑於此, 郭祐誠與陶宏麟 (2013) 使用「臺灣教育長期追蹤調查」(Taiwan Education Panel Survey, 簡稱 TEPS) 2001年剛升高中職二年級學生資料 (第1波高中職樣本), 探討家庭背景和入學管道及入學管道和學習表現的關聯。不過, 2001年升高中職二年級學生是2000年國中畢業生爲最後一屆聯考時期學生, 至於多元入學方案正式實施後 (即全面廢除聯考), 學生的國中家庭背景和入學管道的關聯, 及不同管道入學生在校學業和非學業表現的差異, 目前仍未可知。[2]

本文使用台灣青少年計畫 (Taiwan Youth Project, 簡稱 TYP), 資料填補這些空缺, 旨在檢視2001年多元入學方案之入學管道決定因素、多元入

[2]本節最後將解釋本文和郭祐誠與陶宏麟 (2013) 之間的差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

學方案與學校滿意度和學業壓力的關係, 以及不同管道入學生在學校滿意度、學業壓力及在校表現之差異。TYP 資料是適合分析高中、高職及五專多元入學方案對學生往後發展的影響, 因爲 TYP 在2000年調查台北縣市和宜蘭縣就讀一年級 (J1) 和三年級 (J3) 國中學生, 兩者分別爲第二屆多元入學方案學生和最後一屆經歷聯考學生。[3] 以這兩個世代做研究主體, 我們將可較清楚地了解多元入學制度前期措施對學生入學後的影響。至於多元入學方案之後的變更, 以及之後實施的十二年國民基本教育, 其影響效果值得未來研究進一步釐清。

首先, 本文以多元邏輯迴歸模型 (multinomial logit model) 檢視第1次基測成績、國中在校表現、家庭背景、家庭結構及國中所在縣市和入學管道之間的關聯, 其中在校表現包括國三班級成績、曾任學生幹部和參加才藝比賽經驗等。

其次, 本文分析全面廢除聯考, 實施多元入學方案與學校滿意度的關係。本文使用新制學生第四波與舊制學生第二波問卷 (即入學後第1學期), 將學生回答對現在就讀的學校感到很滿意作爲學校滿意度。透過多元入學方案和聯考時期學生學校滿意度的比較, 藉此了解入學制度變革和學生選擇學校的滿意程度之關聯性。在實證策略上, 考量全面廢除聯考前已經有些試辦的入學管道, 本文只取真正以聯考方式入學的學生作爲新制學生的對照組。在估計部分, 本文以一般迴歸分析 (ordinary least squares, 簡稱 OLS) 比較登記分發入學生和聯考入學生在學校滿意度的差異。爲了減緩兩群學生時間差異 (相差兩屆) 對實證結果的影響, 迴歸模型中, 除了控制了學生背景變數和學校固定效果之外, 也至教育部統計處下載高級中學和大專院校基本資料, 計算2000年和2002年各高中職和五專一年級學生數、生師比、學生性別比、老師性別比和職員數, 並將學校各項表徵控制於實證模型中。在得到兩群學生學校滿意度的差異之後, 本文以此作爲甄選和申請入學生在學校滿意度的對照基準, 接續檢視甄選和申請入學生與登記分發入學生在學校滿意度的差異。在入學管道的差異分析中, 考量到不同入學管道的選擇可能有內生性, 因此採用兩階段的方法估計。第一階段採用多元邏輯迴歸模型計算各種入學管道的機率, 然後依照 Dubin and

[3] TYP 調查始2010年五都改制前, 故本文以新北市之舊名 — 台北縣撰文。

臺灣大學學術期刊資料庫

McFadden (1984), 計算入學管道選擇的修正因子, 並將之置於主要的迴歸模型中, 希望藉由此法減低入學管道的選擇可能的內生性。

此外, 在比較登記分發入學生與聯考入學生學校滿意度差異時, 雖然本文嘗試控制學校部分特質, 減緩兩群學生時間差異的影響。然而兩群學生分屬於不同世代的母體, 許多背景變數的分配可能不盡相同, OLS 估計結果仍可能是偏誤。因此本文採用傾向分數配對法 (propensity score matching), 重新估計登記分發入學生和聯考入學生學校滿意度差異, 期望以此法減輕因兩群母體不同所可能產生的選取問題, 並藉此檢測 OLS 估計結果的穩健性 (robustness check)。

除了學校滿意度之外, 本文也以相同估計方式檢視多元入學方案與入學後學業壓力的關係。不難想像, 在入學的第一學期, 學生的學習腳步通常會趨緩, 而非持續爲未來升學進路做準備。因此, 藉由檢視入學制度變革和入學後的時間安排之關係, 可以間接了解入學制度變化對學生入學後學業壓力的影響。理想上, 本文希望以學生平日讀書時間、補習及平日睡眠時間等時間安排變數衡量學業壓力。然而, TYP 並未詢問學生入學後平日讀書時間, 礙於資料限制, 本文以學生自評目前課業負擔程度、目前補習情況、睡眠時間以及過去一周是否有失眠、睡不著衡量入學後學業壓力。

除了比較不同管道入學生在學校滿意度和學業壓力差異外, 本文也檢視不同管道入學生在校學業和非學業表現的差異。本文使用學生班級成績排名衡量在校學業表現, 以曾任學生幹部 (班級幹部和小老師與社團幹部) 以及代表班級或學校參加各類才藝比賽衡量在校非學業表現。考慮到高中、高職和五專三種學制在本質上的差異, 本文將樣本分爲高中、高職和非高中 (高職和五專) 樣本, 觀察在不同學制下, 三種管道入學生在學業和非學業表現是否有差異。

在進行文獻回顧前, 本文先說明, 雖然探討學生特性和入學管道及入學管道和學習表現的關係, 本文和郭祐誠與陶宏麟 (2013) 非常相似, 但是幾項不同之處, 使得這兩篇研究在此部分的討論是互補的。

首先, 本文採用2002年國中畢業生爲第二屆多元入學方案的學生, 而郭祐誠與陶宏麟 (2013) 使用 TEPS 第1波高中職樣本是源自2000年國中畢業生爲最後一屆聯考時期學生, 兩群學生面對入學管道數量與內容有著

臺灣大學學術期刊資料庫

明顯差異。本文分析樣本面對的入學管道和內容皆受教育部統一規範, 而2000年國中畢業生除面對聯考管道之外, 尚有幾個試辦入學管道, 但教育部並未明文規範這些管道的內容 (何雅娟, 2000; 陳國偉, 2003)。其次, TEPS 第1波高中職樣本設定在高中職升二年級時, 因此探討學生國中家庭背景和入學管道的關係需假設家庭背景變數在這兩年間保持不變。TYP爲貫時性資料, 故本文可檢視學生國三時家庭背景和家庭結構與入學管道的關聯, 也可分析在國中各項表現相同下, 家庭背景較佳的學生是否偏好以某種管道進入高中職和五專。最後, 本文延伸郭祐誠與陶宏麟 (2013) 在入學管道和學習表現的討論, 檢視不同管道入學生在校學業和非學業表現的差異。

本文的結構如下。第2節爲文獻回顧, 本文先介紹高中職和五專多元入學方案, 接著回顧高中職和五專多元入學方案的相關文獻。第3節依序介紹實證策略, 資料來源, 變數定義和敘述統計量。第4節呈現迴歸分析的結果。第5節則是結論。

2 高中職和五專多元入學方案及相關文獻探討

2.1 高中職和五專多元入學方案簡介: 2001–2013年

教育部在1998年宣示廢除聯考制度, 將於2001年起中等學校入學制度採用高中、高職及五專多元入學方案。2000年5月20日曾志朗部長上任, 在任前二年間進行了多元入學方案檢討與修正。首先, 教育部將原發布的六種入學管道簡化爲甄選入學、申請入學及登記分發入學三種管道, 其中甄選入學包括推薦甄選入學、資賦優異及特殊身分學生保送入學; 申請入學包括申請入學、自願就學輔導方案分發入學及直升入學; 登記分發入學則是原基本學力測驗分發入學。其次, 爲了維持入學公平性, 教育部宣布各種入學管道 (除直升入學和自學方案之外) 皆不得採計在校學科成績, 但得斟酌或採計國中在校表現。[4] 此外, 教育部要求各主管教育行政機關及各試務區承辦學校均不得公布國中基本學力測驗的分數組距。在2001年8月教育部整合高中、高職多元入學方案爲「高中及高職多元入學方案」。

[4]實際上, 若法規內容來看, 教育部只有明確規範高中及高職多元入學方案不得採計在校學科成績, 並未規範五專多元入學方案不能採計在校學科成績。

臺灣大學學術期刊資料庫

2001年的高中及高職多元入學方案有甄選入學、申請入學及登記分發入學等三種入學管道, 五專多元入學方案的入學管道則有推薦甄選入學、登記分發入學、自願就學輔導方案分發入學、特定對象學生免試入學及其他入學方式等五種管道。這五種管道也可簡化爲甄選入學、申請入學及登記分發入學等三種管道, 其中甄選入學包括推薦甄選入學和特定對象學生免試入學, 申請入學包括自願就學輔導方案分發入學及其他入學方式。[5] 在進行入學管道選擇之前, 學生必須先參加基測考試, 作爲升學成績的依據之一。入學管道的選擇分爲二個階段, 首先, 學生可選擇參加甄選和申請入學, 如未獲得錄取或放棄錄取則進入第二階段。在第二階段時, 學生可選擇再參加第二次基測考試, 採擇優的基測成績參加高中職和五專登記分發管道入學。宋曜廷等 (2007) 指出基測考題和評分設計能讓兩次成績能夠比較, 換言之, 學生第一次因生理緊張或其它因素 (如生病) 而導致考試表現失常, 當排除這些因素之外, 該生第二次考試成績應能反映出其真實的學力。

在入學依據的部分, 根據陳國偉 (2003) 與秦夢群 (2006), 學校辦理甄選入學時, 除了考量學生基測成績之外, 也會斟酌學生在校各項表現, 必要時會進行實驗、口試、小論文、實作、表演或術科, 但不得加考任何學科紙筆測驗; 在辦理申請入學時, 除了透過直升入學和自學方案入學會額外採用在校學科成績外, 入學依據以學生基測成績、特殊才能、優良品德或綜合表現等方面之具體表現, 進行書面審查, 不再額外舉辦甄試。登記分發的入學依據則是學生的基測成績。

承上討論可知, 在多元入學方案之下, 基測考試成績可作爲高中、高職和五專入學的主要依據之一, 且學生考試機會增加, 此舉提高了學生選擇學校的精確性, 同時也降低了因不可抗拒因素導致考試表現失常, 進而錯失進入理想學校的可能性。除此之外, 此方案開啟了學生選校的自主權利, 學生可依興趣或性向選擇適當的入學管道和學校就讀。這些特性降低了學

[5]其他入學方式是由各招生區或各五專學校自行擬訂入學方式, 並呈報給教育部同意後辦理。教育部在2003年修正五專多元入學管道爲甄選入學、試辦申請入學、登記分發入學、自願就學輔導方案分發入學及其他經核准之入學方式。若與1998年相比, 教育部以新增試辦申請入學來代替其它入學方式, 將特定對象學生免試入學改爲其他經核准之入學方式。

臺灣大學學術期刊資料庫

生選擇學校的不確定性。

隨後多元入學方案經歷了幾次重大修正。於2006年試辦寫作測驗, 並於2007年正式將寫作分數納入升學成績。此外, 2006年的修正明確界定甄選入學實施對象爲高中的音樂、美術、舞蹈、戲劇、體育班, 及高職的海事、水產、藝術、農業類科 (馬向青, 2008), 五專入學管道劃分爲甄選、申請、登記分發入學及其他經核准之入學方式。[6] 教育部於2009年開始宣導推動「擴大高中職及五專免試入學實施方案」(免試入學方案), 並在2010年正式實施, 該方案新增了免試入學管道, 並將五專的申請入學更名五專申請抽籤入學 (教育部, 2009)。

在實施免試入學方案之後, 教育部也在2010年11月宣布廢止高中及高職多元入學方案, 自2014年起, 全面實施十二年國民基本教育。入學考試相關辦法在2013年最後一屆國中基測實施後, 隨即由國中教育會考取代。入學管道從甄選、申請及登記分發入學管道整合爲「免試入學」和「特色招生」管道, 至少75%的國中畢業生將透過免試入學管道進入高中職及五專, 各招生區的特色招生包括甄選和考試分發入學, 其總名額不得超過學校核定總招生名額25% (教育部, 2011)。每位國中生在畢業前都會參加國中教育會考, 該成績可作爲學力檢定、免試入學超額比序項目之一以及提供學力資訊給高中職和五專, 作爲補救教學之用。免試入學超額比序項目大致包括了會考成績、志願序、就近入學和多元學習, 其中會考成績佔約三分之一。值得說明的是, 免試入學的關鍵與會考成績和志願序有著密切的關係, 因爲大部分學生都符合就近入學條件, 而且只要定期參加學校所安排的服務學習、參與社團、體適能及格以及遵守學校規定, 絕大部分的學生皆可在多元學習項目獲得滿分。這些特點與過去的多元入學方案不同。由此可知, 免試入學的入學決定與會考成績和志願序息息相關。由於各招生區超額比序項目及特色招生實施辦法不盡相同, 教育部將這些訊息置於國中畢業生適性入學宣導網站, 以利民衆查詢和下載 (教育部, 2017)。

[6]其他經核准之入學方式主要包括了, 技藝能優良學生甄試及甄審保送入學、運動績優學生甄審保送入學或音樂、美術與舞蹈科別單獨招生或原住民專班招生等。此管道與高中職甄選入學管道的適用對象非常類似。

臺灣大學學術期刊資料庫

2.2 相關文獻回顧

教育部於2001年全面廢除聯考, 實施高中、高職及五專多元入學方案, 是我國中等教育入學制度重大改革 (教育部, 2006)。此改革也引發了學者針對多元入學制度及相關教育改革措施進行綜合性的討論 (陳國偉, 2003; 湯志民, 2003; 林生傳, 2004; 王聖銘, 2006; 秦夢群, 2006; 吳清山與高家斌, 2007; 馬向青, 2008; 周愚文, 2010)。綜合入學制度變革至今的發展, 主要是淡化考試成績對升學的影響, 以尊重差異及肯定多元的精神, 鼓勵學生適性發展 (教育部, 2011)。

除了暢通入學管道之外, 多元入學方案的一項重大改革是以標準化測驗 — 國民中學基本學力測驗作爲主要升學依據之一。根據宋曜廷等 (2007), 基測一年可舉辦數次而且結果可比較, 但測驗成績不是作爲篩選能力之用, 因爲基測主要測驗學生在國中階段學習完之後, 應該具備的基本能力, 含基本知識與基本技能, 學生不用補習就能準備該測驗。不過, 教育部爲了維持入學公平性, 最後仍制度化基測爲一種升學考試。余民寧, 賴姿吟, 與劉育如 (2004) and 余民寧, 賴姿吟, 與劉育如 (2005) 和余民寧 (2005) 發現, 前三屆基測入學生及高中職老師對以基測作爲一種升學考試之評價爲, 雖不滿意, 但可以接受。蘇德祥 (2014) 調查2013學年度全國公私立高中教職員、國中教職員、高中職和五專一年級學生及學生家長對多元入學方案的滿意度, 結果發現受試者對多元入學的滿意度在中上程度, 高中職及國中教職員較滿意「多元入學制度設計」及「國中基測規劃實施」。由此可知, 民衆已能接受多元入學方案的升學模式, 擺脫以往被動選才模式。

原先教育部期望藉由入學制度變革能減輕國中生的升學壓力。不過, 劉家樺, 駱明慶, 與伊慶春 (2017) 指出, 相較聯考時期學生, 多元入學方案學生對升學壓力的感受較高, 補習風氣未減, 故廢除聯考後, 並未如教育部預期能降低國中生的升學壓力。余民寧, 賴姿吟, 與劉育如 (2004) 調查第一屆和第二屆基測入學生也認同以基測作爲升學考試並無法降低升學壓力及減緩補習風氣。在入學管道和升學壓力的關係, 黃淑馨 (1994) 發現普通班國中生對升學壓力的感受比「自願就學方案 (自學班)」國中生高; 張鈿富 (2006) 以92學年度大一學生爲母體, 發現不同入學管道的設計對

臺灣大學學術期刊資料庫

於紓解大學升學壓力並沒有明顯的效果。

由於社會相當重視升學制度的公平性, 當升學依憑不只是考試成績而是斟酌學生在校綜合表現時, 民衆認爲此舉將有利於社經地位較佳的學生, 故引發民衆質疑多元入學管道的公平性。從高中端來看, 學者目前主要以 TEPS 第 1 波高中職樣本, 2001 年剛升高中職二年級學生資料, 檢視家庭背景和未全面廢除聯考前已流通的入學管道之關聯。陳建州與劉正 (2004) 和陳怡靖, 陳密桃, 與黃毅志 (2006) 指出, 多元的入學管道讓家庭背景較佳的學生處於較爲優勢的位置進入公立高中和私立高中。然而, 郭祐誠與陶宏麟 (2013) 發現, 家庭背景較佳的學生最終仍較可能以聯考管道而非以推薦甄選或申請管道進入高中職, 因此多元的入學管道並未製造更多不公平。

大學端部分, 田弘華與田芳華 (2008) 使用「台灣高等教育資料庫」發現, 經由學校推薦或個人申請入學之學生, 其父親職業、母親教育程度及省籍都與最終入學管道有關。銀慶貞, 陶宏麟, 與洪嘉瑜 (2015) 則指出父親教育程度和家庭月收入與最終入學管道並沒有顯著關係, 而母親教育程度和私立高中學生較可能成爲甄選入學生。近年來, 學者開始以大學校務資料檢視多元入學制度是否使得學生組成較偏向社經背景較佳學生或明星高中學生。李浩仲, 李文傑, 與連賢明 (2016a) 利用1994–2012年政大校務資料分析, 結果發現政大學生來源並未因多元入學制度實施及擴張, 導致學生偏向來自高社經家庭或明星高中。駱明慶 (2018) 使用2001–2014年台大學生的學籍資料, 發現「繁星計畫」和「繁星推薦」使得台大學生的來源在高中畢業學校、學生居住縣市、居住地所得水準的集中度下降, 有平衡城鄉差距的功效。陳婉琪, 陳承佑, 與林明仁 (2016)也發現「繁星推薦」和「個人申請」管道有提升「非北部地區」學生進入國立台北大學就讀。

除了關心學生背景與入學管道之間的關係之外, 各界也關心多元入學方案的考招分離對學生與學校媒合關係的影響。高中端部分, 林劭仁 (2002) 以台北市某一公立高中高一學生的國英數成績衡量學習表現, 發現聯考和申請入學生的學習表現比推薦甄選入學生好。陳怡靖, 陳密桃, 與黃毅志 (2006) 以 TEPS 綜合能力測驗答對題數衡量學習表現, 檢視不同管道之高中入學生在學習表現差異, 發現聯考入學生的學習表現和推薦甄選入學生

臺灣大學學術期刊資料庫

沒有差異, 但比其它管道入學生好。然而, 郭祐誠與陶宏麟 (2013) 指出, 不同管道入學生成績差異可能是反映原先成績差異或學校差異。他們合併兩波現場版 TEPS 高中職樣本, 以高三綜合能力測驗答對題數作爲被解釋變數, 在控制高二時綜合能力測驗答對題數、學校固定效果及認真作答綜合能力測驗下, 高中推薦甄選入學生在綜合能力測驗答對題數上表現比聯考入學生好。

大學端部分, 田芳華與傅祖壇 (2009) 調查第一屆大學多元入學方案學生資料, 發現個人申請者和推薦甄選者的大一學業表現較考試分發來得好。銀慶貞, 陶宏麟, 與洪嘉瑜 (2015) 指出甄選和申請入學生自我學習和校系認同滿意度都比考試分發入學生高。由此可知, 學校辦理甄選和申請入學管道有助於篩選較適當學生進入該校就讀。此外, 目前台大、政大、台北大及清大等頂尖國立大學校務資料研究指出, 繁星推薦生入學後學業表現比指考生佳 (李維倫等, 2018; 李浩仲, 李文傑, 與連賢明, 2016b; 陳婉琪, 陳承佑, 與林明仁, 2016; 謝奕弘, 2015)。在非學業表現上, 李浩仲, 李文傑, 與連賢明 (2016b) 發現, 政大申請入學生在社團活動表現較爲積極。謝奕弘 (2015) 指出, 相較於指考生, 清大推薦申請生對學校滿意度較高且接觸自然和人文領域知識也較廣。雖然他們參與社團活動和打工的時間較少, 但從事交換學生或國際志工的比率和指考生並無差異。

近年來, 教育部除了鼓勵學生適性發展外, 也希望學生能就近入學, 減少通勤時間。根據林耀隆 (2012) 整理文獻指出, 國中生選校影響力依序爲自己、母親、父親、導師/同學/朋友, 因此國中生選校抉擇雖會受到他人的影響, 但是最終還是以自己爲主。劉淑慧與林怡青 (2002) 指出, 國中生選校決策訊息主要以高中職和五專所發送的簡介資料與推甄簡章, 其次爲老師。在選校考量部分, 陳淑丹 (2001) 發現台北縣第一屆多元入學方案學生, 若以高中作爲升學目標, 以心中理想高中爲第一志願, 其次爲離家距離, 最後爲台北市公立高中。陳聰吉 (2002) 也發現高雄市第二屆多元入學生選填志願優先考量和離家距離較有關係, 與考試分數和學校形象較無關聯。張炳煌 (2011) 調查2009學年度高雄縣國中畢業生, 發現學生會是以學校品質爲優先考量, 其次才是離家的距離。此外, 部分研究也指出, 國中畢業生選校的優先考量和學習環境較有關聯 (陳玉珠, 2007; 林耀隆,

臺灣大學學術期刊資料庫

2012)。由此可知, 未來高中職和五專仍需要發展自身特色以吸引學生就近入學。

綜合以上文獻, 過去高中職和五專多元入學方案實證研究尚有幾個地方有待補足之處。首先, 過去實證研究並未嘗試探討, 廢除了聯考制度而實施多元入學方案對學校滿意度及學業壓力的影響。其次, 多元入學方案正式實施後, 學生特性與入學管道的關係, 以及不同管道入學生在校學業表現和非學業表現 (如擔任學生幹部和參加才藝比賽) 是否有差異目前仍未可知。然而礙於資料限制, 對於2006年起加考作文, 以及2010年學年度起實施的「免試入學」, 其影響效果有待未來研究進一步釐清。

3 實證策略

本文欲檢視多元入學方案的實施與學生對學校滿意度評價和學業壓力感受的關聯。若我們直接對新制和舊制學生進行比較, 可能會產生估計偏誤, 即缺乏認定條件 (identification condition)。如前言所述, 在正式廢除聯考前, 尚有其他試辦的入學管道, 因此以全部聯考時期學生爲對照組, 其對照效果則較不明確。更重要的是, 兩群學生差了兩屆, 屬不同世代, 直接比較必須假設這二年間的背景條件沒有明顯改變, 而這個假設不容易成立。爲降低估計可能的偏誤, 本文採取以下估計策略。

首先, 在樣本選取部分, 本文以聯考方式入學學生爲對照組而非全部聯考時期學生, 以登記分發入學生爲實驗組。由於兩群學生的入學方式皆是以入學考試成績爲主要依據, 比較兩群登記分發入學生在學校滿意度和學業壓力差異, 應較能捕捉入學考試變革 (由聯考改成基測) 的影響。[7] 爲了減緩兩群學生時間差異 (相差兩屆) 對實證結果的影響, 在迴歸模型中, 除了控制了學生背景變數和學校固定效果, 也控制隨時間變化的學校各項特性以降低迴歸結果只是反映時間差異。

在得到兩群登記分發入學生在學校滿意度的差異之後, 本文以此作爲甄選和申請入學生在學校滿意度的對照基準, 接續檢視甄選和申請入學生

[7]感謝評審之一建議以真正聯考方式入學學生爲對照組, 檢視新制登記分發入學生與舊制聯考入學生在學校滿意度的差異, 並依此作爲與其它管道入學生學校滿意度的比較基準。

臺灣大學學術期刊資料庫

與登記分發入學生在學校滿意度的差異。藉此方式獲得三種管道入學生(多元入學方案學生) 和聯考入學生在學校滿意度和學業壓力的差異。

不過比較登記分發、甄選和申請入學管道的差異時, 本文考量到不同入學管道的選擇可能有內生性,因此採用兩階段的方法估計。[8] 第一階段採用多元邏輯迴歸模型, 藉此得到每位學生進入各種管道的機率, 模型設定如下:

$$\begin{aligned}\text{channel}_i^j = {} & \alpha^j + \beta_1^j \text{score}_i + \beta_2^j \text{academic}_i + \beta_3^j \text{nonacademic}_i \\ & + \gamma^j x_i + u_i^j, \end{aligned} \tag{1}$$

其中 channel^j 代表學生以 j 入學管道進入高中職和五專, j 值爲 0, 1, 2 代表登記分發、甄選以及申請入學管道。score, academic, nonacademic 依序代表第 1 次基測成績, 在校學業表現, 在校非學業表現。本文以國三成績作爲學業表現, 以課外活動和才藝表現作爲非學業表現。雖然較理想的情況是能納入學生國中時所獲得之各類獎章於分析模型中, 然而 TYP 並未有這些訊息。課外活動包括國中曾任班級幹部、社團幹部及班級小老師, 才藝表現包括了國中曾代表學校或班級參加運動舞蹈、美術書法、音樂、作文和科學方面比賽; 變數 x 包括學生性別、家庭背景、家庭結構與國中所在縣市。

在獲得式 (1) 估計結果之後, 依照 Dubin and McFadden (1984, 頁 355–356) 計算選擇登記分發、甄選和申請入學等三個校正項:

$$H_j = 2 \ln \hat{p}_j + \sum_{j \neq i}^{2} \frac{\hat{p}_i}{1 - \hat{p}_i} \ln \hat{p}_i, \quad j = 0, 1, 2, \tag{2}$$

其中, $\hat{p}_j$ 分別爲選擇登記分發、甄選和申請入學管道的估計機率。在第二階段的線性機率模型中加入二個校正項 (H_1 與 H_2, 選擇甄選和申請入學管道之校正項), 期望以此降低入學管道的選擇性偏誤。

總結上述, 在檢視兩群學生學校滿意度和學業壓力差異時, 本文先估計下式:

$$\text{outcomes}_{ij} = \alpha_0 + \beta C02_{0ij} + \alpha_1 x_i + \alpha_2 w_{ij} + s_{ij} + \varepsilon_{ij}, \tag{3}$$

[8]感謝評審之一指出不同入學管道的選擇存在可能的內生性,建議採用二階段的估計方法降低入學管道內生選擇問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 outcomes 爲學校滿意度和學業壓力; $C02_0$ 代表登記分發入學生; 學生特性 x 包括性別、國三成績、家庭背景、家庭結構及教育期待; w_{ij} 代表學生 i 自評與學校 j 的依附關係, s_{ij} 爲學校特性, ε 爲誤差項; 迴歸係數 β 爲登記分發和聯考入學生在學校滿意度和學業壓力的差異。

接著, 本文估計三種入學管道在 outcomes 差異, 迴歸式如下:

$$\begin{aligned}\text{outcomes}_{ij} = {} & \gamma_0 + \beta_1 C02_{1ij} + \beta_2 C02_{2ij} \\ & + \sum_{i=1}^{2} \theta_i H_i + \gamma_1 x_i + \gamma_2 w_{ij} + s_{ij} + \eta_{ij}, \end{aligned} \tag{4}$$

其中 outcomes 除了學校滿意度和學業壓力, 本文也分析學生在校學業和非學業表現; $C02_1$ 和 $C02_2$ 分別代表甄選和申請入學生, 對照組爲 $C02_0$ 登記分發入學生; H_1 與 H_2 爲入學管道選擇的校正項; 其它被解釋變數同上, η 爲誤差項。β_1 和 β_2 分別表示甄選入學生和申請入學生與登記分發入學生在 outcomes 的差異。以學校滿意度和學業壓力來說, $(\beta + \beta_1)$ 和 $(\beta + \beta_2)$ 可近似甄選入學生和申請入學生與聯考入學生在學校滿意度和學業壓力的差異。當 β, β_1 和 β_2 皆顯著異於0, 代表新制學生學校滿意度高於舊制聯考入學生。

3.1 資料

本文的資料來源有二個部分。首先, 個體資料採用由中央研究院社會學研究所之「台灣青少年計畫」(Taiwan Youth Project, 簡稱 TYP), 於2000年開始調查, 就讀台北縣市和宜蘭縣同一所國中學校的一年級和三年級學生。TYP 以這些學生作爲固定追蹤樣本, 調查至今, 這些樣本平均年齡爲32歲。此種資料結構適合分析高中、高職及五專多元入學方案對學生往後發展的影響, 因爲在2000年就讀一年級 (J1) 和三年級 (J3) 學生, 分別爲第二屆多元入學方案學生和最後一屆經歷聯考學生。以這兩個世代爲研究主體, 我們將可較了解入學制度變革對學生的影響。

TYP 抽樣方式採用「分層多階段叢集抽樣」, 以縣市和鄉鎮市區發展順序作爲第一分層和第二分層。在第二分層內進行兩階段叢集抽樣: 第一階段以「學校」爲抽取單位, 第二階段以「班級」爲最終抽取單位。爲求抽樣

臺灣大學學術期刊資料庫

學生足以代表該校一年級和三年級學生, 以整班爲單位, 每校各年級至少抽取二個班。最終抽取 40 所學校, 162 班, 其中一年級和三年級各有 81 個班, 人數分別爲 2,696 人和 2,890 人。

本文使用新制學生 (J1) 第一至六波資料及舊制學生 (J3) 第一至二波資料進行分析。本文利用家長問卷資料收集學生父母親教育程度及家庭月收入訊息, 以學生資料計算父母已離婚或分居及手足個數。爲降低家庭背景遺漏個數, 本文利用各波學生資料填補遺漏的父母親教育程度和家庭收入。值得說明的是, 家庭收入和父母已離婚或分居的時間衡量皆設定在國三時期。

其次, 由於本文實證分析將比較兩群不同時間學生在學校滿意度和學業壓力的差異, 爲了降低時間差異對估計結果的影響, 本文至教育部統計處下載高級中學和大專院校基本資料, 計算各校在 2000 年和 2002 年一年級學生數、師生比、學生性別比、教師性別比及職員數, 並將之置於分析模型中。在介紹完資料來源之後, 下一小節本文描述變數定義與敘述統計量。

3.2 變數定義與敘述統計量

本小節呈現變數定義以及變數平均數。表 1 呈現各種管道入學生第 1 次基測成績、國三成績、課外活動、才藝表現、性別、家庭背景、家庭結構及國中縣市的平均數。登記分發、甄選和申請管道入學生比例依序爲 67.8%、9.6% 和 22.6%。

首先, 基測成績和國中在校綜合表現部分。登記分發和申請入學生在第 1 次基測成績、國三成績、曾任班級幹部和班級小老師皆非常相近, 而甄選入學生在這些項目的表現比兩者低。雖然如此, 甄選入學生曾任社團幹部及曾代表班級或學校參加運動舞蹈分別爲 33% 及 48%, 比登記分發與申請入學生高出有 12% 和 10% 與 10% 和 4%。申請入學生曾有美術、書法、音樂及科學比賽經驗最高, 甄選入學生最低。相較甄選和申請入學生, 登記分發入學生的課外活動和才藝表現較不突出。簡言之, 國中在校綜合表現與成爲甄選和申請入學生有關。

其次, 性別、家庭背景和家庭結構部分。女性較可能成爲申請入學生, 較不可能成爲甄選入學生。甄選入學生父親和母親教育程度爲高中職以

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 變數定義和平均數: 按入學管道分

變數	定義	登記分發	甄選	申請
		67.800	9.600	22.600
基測成績	第 1 次基測考試分數	168.100	130.700	168.000
國三成績:	= 1 國三班級成績排名爲下列組別			
前 5 名		0.181	0.126	0.210
6–10 名		0.208	0.121	0.174
11 名以後		0.611	0.753	0.615
課外活動:	= 1 國中曾擔任下列學生幹部			
班級幹部		0.852	0.800	0.839
社團幹部		0.228	0.332	0.289
班級小老師		0.687	0.642	0.682
才藝表現:	= 1 國中曾代表班級/學校參加下列比賽			
運動舞蹈		0.357	0.479	0.380
美術書法		0.181	0.158	0.181
作文演講		0.240	0.168	0.251
音樂		0.123	0.121	0.139
科學		0.118	0.053	0.154
女性	= 1 女學生	0.501	0.468	0.528
家庭背景:				
父親學歷	= 1 父親教育程度爲下列組別			
國中小		0.392	0.495	0.407
高中職		0.336	0.305	0.318
專科以上		0.272	0.200	0.275
母親學歷	= 1 母親教育程度爲下列組別			
國中小		0.452	0.468	0.436
高中職		0.371	0.405	0.403
專科以上		0.177	0.126	0.161
家庭月收入	= 1 國三家庭月收入爲下列組別			
3 萬以下		0.117	0.147	0.116
3–5 萬		0.269	0.284	0.271
5–10 萬		0.454	0.432	0.472
10 萬以上		0.161	0.137	0.141
家庭結構:	= 1			
父母離婚/分居	國三時, 父母已離婚或分居	0.082	0.126	0.092
手足個數	學生家中小孩個數 (1–6)	2.600	2.500	2.700
國中縣市:	= 1 學生就讀國中所在縣市			
宜蘭縣		0.253	0.126	0.195
台北市		0.384	0.553	0.374
台北縣		0.363	0.321	0.432
樣本數		1,336	190	447

資料說明: TYP 新制學生第一波至第四波。

臺灣大學學術期刊資料庫

下比例分別爲80%和87%, 高於登記分發入學生及申請入學生的73%和82%及72%和84%。此外, 家庭所得與入學管道之間並未呈現明顯的關係。甄選入學生的父母已分居或離婚有13%, 比登記分發和申請入學生高出有5%和4%。不同管道入學生的手足個數沒有差異。由上可知, 甄選入學生的家庭社經背景略低於另兩種管道入學生。

最後, 縣市行政區部分, 相較以甄選或申請管道入學, 宜蘭縣學生比台北縣市更偏好以登記分發管道入學。台北市和台北縣國中生分別在甄選和申請管道入學的比例最高。

總結而言, 表1顯示雖然基測成績較高的學生較可能成爲申請或登記分發入學生, 但在校綜合表現也和成爲甄選和申請入學生有關。不同管道入學生在家庭背景和家庭結構的差異並不明顯。台北縣市學生比宜蘭縣學生更能接受以甄選和申請方式入學。

表2呈現學校滿意度、學業壓力與相關解釋變數的定義及平均數。首先, 本文討論的學校滿意度是指, 學生對目前所就讀的學校感到很滿意, 主要衡量學生選擇學校的滿意程度。探討學業壓力的變數包括學生自評目前課業負擔程度、目前補習情況、睡眠時間以及過去一周是否有失眠、睡不著。這些變數的衡量皆在升學後的第1學期。從表2可知, 新制登記分發入學生和全體學生的學校滿意度高出聯考入學生有4.8%和7.7%。學業壓力部分, 新制登記分發入學生在課業負擔感受和有失眠、睡不著情況比聯考入學生高出6.8%和5.6%, 然而他們目前有補習也比後者低出8.8%; 兩者在睡眠時數並無差異。此外, 觀察表2的新制登記分發入學和全部學生, 兩者在目前課業負擔、目前有補習、平日睡眠時數和失眠、睡不著情況比例皆非常接近, 代表不同管道的入學生在學業壓力上並無明顯差異。

其次, 在影響學校滿意度和學業壓力的解釋變數, 本文考慮了學生性別、國三成績、家庭背景、家庭結構、教育期待和學校依附關係。在分析學業壓力的迴歸模型中, 本文考慮父母期望子女成績表現, 藉此控制來自父母的學業壓力源, 也依序控制國三平時讀書時數、國三有補習、國三平日睡眠、國三有失眠、睡不著等變數於學業壓力的分析模型中, 以降低學業壓力的估計結果只是反映兩群學生原先在被解釋變數上的差異。

表3呈現入學管道與在校表現之間的關係。本文以學生班級成績排名

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 學校滿意度、學業壓力及解釋變數定義和平均數: 按新舊制學生分

變數	定義	舊制學生 聯考入學生	新制學生 登記分發	新制學生 全部
被解釋變數:				
學校滿意度	= 1 學生對現在就讀的學校感到很滿意	0.127	0.175	0.204
課業負擔差不多/較輕	= 1 目前課業負擔與國中相比差不多或較輕	0.264	0.332	0.335
目前有補習	= 1 目前有參加校外補習	0.445	0.357	0.346
平日睡眠時數	周一至周五平均睡眠時數	6.900	7.100	7.100
有失眠、睡不著	= 1 過去一周, 有失眠、睡不著情況	0.140	0.196	0.192
解釋變數:				
女性		0.494	0.501	0.504
國三成績: 6–10 名		0.253	0.208	0.192
國三成績: 11–20 名		0.310	0.341	0.322
國三成績: 21 名以後		0.197	0.270	0.303
父親學歷: 高中職		0.340	0.336	0.329
父親學歷: 專科以上		0.376	0.272	0.266
母親學歷: 高中職		0.395	0.371	0.381
母親學歷: 專科以上		0.216	0.177	0.169
家庭收入: 3–5 萬		0.211	0.269	0.271
家庭收入: 5–10 萬		0.497	0.454	0.456
家庭收入: 10 萬以上		0.211	0.161	0.154
父母離婚或分居		0.066	0.082	0.088
手足個數		2.500	2.600	2.600
教育期待:				
國三預期上高中		0.842	0.719	0.688
國三預期未來讀大學		0.720	0.518	0.502
預期未來最高學歷:	= 1 國三時預期未來最高學歷			
大學		0.594	0.546	0.533
研究所以上		0.208	0.126	0.121
學校依附關係:	= 1			
老師較不關心學生	與國中相比, 目前老師較不關心學生	0.386	0.364	0.364
老師與學生互動較少	與國中相比, 目前老師與學生互動較少	0.437	0.484	0.485
學校活動較多	與國中相比, 目前學校活動較多	0.777	0.671	0.661
國三平日讀書時數	國三時, 每天準備功課的時數	3.000	3.200	3.200
國三有補習	國三時, 有參加校外的補習	0.722	0.614	0.573
國三平日睡眠時數	國三時, 周一至周五平均睡眠時數	6.600	6.900	7.000
國三有失眠、睡不著	= 1 國三時, 過去一周, 有失眠、睡不著情況	0.343	0.451	0.459
父母期望成績:	= 1 升學以來, 父母希望你的學業成績表現			
至少優等		0.267	0.251	0.226
中等或中上		0.590	0.531	0.531
樣本數		726	1,336	1,973

註: 1. 資料說明。表內數字利用新制學生第一波至第四波以及舊制學生第一波和第二波計算而得。

2. 對照組如下: 國三成績前 5 名、父親學歷國小以下、母親學歷國小以下、家庭收入 3 萬以下、預期未來最高學歷爲大學以下、父母期望成績爲跟得上就好或不知道。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 在校表現定義和平均數: 按入學管道分

變數	定義	入學管道 登記分發	甄選	申請
被解釋變數:				
班級成績前 3 名	= 1 二年級 (三年級) 上學期班級成績排名	0.078	0.104	0.091
班級成績前 5 名	= 1 同上	0.141	0.139	0.124
班級成績前 10 名	= 1 同上	0.291	0.237	0.277
擔任學生幹部:	= 1 入學前三年曾擔任學生幹部			
班級幹部和小老師	= 1	0.859	0.850	0.841
社團幹部	= 1	0.397	0.381	0.435
才藝比賽:	= 1 入學前三年以來曾代表班級/學校參加比賽			
不分項目		0.501	0.570	0.490
運動舞蹈		0.283	0.326	0.251
美術書法音樂		0.124	0.178	0.121
作文演講科學		0.156	0.163	0.221

註: 1. 資料說明。表內平均數使用新制學生第四波至第六波計算而得。

2. 變數說明。班級成績、擔任學生幹部及才藝比賽以 1,892、1,628 及 1,515 學生計算, 登記分發、甄選和申請入學生比例約爲 68%、9% 和 23%。班級成績以二年級上學期成績爲主, 其中 163 位學生 (8.6%) 班級成績以三年級上學期計算。

衡量在校學業表現, 以擔任班級學生幹部和社團幹部及代表班級或學校參加各類才藝比賽衡量在校非學業表現。[9] 雖然不同管道入學生在學業表現和擔任學生幹部上並未呈現明顯差異, 不過甄選入學生在參加才藝比賽較爲積極, 申請入學生參加作文演講科學比賽比例則是最高。雖然如此, 不同管道入學生在校表現差異仍需要控制其他解釋變數才能更精確得出。

4 實證結果

4.1 入學管道的決定因素

本小節以多元邏輯迴歸模型檢視學生特性和入學管道之間的關係, 表 4 爲迴歸結果, 迴歸係數值已轉換成相對勝算比 (relative-risk ratios), 當其值大於 1 (小於 1), 代表相較於登記分發入學, 第 k 個自變數的上升會增加 (降

[9]檢視入學管道與入學前三年擔任學生幹部和才藝比賽的關係, 樣本必須同時出現在第四波至第六波資料中, 因此產生樣本流失情況。本文發現, 以曾任學生幹部與參加才藝比賽爲被解釋變數的登記分發、甄選和申請入學比例分別68.3%、9% 和 22.7% 與 68.7%、8.9% 和 22.4%。與表 1 的 67.8%、9.6% 和 22.6% 相比, 差異並不大。

臺灣大學學術期刊資料庫

低) 個體成爲甄選或申請入學生的機會。此外, 以多元邏輯迴歸模型進行分析隱含假設三種入學管道彼此獨立, 稱爲無關選項獨立性 (independence of irrelevant alternatives, 簡稱 IIA)。IIA 表示在其他條件不變下, 個人選擇兩個選項的機率比值不會受其他可行選項的影響。McFadden (1973, 頁 113) 指出當可選集合內的選項相似度低時, 此條件較容易滿足。當 IIA 假設不成立時, 多元邏輯迴歸模型所得的估計參數將是偏誤, 以此模型檢視學生特性和最終入學管道的關係並不合適。由於甄選、申請和登記分發等三種入學管道, 不容易被理解爲獨立的事件或被視爲相似性低的選項, 因此本文需先檢定 IIA 是否成立。實務上, 常用以檢定 IIA 假設包括 Hausman test 和 Small-Hsiao test 兩種方式。表4下方呈現這兩種檢定方式的結果。檢定結果指出, 目前尚無證據拒絕 IIA 假設不成立, 因此多元邏輯迴歸模型分析入學管道決定因素尚屬合適的估計方式。

表 4 模型 (1) 檢視第 1 次基測成績和學生特性對成爲甄選或申請入學生的影響。首先, 登記分發和甄選入學部分。基測成績的相對勝算比爲 0.984, 代表其他條件不變下, 第 1 次基測成績愈高的學生成爲甄選入學生的機率比成爲登記分發入學生的機率低。其他解釋變數部分, 性別、母親教育程度、家庭月收入、父母離婚或分居皆不影響成爲甄選或登記分發入學生。學生父親教育程度爲高中職成爲甄選入學生的機率比學生父親教育程度爲國中以下低。相較於成爲登記分發入學生, 手足個數愈多的學生成爲甄選入學生的機率較低 (z 值爲 1.88)。台北縣市學生比宜蘭縣學生較偏好以甄選管道入學而較不偏好以登記分發管道入學。其次, 在登記分發和申請入學部分。兩種管道入學生在基測成績、性別、家庭背景和家庭結構皆無顯著差異, 僅在國中所在縣市有差異。台北縣學生比宜蘭縣學生較傾向以申請管道入學而非以登記分發管道入學。

如前所述, 登記分發管道的入學依據完全由學生兩次基測成績 (擇其高) 所決定, 但是學校辦理甄選和申請入學時, 除考量第 1 次基測成績之外, 還會參酌學生在校綜合表現。因此學生國中在校學業與非學業表現可能會影響他們最終以何種管道進入高中職和五專。

模型 (2) 檢視在校綜合表現和入學管道之間的關係。首先, 甄選和登記分發入學生的部分。班級成績第 6 名以後學生成爲甄選入學生的機會比班

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: Multinomial Logit Model: 最終入學管道決定的因素

	(1)		(2)	
	甄選 vs. 登記分發	申請 vs. 登記分發	甄選 vs. 登記分發	申請 vs. 登記分發
第 1 次基測分數	0.984*** (8.60)	1.000 (0.15)	0.981*** (7.88)	1.000 (0.01)
國 3 班級成績: 6–10 名			0.400*** (2.75)	0.753 (1.51)
國 3 班級成績: 10 名以後			0.324*** (3.39)	0.873 (0.69)
國中班級人數			0.994 (0.31)	1.011 (0.80)
班級幹部			0.863 (0.64)	0.869 (0.85)
社團幹部			1.511** (2.25)	1.323** (2.18)
班級小老師			1.259 (1.19)	0.875 (0.98)
才藝比賽: 運動舞蹈			1.568*** (2.66)	1.081 (0.67)
才藝比賽: 美術書法			0.931 (0.31)	0.927 (0.51)
才藝比賽: 作文演講			0.930 (0.30)	0.984 (0.11)
才藝比賽: 音樂			1.059 (0.22)	1.079 (0.45)
才藝比賽: 科學			0.520 (1.81)	1.411** (2.04)
女性	0.996 (0.02)	1.076 (0.66)	1.026 (0.15)	1.105 (0.85)
父親教育程度: 高中職	0.646** (2.09)	0.870 (0.96)	0.623** (2.21)	0.867 (0.97)
父親教育程度: 專科以上	0.707 (1.18)	1.036 (0.18)	0.690 (1.23)	1.017 (0.09)
母親教育程度: 高中職	1.385 (1.57)	1.177 (1.13)	1.405 (1.60)	1.174 (1.10)
母親教育程度: 專科以上	1.297 (0.75)	1.008 (0.03)	1.308 (0.76)	0.998 (0.01)
家庭月收入: 3–5 萬	0.863 (0.55)	0.964 (0.19)	0.852 (0.59)	0.959 (0.21)
家庭月收入: 5–10 萬	0.773 (0.97)	0.988 (0.06)	0.763 (1.01)	0.974 (0.14)
家庭月收入: 10 萬以上	0.888 (0.35)	0.830 (0.77)	0.909 (0.27)	0.807 (0.88)
父母離婚或分居	1.286 (0.97)	1.100 (0.48)	1.203 (0.70)	1.093 (0.45)
手足個數	0.828 (1.88)	1.115 (1.62)	0.786** (2.35)	1.122 (1.68)
國中縣市: 台北市	4.132*** (5.51)	1.308 (1.68)	3.996*** (5.19)	1.357 (1.85)
國中縣市: 台北縣	1.867** (2.40)	1.563*** (2.98)	1.771** (2.12)	1.562*** (2.81)
常數項	1.218 (0.42)	0.179*** (5.30)	5.963** (2.14)	0.152*** (3.13)
IIA 檢定	Hausman	Small-Hsiao	Hausman	Small-Hsiao
刪除甄選入學	0.023 (1.000)	14.366 (0.423)	不適用	19.432 (0.776)
刪除申請入學	7.639 (0.907)	7.086 (0.931)	8.128 (0.999)	32.040 (0.157)

註: 1. 樣本數 1,973。迴歸係數已轉換成相對風險比 (relative-risk ratios), 括號內爲 z 值。** 表 $p < 0.05$, *** $p < 0.01$。

2. IIA 檢定中, 括號爲 p-value。當 Hausman 檢定統計量爲負, 表估計模型不符合漸進卡方分配, 因此不適用。

臺灣大學學術期刊資料庫

級成績前5名學生低。曾任社團幹部者或曾代表學校或班級參加運動或舞蹈比賽者較可能成爲甄選入學生, 而非登記分發入學生。其次, 在申請和登記分發入學生部分。學生有社團幹部或代表學校或班級參加科學比賽經驗較可能成爲申請入學生而非登記分發入學生。加入了在校綜合表現, 原模型內的迴歸係數並未有明顯的變化。

總結而言, 雖然基測成績佳的學生較可能成爲登記分發或申請入學生而非甄選入學生, 但學生國中在校綜合表現也和入學管道有關。相較於登記分發入學, 班級成績較佳者、曾任社團幹部者或曾參加運動舞蹈比賽者以甄選管道入學機率較高, 而曾任社團幹部者或曾參加科學比賽者較可能以申請管道入學。家庭背景和入學管道的關係並不明顯, 此點發現和郭祐誠與陶宏麟 (2013) 一致。台北縣市學生比宜蘭縣學生更可能透過甄選或申請管道入學。

4.2 高中職和五專多元入學方案與學校滿意度

在得知多元入學方案之甄選和申請入學管道與學生國中綜合表現呈現相關性之後, 本小節檢視多元入學方案與學校滿意度的關係。如前所述, 本文先比較聯考入學生和登記分發入學生對學校滿意度的差異, 接著再比較登記分發入學生與甄選和申請入學生在學校滿意度之差異。藉此方式檢視, 入學制度變革 (即廢除聯考) 與學生選擇學校的滿意程度之關聯性。

表5的模型 (1) 至 (5) 使用聯考入學生爲對照組, 呈現兩群學生在學校滿意度的差異; 模型 (6) 和 (7) 則以登記分發入學生爲對照組, 檢視不同管道入學生對學校滿意度差異。考量不同入學管道的選擇可能有內生性, 模型 (7) 控制入學管道選擇的修正因子。

首先, 登記分發入學生與聯考入學生學校滿意度差異部分。模型 (1) 顯示登記分發入學生很滿意學校的比例高出聯考入學生 4.8%。模型 (2) 加入國三成績、性別、家庭背景及家庭結構, 兩群學生在學校滿意度的差異未有明顯變化。國三成績排名與學校滿意度呈現負向關係。此外, 雖然家庭背景不影響學校滿意度, 但是家庭結構 (父母離婚或分居及手足個數) 與學校滿意度呈現負相關 (迴歸係數未呈現於表5中)。模型 (3) 考量了兩群學生在學校滿意度的差異可能只是反映他們在教育期待和學校依附關係

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 高中職和五專多元入學方案與學校滿意度的關係

平均數	對照組: 聯考入學生 0.158					對照組: 登記分發 0.204	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel (A): OLS 估計結果							
登記分發入學生	0.048**	0.053**	0.059**	0.059**	0.063**		
	(0.023)	(0.023)	(0.024)	(0.028)	(0.030)		
甄選入學生						0.112***	0.087**
						(0.034)	(0.035)
申請入學生						0.091***	0.091***
						(0.023)	(0.024)
國三成績: 6–10 名		−0.075*	−0.075*	−0.010	−0.010	0.013	0.031
		(0.039)	(0.039)	(0.034)	(0.033)	(0.042)	(0.045)
國三成績: 11–20 名		−0.053	−0.055	0.039	0.037	0.015	0.040
		(0.036)	(0.037)	(0.036)	(0.035)	(0.042)	(0.045)
國三成績: 21 名以後		−0.064*	−0.062*	0.037	0.036	0.030	0.042
		(0.035)	(0.037)	(0.037)	(0.037)	(0.039)	(0.040)
ln (一年級學生數)					0.039		
					(0.052)		
ln (生師比)					−0.061		
					(0.060)		
學生性別比					0.002**		
					(0.001)		
教師性別比					−0.011		
					(0.015)		
職員數					−0.000		
					(0.002)		
修正因子 H1							0.021***
							(0.007)
修正因子 H2							−0.005
							(0.024)
性別、家庭背景和結構		yes	yes	yes	yes	yes	yes
教育期待			yes	yes	yes	yes	yes
學校依附關係			yes	yes	yes	yes	yes
學校固定效果				yes	yes	yes	yes
樣本數	2,062	2,062	2,062	2,062	2,062	1,973	1,973
R-squared	0.004	0.014	0.023	0.106	0.107	0.162	0.166
Panel (B): PSM 估計結果 (樣本數 = 2,061)							
登記分發入學生	0.053**						
	(0.026)						

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

註: 1. 變數說明: 家庭背景包括父母親教育程度和國三時家庭月收入; 家庭結構有國三時父母已離婚或分居與手足個數; 教育期待包括了國三時預期升上高中、有讀大學計畫及預期未來最高學歷爲大學、研究所以上。學校依附關係變數包括, 與國中時期相比, 目前老師比較不關心學生、目前老師與學生互動較少及目前學校活動較多。

2. 括號是以學校爲叢集調整的標準誤 (cluster adjusted standard error)。* 表 $p < 0.1$, ** 表 $p < 0.05$, *** $p < 0.01$。

3. PSM 估計值說明。本文使用下列變數計算分派機率 (propensity score): 性別、家庭背景、手足個數、國三預期上高中和大學、預期未來最高學歷 (大學或研究所以上)、學校依附關係、台北市明星高中 (建國中學、北一女中、師大附中、中山女中、成功中學及松山高中)、台北市公立高中、高職和五專; 配對原則採用 kernel 配對法且限定實驗組和控制組之分派機率有相同的定義域 (common support), 樣本的分派機率未落在共同定義域將被捨棄, 最終實驗組樣本數爲 1,336, 控制組爲 725; 括弧內爲標準誤, 採用 bootstrap 方法計算而得, 重複抽樣次數爲 2000 次。配對前後實驗組和控制組之變數平均數差異請見附錄表 A。

的差異。教育期待包括了國三時預期升上高中、有讀大學計畫及預期未來最高學歷 (專科以下、大學和研究所以上), 而學校依附關係涵蓋了與國中時期相比, 目前老師比較不關心學生、目前老師與學生互動較少、目前學校活動較多等三個問題。實證結果指出, 登記分發入學生對學校滿意度高出聯考入學生約 6%。雖然兩群學生的教育期待並無顯著差異, 但在學校依附關係上有著顯著差異。學生認爲目前老師較不關心學生、目前學校活動較多與學校滿意度呈現負向關係、正向關係 (迴歸結果未呈現於表中)。

模型 (4) 進一步利用學校內變異, 檢視相似學校內, 兩群學生在學校滿意度的差異。[10] 在控制了學校虛擬變數後, 雖然兩群學生在學校滿意度的差異並沒有產生明顯變化。爲了減緩兩群學生時間差異對實證結果的影

[10]理想上, 我們希望檢視同一所高中、高職和五專學校內, 登記分發入學生和聯考入學生在學校滿意度的差異。不過, 部分學校只有登記分發入學生或只有聯考入學生。爲了確保每一所學校存在著聯考和登記分發入學生, 本文將屬性相同學校合併, 合併原則說明如下。本文先將需要合併的學校分爲公立高中、高職和五專以及私立高中、高職和五專。在高中職部分, 將公立 (私立) 高中職學校合併至較臨近且程度相當之相同學制的公立 (私立) 高中職學校。在考慮學校間的程度關係, 本文參考了2003年國中基測登記分發高中職學校, 網址: https://goo.gl/BcBCQ6。五專部分, 只有私立五專學校需合併, 合併先以同一縣市或同一類型專科學校 (如護理專科學校) 爲主。舉例來說, 本文將台北市立大同高中併入台北市立大直高中, 將新北市私立恆毅高中和私立徐匯高中併入新北市私立南山高中; 將國立木柵高工和南港高工併入國立內湖高工; 將新北市私立南強工商併入新北市私立復興商工; 將私立明志技術學院、醒吾技術學院和德霖技術學院併入私立致理技術學院。最終控制了 81 所學校。比較表 5 模型 (3) 和 (4) 的估計值 (皆爲 0.059), 加入學校虛擬變數並沒有對登記分發入學生的估計值產生明顯的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

響, 模型 (5) 控制了2000年和2002年各校一年級學生數 (取自然對數後)、生師比 (取自然對數後)、學生性別比、老師性別比和職員數, 實證結果指出登記分發入學生與聯考入學生在學校滿意度的差異爲6.3%。學校各項表徵和學校滿意度之關聯, 只有學生性別比 (男學生對女學生比) 和學校滿意度呈正向關係, 其估計值爲0.2%, 其餘變數皆不顯著。

其次, 甄選、申請和登記分發入學生在學校滿意度差異部分。在控制了性別、家庭背景、家庭結構、教育期待、學校依附關係及學校虛擬變數後, 模型 (6) 顯示甄選和申請入學生對學校滿意度比登記分發入學生高出11.2%和9.1%。考量到不同入學管道的選擇存在可能的內生性, 模型 (7) 加入了二個入學管道選擇修正因子。分析結果指出, 甄選和申請管道入學生對學校滿意度都比登記分發入學生高, 其差異爲8.7%和9.1%。

如前所述, 國中生選校決定雖會受到他人的影響, 但最終仍以自己爲主 (林耀隆, 2012; 陳淑丹, 2001)。本文利用表6說明甄選和申請入學生比較滿意目前就讀學校的結果可能是反映學生自主選擇學校的結果。表6使用心測中心所提供之基測報名人數及教育部統計處歷年國中畢業生, 整理2001年至2005年第一次和第二次基測報名人數、第二次基測報名人數佔第一次基測報名人數之比以及國中畢業生人數。由表6可知, 當年度國中畢業生與第一次基測報名人數非常相近。由於每位國中畢業生都會參與第一次基測考試, 此結果顯示在新制之下, 學生重考比率並不高。此外, 第二次基測報名人數約佔第一次基測報名人數的六成, 代表大部分學生在獲得甄選和申請入學錄取後, 不會再參加第二次基測考試。因此, 表5模型 (6) 和 (7) 的結果較可能是反映, 在新入學制度下, 甄選和申請入學生選擇了自己決定欲就讀的學校, 他們對學校的滿意度會高於以考試成績決定入學的學生 (即登記分發入學生)。

綜合而言, 表5分析結果指出, 登記分發入學生對學校滿意度比聯考入學生高, 而且甄選和申請管道入學生對學校滿意度皆高於登記分發入學生, 因此多元入學方案學生對學校滿意度比聯考入學生高。本文進一步以表7檢視舊制學生有意願重考與兩群學生實際重考差異。本文利用舊制學生第二波問題「如果不廢除聯考的話, 你會不會選擇重考」, 檢視在聯考制度不廢除之下, 學生有意重考的比例。表7指出最後一屆經歷聯考學生和聯考

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 2001年至2005年基測報名人數與國中畢業生

	2001	2002	2003	2004	2005
基測報名人數					
第一次	302,388	299,714	313,239	314,675	322,330
第二次	176,416	189,622	183,436	188,783	192,372
第二次佔第一次之比	0.583	0.633	0.586	0.600	0.597
當年度國中畢業生	302,767	300,235	313,549	312,973	321,456

資料說明: 心測中心與教育部統計處 (2005)。

表 7: 舊制學生重考意願與兩群學生實際重考差異

	最後一屆聯考時期學生		第二屆
	全部	聯考入學生	多元入學方案學生
如果聯考不廢除的話, 會選擇重考	30.5%	25.3%	
國中畢業後準備重考	0.8%		0.8%

資料說明: 表內數字分別以舊制學生第二波及新制學生第四波計算而得。

入學生有30.5%和25.5%回答, 在不廢除聯考情況下, 他們會選擇重考。從實際作爲來看, 最後一屆經歷聯考學生和第二屆多元入學方案學生上補習班準備重考的比例皆爲0.8%。理論上, 最後一屆聯考時期學生因面對較高的不確定性, 其重考成本是比新制學生高。在給定相同學校滿意度情況下, 新制學生重考比例預期會高於舊制學生; 當兩群學生有著相同準備重考比例時, 較可能表示多元入學方案學生對學校滿意度是比較高。由此觀之, 新制學生比舊制學生較滿意目前就讀學校應尚屬合理之結論。

雖然表5指出廢除聯考與學校滿意度呈現正向關係。但由於兩群樣本的時間差異, 無可否認, 這個結果可能只是反映世代差異或時間趨勢而非入學制度改變造成。例如, 兩群學生在學校滿意度之差異可能是與學校校長有關而與入學制度變革無關。[11] 本文利用網路公開訊息收集2000年和

[11]感謝評審之一建議討論兩群學生在學校滿意度之差異可能是反映世代差異或時間差異 (如校長背景) 而非是由制度變革所造成。藉此說明, 分析結果並不能解讀爲政策的因果

臺灣大學學術期刊資料庫

2002年間學校校長變動情況, 並分析校長變動和學校滿意度的關係, 結果發現校長變動與否並不影響學生評價學校的滿意度 (估計係數 = −0.017, p-值 = 0.535)。[12] 因此校長可能不是造成新制學生較滿意目前就讀學校的主因。此外, 學生對學校滿意度上升也可能只是反映公立高中升學機會增加所致。[13] 本文利用教育部統計處的學校基本資料計算在2000年及2002年公立高中 (不含綜合高中) 一年級學生相對於當年度國中畢業人數的比例, 分別爲12%和14%, 因此相較於2000年國中畢業生, 2002年國中畢業生就讀公立高中的機會高出2%。[14] 然而, 本文的對照組 (聯考入學生) 和實驗組 (登記分發入學生) 就讀公立高中比例分別爲55%和42%, 因此登記分發入學生比聯考入學生較滿意目前就讀學校可能無法完全歸咎是公立高中升學機會上升所致。

即便如此, 最理想的研究設計是同時觀測一群跨世代學生, 其中有一群跨世代學生是沒有受到制度變化影響, 另一群跨世代學生則是有受到影響, 將未受到影響的學生作爲對照組, 使用差異中的差異法 (differences-in-differences, 簡稱 DID), 估計多元入學方案 (即全面廢除聯考) 對學校滿意度的影響。由於教育改革乃是全面實施, 故同時記錄兩群學生的學校滿意度確實有其困難。囿於資料限制, 本文利用教育部統計處的學校基本資料計算各校在2000年和2002年一年級學生級、師生比、學生性別比、教師性別比、職員數, 將這些變數作爲控制變數放置於迴歸模型, 以緩和迴歸結果只是反映時間差異。針對外在環境因素趨勢, 本文考慮了少子化和離婚率 (家庭結構) 等因素, 雖然父母離婚或分居和手足個數與學校滿意度有關, 但是並不影響兩群學生對學校滿意度的差異。然而, 尚有許多未被觀測到的因素可能導致兩群學生學校滿意度差異, 因此我們只能解讀全面

關係, 而僅是關聯性分析。

[12]有12間 (佔8.5%) 學校無法得知該校校長在此期間是否有變動。在本文分析樣本中, 有35間 (27%) 學校校長在此期間有更動。

[13]感謝評審之一建議利用2001年前後公立高中機會變化之說明, 藉以釐清這些估計到的結果並非完全因爲升學機會的改變所致。

[14]本文發現造成公立高中升學機會率的上升主要來自於分母的變化, 2000年和2002年國中畢業生分別爲336,893和300,235, 而對應的一年級公立高中人數分別40,421和41,331。若將綜合高中納入計算, 2000年及2002年公立高中相對於當年度國中畢業人數的比例爲15%和17%。

臺灣大學學術期刊資料庫

廢除聯考與學生對學校滿意度的評價呈正向關係, 並無法直接認定多元入學方案之實施提高了學生選擇學校的滿意程度。

除了上述作爲之外, 本文採用由 Rosenbaum and Rubin (1983) 發展的傾向分數配對法 (propensity score matching, 簡稱 PSM) 重新分析登記分發入學生與聯考入學生學校滿意度的差異, 作爲DID 法無法適用下的補救措施。[15] 就本文而言, PSM 利用可被觀測之樣本特徵將相似樣本配對, 認定兩群樣本的差異只在入學制度, 從而計算出入學制度變革所帶來的平均效果。基於比較各方面皆相似的樣本, PSM 隱含假設未被觀測變數也可能是相似, 此方法應可減輕因兩群母體不同所可能產生的選取問題, 也可作爲 OLS 分析結果的穩健性檢測 (robustness check)。

具體作法描述如下。首先, 以入學制度爲被解釋變數, 利用 probit 模型計算每位學生的分派機率 (propensity score, 簡稱 ps)。其次, 以 ps 爲標準, 選取一種配對控制組和實驗組的方法, 本文採用 kernel 配對法, 因爲此配對法能降低樣本的損耗 (attrition), 並以 bootstrap 法計算標準誤。[16] 需要說明的是, PSM 要求用以計算分派機率的樣本各項表徵必須符合平衡條件, 即實驗組與控制組在這些特性必須無顯著差異。[17] 附錄的表 A 呈現配對前後實驗組和控制組在選取配對變數上的差異。這些變數包括男性、國三成績、父母親教育程度、家庭月收入、手足個數、國三預期上高中和大學、預期未來最高學歷、學校依附關係、北市明星高中、北市公立高中、高職、專科。在未配對之前, 實驗組和控制組在這些特性存在明顯差異, 例如聯考入學生 (控制組) 其父母親爲專科以上比例高於新制登記分發入學生 (實驗組)。在採用 kernel 配對法選取控制組之後, 兩組樣本在這些變數平均數差異皆趨於0, 而且已無顯著的差異。

表 5 下方呈現以 kernel 配對法計算而得的 PSM 估計值。括弧內是以

[15] 感謝評審之一建議, 在 DID 方法無法適用的情況下, 以 PSM 重新分析, 作爲兩群學生學校滿意度和學業壓力差異分析之穩健性檢測 (robustness check)。

[16] 根據 Smith and Todd (2005), 常見配對方法有鄰近配對法 (nearest neighbor matching)、半徑配對法 (radius matching)、kernel 配對法及分層配對法 (stratification matching)。該文說明各種配對法的配對原理和優缺點。

[17] 若實驗組與控制組的某項或多項特性存在差異, 則需要以較複雜的方式 (如考慮交乘項或刪除不重要變數) 重新調整用以估計 ps 的變數, 直到實驗組與控制組的每項特性無顯著差異爲止。

臺灣大學學術期刊資料庫

學校爲叢集之標準誤, 採用 bootstrap 法, 重覆抽樣2000次計算而得。PSM 估計結果指出, 登記分發入學生與聯考入學生學校滿意度差異爲5.3%, 與表5模型 (1) 至 (5) OLS 估計值的4.8%至6.3%相比, 兩個方法估計而得的效果相當接近。因此以 PSM 進行估計確實有強化 OLS 的估計結果。但不可否認, PSM 假定兩群學生的差異只來自可被觀察的變數, 若此假設不成立, 分析結果仍可能存在著遺漏變數偏誤。

4.3 高中職和五專多元入學方案與入學後學業壓力

在得知多元入學方案的實施與學校滿意度呈正向關係後, 本小節檢視入學制度變革與學生入學後學業壓力的關係。本文以入學第一學期, 學生自評目前課業負擔程度、目前補習情況、睡眠時間以及過去一周是否有失眠、睡不著衡量入學後學業壓力。仿上一小節, 本文將先比較聯考入學生和登記分發入學生在學業壓力的差異, 再比較登記分發入學生與甄選和申請入學生在學業壓力的差異。其次, 爲降低估計結果只是反應兩群學生原先在準備課業、補習、睡眠行爲與睡眠品質的差異, 本文控制兩群學生在國三時平日讀書時間、補習情況、睡眠時間以及過去一周是否有失眠、睡不著。再者, 父母對子女的學業要求往往是影響其學業壓力的重要關鍵, 因此針對學業壓力變數, 本文將控制入學後父母期望子女成績表現, 以降低估計時可能的偏誤。最後, 本文也以 PSM 重新分析登記分發入學生與聯考入學生學業壓力差異, 作爲 OLS 分析結果的穩健性檢測。

表8呈現入學後學業壓力的迴歸分析, 其中模型 (1) 至 (4) 比較聯考入學生和登記分發入學生在學業壓力的差異, 對應的表格下方, 則呈現 PSM 計算兩群學生學業壓力差異的估計值。模型 (5) 至 (8) 則是以登記分發入學生爲對照組, 檢視不同管道入學生對學業壓力的差異。除表內呈現解釋變數外, 迴歸模型也控制了性別、家庭背景和結構、教育期待、學校依附關係、學校固定效果, 其中模型 (1) 至 (4) 亦加入了2000年和2002年的學校各項表徵。

首先, 登記分發入學生與聯考入學生學業壓力差異部分。模型 (1) 至 (4) 依序檢視兩群學生在入學後課業負擔、補習情況、平日睡眠時數和過去一周失眠、睡不著的關係, 分析結果指出兩群學生入學後對課業負擔感

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 高中職和五專多元入學方案與入學後學業壓力的關係

	對照組: 聯考入學生				對照組: 登記分發入學生			
	目前課業負擔擔差不多/較輕	目前有補習	平日睡眠時數	過去一周,曾失眠、睡不著	目前課業負擔擔差不多/較輕	目前有補習	平日睡眠時數	過去一周,曾失眠、睡不著
平均數	0.308	0.388	7.03	0.177	0.335	0.346	7.1	0.192
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel (A): OLS 估計結果								
登記分發入學生	−0.006	−0.000	−0.017	0.031				
	(0.020)	(0.021)	(0.052)	(0.019)				
甄選入學生					−0.009	0.010	0.038	−0.026
					(0.042)	(0.031)	(0.099)	(0.034)
申請入學生					−0.020	0.028	0.035	−0.013
					(0.029)	(0.023)	(0.056)	(0.023)
國三成績: 6–10 名	0.004	0.073***	0.120	−0.018	0.022	0.012	0.078	0.008
	(0.035)	(0.024)	(0.069)	(0.021)	(0.040)	(0.043)	(0.083)	(0.034)
國三成績: 11–20 名	0.036	0.067**	0.267***	−0.017	0.058	0.008	0.212***	0.004
	(0.034)	(0.030)	(0.085)	(0.024)	(0.035)	(0.041)	(0.080)	(0.037)
國三成績: 21 名以後	0.108**	0.073**	0.305***	−0.011	0.128***	0.033	0.287***	0.027
	(0.045)	(0.035)	(0.113)	(0.029)	(0.044)	(0.042)	(0.103)	(0.038)
國三平日讀書時數	−0.008				−0.009			
	(0.007)				(0.007)			
國三有補習		0.146***				0.170***		
		(0.029)				(0.030)		

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	對照組: 聯考入學生				對照組: 登記分發入學生			
	目前課業負擔擔差不多/較輕	目前有補習	平日睡眠時數	過去一周,曾失眠、睡不著	目前課業負擔差不多/較輕	目前有補習	平日睡眠時數	過去一周,曾失眠、睡不著
平均數	0.308	0.388	7.03	0.177	0.335	0.346	7.1	0.192
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
國三平日睡眠時數			0.268***				0.355***	
			(0.025)				(0.028)	
國三有失眠、睡不著				0.158***				0.162***
				(0.019)				(0.020)
父母期望成績表現:								
至少優等	0.047	0.062	−0.079	0.010	0.061	0.037	0.001	−0.026
	(0.029)	(0.035)	(0.080)	(0.026)	(0.034)	(0.031)	(0.073)	(0.027)
中上/中等	−0.015	0.003	−0.113	0.005	0.002	0.013	−0.052	−0.020
	(0.025)	(0.024)	(0.069)	(0.027)	(0.027)	(0.020)	(0.063)	(0.027)
修正因子 H_1					0.007	−0.008	0.020	−0.004
					(0.010)	(0.012)	(0.021)	(0.009)
修正因子 H_2					0.024	−0.043	−0.029	−0.009
					(0.028)	(0.035)	(0.074)	(0.027)
性別、家庭背景和結構	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
教育期待	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
學校依附關係	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	對照組: 聯考入學生				對照組: 登記分發入學生			
	目前課業負擔擔差不多/較輕	目前有補習	平日睡眠時數	過去一周, 曾失眠、睡不著	目前課業負擔差不多/較輕	目前有補習	平日睡眠時數	過去一周, 曾失眠、睡不著
平均數	0.308	0.388	7.03	0.177	0.335	0.346	7.1	0.192
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
學校固定效果	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
2000和2000年學校特性	yes	yes	yes	yes				
Observations	2,062	2,062	2,062	2,062	1,973	1,973	1,973	1,973
R-squared	0.222	0.411	0.254	0.128	0.247	0.426	0.284	0.110
Panel (B): PSM 估計結果 (樣本數 = 2,061)								
登記分發入學生	−0.017	0.030	0.063	0.031				
	(0.031)	(0.020)	(0.073)	(0.023)				

註: 1. 變數說明。家庭背景和結構、教育期待、學校依附關係之變數說明同表5註1。隨時間變化之學校特性包括 ln (一年級學生數)、ln (生師比)、學生性別比、教師性別比和職員數。

2. 括號是以學校爲叢集調整的標準誤。** 表 $p < 0.05$, *** $p < 0.01$。

3. Panel (B) 之 PSM 估計值對應之被解釋變數爲學業壓力變數, 分別是目前課業負擔差不多或較輕、目前有補習、平日睡眠時數、過去一周, 曾失眠、睡不著。PSM 估計值說明, 同表5註3。

受、補習情況、睡眠時間及睡眠品質並未有明顯差異。

表8下方呈現 PSM 估計兩群學生學業壓力差異, 配對原則和變數都與表5之 PSM 相同, 結果發現, 兩群學生課業負擔感受、補習情況、睡眠時間及睡眠品質皆無顯著差異。因此, 兩種方法皆一致指出登記分發入學生與聯考入學生學業壓力並無明顯差異。

其次, 學業壓力的入學管道差異部分。模型 (5) 至 (8) 指出不同管道入學生在學業壓力上並沒有差異。值得說明的是, 由模型 (2) 至 (4) 及模型 (6) 至 (8) 可觀察到, 雖然入學制度變革和入學管道設計並沒有減輕入學後或加重學業壓力的跡象, 但是國三補習、國三睡眠時數和國三睡眠品質皆顯著的影響入學第一學期的補習機率、睡眠時數和睡眠品質。換言之, 國中階段的學習壓力會延續至下一個升學階段; 這種持續性的學習壓力間接說明, 大學的多元入學可能無法有效降低高中階段的學習壓力。張鈿富 (2006) 指出大學的多元入學管道設計無法有效降低升學壓力。總結來說, 表8顯示入學制度變革與學生入學後學業壓力並未有顯著的關係, 且不同管道入學生的學業壓力亦無顯著之差異。

4.4 入學管道與在校學業和非學業表現

截至目前, 本文實證結果顯示甄選和申請入學生比登記分發入學生更滿意目前就讀學校, 學業壓力也不高於登記分發入學生。據此, 我們可以預期甄選和申請入學生之後的在校學業和非學業表現會比登記分發入學生更爲優秀。不過, 未來升學進路的考量 (大學多元入學) 以及父母預期子女在校學業表現, 不同管道入學生在校學業和非學業表現是否存在差異則是實證問題。本文以學生班級成績排名衡量在校學業表現, 以擔任班級學生幹部和社團幹部以及代表班級或學校參加各類才藝比賽衡量在校非學業表現。此外, 考量到不同入學管道的選擇可能存在內生性, 因此下列迴歸分析皆控制入學管道選擇的修正因子。

表9呈現不同管道入學生在校表現的差異。除了表格呈現的解釋變數之外, 迴歸模型也控制了性別、基測成績、家庭背景、家庭結構及學校固定效果。

首先, 表9模型 (1) 至 (3) 分別以上次期中考班級排名前3名、前5名

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 入學管道和在校表現

	班級成績			曾任學生幹部		曾代表班級/學校參加比賽			
	前3名	前5名	前10名	班級幹部或小老師	社團幹部	不分項目	運動舞蹈	美術書法音樂	作文演講科學
平均數	0.083	0.137	0.283	0.854	0.404	0.505	0.280	0.128	0.171
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
甄選入學	0.053**	0.037	0.006	0.001	0.017	0.076*	−0.033	0.068**	0.069**
	(0.025)	(0.030)	(0.037)	(0.033)	(0.044)	(0.045)	(0.042)	(0.034)	(0.034)
申請入學	0.025	−0.003	0.005	−0.009	0.026	−0.023	−0.049**	−0.008	0.063**
	(0.017)	(0.020)	(0.027)	(0.022)	(0.034)	(0.030)	(0.024)	(0.026)	(0.030)
班級人數	−0.005**	−0.006***	−0.014***	−0.003*	0.004*	−0.002	0.002	0.001	−0.004**
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.002)
國中曾擔任班級幹部和小老師				0.106***					
				(0.040)					
國中曾擔任社團幹部					0.136***				
					(0.032)				
國中曾代表班級/學校參加比賽						0.234***			
						(0.032)			
國中曾代表班級/學校參加:									
運動舞蹈							0.272***		
							(0.029)		
美術書法音樂								0.174***	
								(0.023)	
作文演講科學									0.136***
									(0.024)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	班級成績			曾任學生幹部		曾代表班級/學校參加比賽			
	前3名	前5名	前10名	班級幹部或小老師	社團幹部	不分項目	運動舞蹈	美術書法音樂	作文演講科學
平均數	0.083	0.137	0.283	0.854	0.404	0.505	0.280	0.128	0.171
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
修正因子 H_1	0.008	0.013	0.009	0.002	−0.007	0.020**	0.004	0.006	0.015
	(0.009)	(0.011)	(0.013)	(0.009)	(0.013)	(0.010)	(0.012)	(0.007)	(0.009)
修正因子 H_2	−0.023	−0.004	0.005	0.012	−0.002	0.038	−0.031	0.023	0.015
	(0.020)	(0.025)	(0.027)	(0.021)	(0.031)	(0.033)	(0.027)	(0.022)	(0.023)
性別、基測成績、家庭背景和結構	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
學校固定效果	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	1,892	1,892	1,892	1,629	1,629	1,515	1,515	1,515	1,515
R-squared	0.098	0.093	0.120	0.105	0.163	0.146	0.180	0.137	0.154

註: 1. 變數說明。家庭背景包括父母親教育程度和國三時家庭月收入; 家庭結構有國三時父母已離婚或分居與手足個數。

2. 括號是以學校爲叢集調整的標準誤。* 表 $p < 0.1$, ** 表 $p < 0.05$, *** $p < 0.01$。

和前10名衡量入學後學業表現, 檢視入學管道在學業表現上的差異。由於部分學生對自己班上排名回答不清楚或未答, 因此本文不使用成績排名作爲被解釋變數。模型 (1) 顯示, 甄選入學生班級成績排名前3名高出登記分發入學生5.3%; 雖然申請入學生班級成績排名前3名高出登記分發入學生有2.5%, 但是此差異在統計上並不顯著。此外, 模型 (2) 與 (3) 皆顯示, 不同管道入學生其班級成績排名前5名和前10名上並沒有顯著的差異。

其次, 模型 (4) 和 (5) 則分別檢視不同管道入學生在擔任班級幹部和小老師及社團幹部的差異。分析結果指出, 不同管道的入學生在擔任班級學生幹部以及社團幹部上並沒有顯著的差異。雖然甄選和申請入學生在入學前比登記分發入學生更積極擔任社團幹部, 但是入學後, 不同管道入學生在擔任社團幹部並無差異, 可能是升學的考量 (大學多元入學) 使得此差異無法繼續延續。

再者, 模型 (6) 至 (9) 檢視入學管道和才藝表現的關係。模型 (6) 以學生曾代表班級或學校參加各類才藝比賽作爲被解釋變數, 分析結果顯示甄選入學生曾代表班級或學校參加各類才藝比賽高於登記分發入學生有7.6%, 此估計值的 t 值爲1.7; 而申請和登記分發入學生在代表班級或學校參加各類才藝比賽上並沒有差異。模型 (7) 至 (9) 檢視不同管道入學生代表班級或學校參加運動舞蹈、美術書法音樂及作文演講科學等三類比賽的差異。結果發現, 甄選入學生比登記入學生更可能代表班級或學校參加美術書法音樂類和作文演講科學類比賽, 估計值分別6.8%和6.9%, 兩者在參加運動舞蹈上並無差異; 雖然申請入學生參加作文演講科學類比賽高出登記分發入學生6.3%, 但是在參加運動舞蹈比賽低出他們約5%, 而兩者在參加美術書法音樂並沒有差異。簡言之, 甄選入學生比申請入學生和登記分發入學生更積極參加各類比賽。

總的來說, 表9顯示甄選入學生在校表現比申請和登記分發入學生較爲出色, 其原因可能是與甄選入學適用對象爲具有特殊才能性向、資賦優異及欲就讀數理語文資優班學生有關。在學業表現上, 甄選入學生比登記分發入學生好, 與申請入學生無顯著差異, 此點發現和郭祐誠與陶宏麟 (2013) 並無二致; 申請入學生與登記分發入學生在學業表現上沒有明顯差異。在非學業表現上, 雖然不同管道入學生在擔任學生幹部上沒有差異,

臺灣大學學術期刊資料庫

然而甄選入學生比其它兩種管道入學生更積極代表班級或學校參加各種類型比賽, 特別在美術書法音樂與作文演講科學類比賽; 而雖然申請入學生比登記入學生較積極代表班級或學校參加作文演講科學類比賽, 但卻比他們較不積極代表班級或學校參加運動舞蹈比賽。

由於高中、高職和五專三種學制在本質上的差異頗爲明顯, 高中通常以升學爲主要目標, 而高職和五專較偏向以就業爲目標。因此, 本文將樣本分爲高中、高職和非高中 (高職和五專) 樣本, 觀察在不同學制下, 三種管道的入學生在學業和非學業表現是否有差異。迴歸結果呈現於表10, 表內解釋變數皆與表9相同, 在此不再贅述。

首先, 高中樣本部分。不同管道入學生在班級成績排名上並沒有顯著差異。雖然如此, 甄選入學生比登記分發入學生更勇於擔任班級幹部或小老師, 也比較積極參加各種才藝比賽, 特別在美術書法音樂和作文演講科學類比賽。申請入學生則比登記分發入學生更積極參加作文演講科學類比賽。值得說明的是, 甄選和申請入學生皆較積極參加作文演講科學類比賽, 此點可能與大學多元入學有關。

其次, 高職樣本部分。實證結果指出, 甄選與登記分發入學生在校的學業與非學業表現並無顯著差異。然而, 申請入學生班級成績爲前三名高出登記分發入學生有5%。不過, 他們也較不積極參加運動舞蹈類比賽。

最後, 高職和五專樣本部分。在樣本增加情況下, 甄選入學生成績爲前三名的比例顯著高於登記分發入學生, 但是他們也比較不願擔任班級幹部或小老師。由於高職樣本佔了非高中樣本83%, 申請入學生和登記分發入學生在校表現差異的結果並沒有變化。此外, 從高職樣本和非高中樣本的結果來看, 就讀職業類科的學生似乎較無誘因擔任學生幹部或代表班級或學校參加各類才藝比賽, 可能是這些經歷對升學或就業較無明顯助益。

總結來說, 雖然不同管道的高中入學生在校學業並無差異, 但高中甄選和申請入學生在擔任學生幹部及代表班級或學校參加各種才藝比賽是比登記分發入學生積極, 特別是高中甄選入學生。在高職和五專部分, 甄選和申請入學生, 平均而言, 在校學業表現較爲出色, 不過, 他們也比登記分發入學生較不積極擔任班級幹部或小老師, 也較不願意參加運動舞蹈類的比賽。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 入學管道和在校表現: 按高中、高職和非高中樣本分

	班級成績			曾任學生幹部		曾代表班級/學校參加比賽			
	前3名 (1)	前5名 (2)	前10名 (3)	班級幹部或小老師 (4)	社團幹部 (5)	不分項目 (6)	運動舞蹈 (7)	美術書法音樂 (8)	作文演講科學 (9)
Panel (A): 高中樣本									
平均數	0.086	0.134	0.285	0.867	0.501	0.563	0.304	0.131	0.237
甄選入學	0.035	0.022	0.058	0.115**	0.122	0.194**	−0.049	0.131*	0.188***
	(0.051)	(0.055)	(0.066)	(0.047)	(0.082)	(0.073)	(0.073)	(0.076)	(0.063)
申請入學	0.010	−0.011	0.015	0.002	0.063	−0.005	−0.014	0.001	0.115**
	(0.026)	(0.028)	(0.042)	(0.029)	(0.041)	(0.048)	(0.036)	(0.044)	(0.050)
樣本數	960	960	960	824	824	771	771	771	771
R-squared	0.095	0.103	0.122	0.155	0.135	0.176	0.262	0.140	0.159
Panel (B): 高職樣本									
平均數	0.085	0.150	0.292	0.846	0.311	0.463	0.250	0.140	0.115
甄選入學	0.039	0.006	−0.036	−0.071	−0.013	−0.052	−0.039	0.007	0.002
	(0.036)	(0.047)	(0.057)	(0.057)	(0.071)	(0.071)	(0.070)	(0.047)	(0.052)
申請入學	0.049*	0.006	0.011	−0.032	−0.002	−0.066	−0.092**	−0.047	−0.010
	(0.029)	(0.034)	(0.036)	(0.034)	(0.061)	(0.047)	(0.037)	(0.034)	(0.030)
樣本數	778	778	778	675	675	628	628	628	628
R-squared	0.129	0.138	0.184	0.128	0.149	0.172	0.181	0.187	0.174

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	班級成績			曾任學生幹部		曾代表班級/學校參加比賽			
	前3名 (1)	前5名 (2)	前10名 (3)	班級幹部或小老師 (4)	社團幹部 (5)	不分項目 (6)	運動舞蹈 (7)	美術書法音樂 (8)	作文演講科學 (9)
Panel (C): 非高中樣本 (高職和五專)									
平均數	0.079	0.139	0.281	0.841	0.304	0.445	0.255	0.125	0.102
甄選入學	0.056*	0.030	−0.039	−0.077*	−0.036	−0.013	−0.044	0.035	0.008
	(0.030)	(0.039)	(0.043)	(0.046)	(0.057)	(0.062)	(0.052)	(0.041)	(0.043)
申請入學	0.046*	0.007	0.007	−0.029	−0.009	−0.063	−0.088**	−0.036	−0.000
	(0.025)	(0.031)	(0.034)	(0.031)	(0.052)	(0.043)	(0.035)	(0.030)	(0.027)
樣本數	932	932	932	805	805	744	744	744	744
R-squared	0.130	0.134	0.186	0.119	0.173	0.162	0.165	0.187	0.168

註: 1. 變數說明。每一模型的控制變數皆與表9相同。

2. 括號是以學校爲叢集調整的標準誤。* 表 $p < 0.1$, ** 表 $p < 0.05$, *** $p < 0.01$。

綜合而言, 雖然甄選入學生的學業表現比登記分發入學生好的結果和郭祐誠與陶宏麟 (2013) 並無二致。然而在不同學制下, 本文發現不同管道的高中入學生其在校學業表現並無顯著差異, 高職樣本的申請入學生在校學業表現略優於登記分發入學生, 這些結果和郭祐誠與陶宏麟 (2013) 並不一致。可能原因是他們的高中樣本佔全部樣本高達四分之三, 而本文只佔約五成, 或是學業表現衡量的差異而導致結果不同; 也有可能是該文的推薦甄選入學生的篩選方式與本文的甄選和申請入學生不同。在試辦的推薦甄選管道需由國中學校推薦委員會將學生推薦至適合高中就讀, 以在校成績爲門檻 (何雅娟, 2000), 此選才模式類似於大學的繁星推薦入學, 一般而言被篩選至高中就學者其在校學業表現較爲出色。[18] 此點特徵和本文的甄選和申請入學管道不同。除上述原因之外, 本文的母體爲台北縣市及宜蘭縣, 而該文採用的是全國代表性的樣本, 因此區域性差異也有可能導致結果產生不一致。

5 結論

教育部於2001年廢除聯考制度, 採用高中職和五專多元入學方案, 期望學校能發展自身特色, 以吸引學生就學, 學生則可依自己興趣或性向來決定入學的管道和學校。雖然自2014年起高中職和五專多元入學方案已整併爲十二年國民基本教育, 但重視學生多元能力的發展, 讓學生有機會可依個人興趣或性向選擇學校就讀, 依然是入學制度變革主要目標。目前實證研究在探討我國中等教育入學制度變革對學生入學後的影響仍相當有限。本文使用 TYP 於2000年, 調查台北縣市和宜蘭縣就讀一年級及三年級國中生, 檢視2001年高中、高職和五專多元入學方案之入學管道決定因素、多元入學方案與入學後學校滿意度和學業壓力的關係, 以及不同管道入學生在學校滿意度、學業壓力與在校學業和非學業表現的差異。

首先, 本文使用多元邏輯迴歸模型檢視學生特性和入學管道的關係。迴歸結果顯示, 雖然基測成績較高的學生偏好以登記分發或申請管道入學, 但國中在校綜合表現也與甄選和申請入學的機率有關。此外, 學生國中家

[18]雖然實證上, 國立頂尖大學繁星入學生的學業表現較其它管道入學生佳, 但其機制爲何目前尚未有明確定論。

臺灣大學學術期刊資料庫

庭背景和家庭結構與入學管道之間無明顯的關聯性, 因此入學管道的設計並未偏向家庭社經背景較佳的學生。

其次, 本文分析全面廢除聯考, 實施多元入學方案與入學後學校滿意度和學業壓力的關係。本文先比較登記分發入學生和聯考入學生在學校滿意度和學業壓力差異。爲了減輕因兩群母體不同所可能產生的選取問題, 除了以 OLS 進行估計外, 本文也使用 PSM 估計此差異, 並獲得一致的結果: 登記分發入學生比聯考入學生更滿意目前就讀的學校, 但兩群學生在學業壓力上並無差異。以此差異作爲甄選和申請管道的比較基準, 本文接續以登記分發入學生爲對照組, 分析甄選和申請入學生與他們在學校滿意度和學業壓力的差異。結果發現, 甄選和申請入學生對學校滿意度都比登記分發入學生高, 三者在學業壓力並無顯著差異。因此, 實施多元入學方案 (即全面廢除聯考) 與學校滿意度呈正向關係, 但與學業壓力較無關聯。

再者, 本文檢視入學管道與在校學業和非學業表現的關係。實證結果指出甄選入學生的學業表現和才藝表現比登記分發入學生突出; 申請和登記分發入學生在學業表現與曾任學生幹部經驗皆無差異, 但在才藝表現上各有所長, 其中申請入學生較積極參加作文演講科學方面比賽, 登記分發入學生則較樂意參與運動舞蹈比賽。此外, 本文也將樣本分爲高中和非高中樣本進行分析, 結果發現高中樣本的甄選和申請入學生與登記分發入學生之學業表現並無差異, 不過前者比登記分發入學生更願意擔任學生幹部和參加才藝比賽; 在非高中樣本部分, 雖然甄選和申請入學生在學業表現前 3 名比例高於登記分發入學生, 但前兩者分別在擔任學生班級幹部和參加運動舞蹈比賽低於後者。

綜合而言, 教育部全面實施多元入學方案與提升學生選擇學校的滿意程度有關, 但與緩和學生的學業壓力無顯著關聯。多元入學方案的甄選和申請入學管道設計改善了過往只以考試成績取才的僵化現象, 而且甄選和申請入學生選擇學校的滿意度以及入學後的在校表現皆不亞於登記分發入學生。

最後, 本文說明實證結果的限制。TYP 的資料爲台北縣市和宜蘭縣的隨機樣本而非全國性樣本, 據此實證結果不一定適用於其它縣市。此外, 本文比較最後一屆聯考入學生和第二屆多元入學方案國中畢業生, 因此實證

臺灣大學學術期刊資料庫

結果無法直接推論至往後國中畢業生。

附錄

表 A: 配對前後實驗組和控制組特性差異

變數	配對前平均數			配對後平均數		
	實驗組	控制組	差異	實驗組	控制組	差異
男性	0.501	0.494	0.006	0.501	0.514	−0.013
國三成績: 前 5 名	0.181	0.240	−0.059**	0.181	0.183	−0.002
國三成績: 6–10 名	0.208	0.253	0.045**	0.208	0.215	−0.007
父親教育程度: 高中職	0.336	0.340	−0.004	0.336	0.331	0.005
父親教育程度: 專科以上	0.272	0.376	−0.104**	0.272	0.281	−0.009
母親教育程度: 高中職	0.371	0.395	−0.025	0.371	0.359	0.012
母親教育程度: 專科以上	0.177	0.216	−0.039**	0.177	0.181	−0.003
家庭月收入: 3–5 萬	0.269	0.211	0.058**	0.269	0.286	−0.017
家庭月收入: 5–10 萬	0.454	0.497	−0.044*	0.454	0.452	0.002
家庭月收入: 10 萬以上	0.161	0.211	−0.050**	0.161	0.156	0.005
手足個數: 2–3 個	0.824	0.843	−0.019	0.824	0.811	0.013
手足個數: 4–6 個	0.124	0.095	0.029**	0.124	0.112	0.012
教育期待:						
國三預期上高中和大學	0.476	0.667	−0.191**	0.476	0.498	−0.022
預期未來最高學歷: 專科	0.073	0.055	0.018	0.073	0.089	−0.016
預期未來最高學歷: 大學	0.546	0.594	−0.047**	0.546	0.531	0.015
預期未來最高學歷: 研究所以上	0.127	0.208	−0.081**	0.127	0.129	−0.002
學校依附關係:						
目前老師比較不關心學生	0.364	0.386	−0.022	0.364	0.344	0.020
目前老師與學生互動較少	0.484	0.437	0.048**	0.484	0.484	0.000
目前學校活動較多	0.671	0.777	−0.106**	0.671	0.663	0.008
學校類型:						
北市明星高中	0.051	0.090	−0.039**	0.051	0.053	−0.002
北市公立高中	0.281	0.337	−0.057**	0.281	0.279	0.001
高職	0.415	0.102	0.313**	0.415	0.419	−0.005
專科	0.064	0.098	−0.034**	0.064	0.062	0.001
樣本數	1,336	726		1,336	725	

註: 實驗組爲登記分發入學生, 控制組爲聯考入學生。表內配對原則採用 kernel 配對法且限定實驗組和控制組之分派機率有相同定義域 (common support), 分派機率落在共同定義域之外的觀察值將捨棄不使用。對照組爲女性、國三成績 11 名之後、父親教育程度國中以下、母親教育程度國中以下、家庭月收入 3 萬以下、手足個數 1 個 (即獨生子女)、其他縣市公立高中和私立高中。* 表 $p < 0.1$, ** 表 $p < 0.05$。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

王聖銘 (2006), “我國高中職多元入學政策制定合理性之研究,” 博士論文, 國立臺灣師範大學教育學系。(Wang, Shen-Ming (2006), “A Study is to Explore Rationality of the Multiple Entrance Policy-Making for High School and Vocational High School in Taiwan,” PhD dissertation, Department of Education, National Taiwan Normal University.)

田弘華與田芳華 (2008), “大學多元入學制度下不同入學管道之大一新生特性比較,” 《人文及社會科學集刊》, 20, 481–511。(Tien, Hung-Hua and Flora F. Tien (2008), “Students Characteristics and Their Choices of College Entrance Channels,” *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 20, 481–511.)

田芳華與傅祖壇 (2009), “大學多元入學制度 — 學生家庭社經背景與學業成就之比較,” 《教育科學研究期刊》, 54, 209–233。(Tien, Fang-Hua and Tsu-Tan Fu (2009), “Multi-Channel College Entrance System: Relationship between Family Background, Academic Achievement and Entrance Channels,” *Journal of Research in Education Sciences*, 54, 209–233.)

何雅娟 (2000), “多元入學多元思維 — 談臺北市高中多元入學方案,” 《教師天地》, 109, 33–44。(Ho, Ya-Jiuan (2000), “Multi-Entrance Channels and Multi-Dimensional Thinking: A Summary of Taipei City’s Multi-channel Entrance Program for High School,” *TITTC News Letter*, 109, 33–44.)

余民寧 (2005), “從調查數據回顧基本學力測驗的實施,” 《測驗學刊》, 52, 9–36。(Yu, Min-Ning (2005), “Review of the Administration of the Basic Competency Test Based on Survey Results,” *Psychological Testing*, 52, 9–36.)

余民寧, 賴姿吟, 與劉育如 (2004), “國中基本學力測驗實施成效之初步調查: 學生的觀點,” 《教育與心理研究》, 27, 457–481。(Yu, Min-Ning, Tzu-Ling Lai, and Yu-Ju Liu (2004), “Students’ Perspectives on the Effectiveness of the Basic Competency Test for Junior High School Students,” *Journal of Education and Psychology*, 27, 457–481.)

臺灣大學學術期刊資料庫

余民寧, 賴姿吟, 與劉育如 (2005), “國中基本學力測驗實施成效之初步調查: 學校的觀點,” 《教育與心理研究》, 28, 193–217。(Yu, Min-Ning, Tzu-Ling Lai, and Yu-Ju Liu (2005), “Schools’ Perspectives on the Effectiveness of the Basic-Competency-Test Administered in High School Entry Exam,” *Journal of Education and Psychology*, 28, 193–217.)

吳清山與高家斌 (2007), “台灣中等教育改革分析: 1994–2007,” 《教育資料集刊》, 34, 1–24。(Wu, Ching-Shan and Chia-Pin Kao (2007), “The Analysis on the Reform of Secondary Education in Taiwan: 1994–2007,” *Bulletin of Educational Resources and Research*, 34, 1–24.)

宋曜廷, 許福元, 曾芬蘭, 蔣莉蘋, 與孫維民 (2007), “國民中學學生基本學力測驗的回顧與展望,” 《教育研究與發展期刊》, 3, 29–50。(Sung, Yao-Ting, Fu-Yuan Hsu, Fen-Lan Tseng, Li-Ping Chiang, and Wei-Ming Sun (2007), “Basic Competence Tests: A Review and Prospect,” *Journal of Educational Research and Development*, 3, 29–50.)

李浩仲, 李文傑, 與連賢明 (2016a), “多「錢」入學? 從政大學生組成看多元入學,” 《經濟論文》, 44, 207–250。(Li, Hao-Chung, Wen-Chieh Lee, and Hsien-Ming Lien (2016a), “Investigating the Equality of Two-Track College Recruitment–Evidence from Administrative Data of National Chengchi University,” *Academia Economic Papers*, 44, 207–250.)

——— (2016b), “哪類孩子最受教? 從政大校務資料看學生表現,” 台灣經濟學會2016年年會, 台灣經濟學會。(Li, Hao-Chung, Wen-Chieh Lee, and Hsien-Ming Lien (2016b), “Differences in Performance in College among Students via Difference Entrance Channels–Evidence from Administrative Data of National Chengchi University,” in 2016 Taiwan Economic Association Annual Conference, Taiwan Economic Association.)

李維倫, 古慧雯, 駱明慶, 與林明仁 (2018), “入學管道與學習表現,” 《經濟論文叢刊》, 即將出版。(Lee, Wei-Lun, Hui-Wen Koo, Ming-Ching Luoh, and Ming-Jen Lin (2018), “Multi-Channel Admission and Academic Achievement,” *Taiwan Economic Review*, forthcoming.)

臺灣大學學術期刊資料庫

周愚文 (2010), “「擴大高中職及五專免試入學實施方案」政策形成分析,” 《中華教育》, 61, 114–122。(Chou, Yu-Wen (2010), “An Analysis of Policy-making of the Scheme for Widening Access to Senior High Schools and Junior Colleges without Entrance Examination,” *Secondary Education*, 61, 114–122.)

林生傳 (2004), “台灣近期教育的改革的透視與省思,” 《教育學刊》, 23, 1–35。(Lin, Sheng-Chuan (2004), “A Retrospection and Reflection on Recent Education Reform in Taiwan,” *Educational Review*, 23, 1–36.)

林劭仁 (2002), “升高中推薦和申請入學學生學業表現之探究,” 《教育研究資訊》, 10, 85–108。(Lin, Shaw-Ren (2002), “A Study of Students’ Academic Performance on Screening Tests and Applications for Admission,” *Educational Research and Information*, 10, 85–108.)

林耀隆 (2012), “私立高中學生選擇學校影響因素之研究,” 碩士論文, 國立中山大學高階公共政策。(Lin, Yao-Lung (2012), “A Study of Impact Factors among High School Students in Selecting Schools,” Master’s Thesis, Institute of the Executive Master of Public Policy Program, National Sun Yat-Sen University.)

秦夢群 (2006), “我國中等教育政策之檢討與策進,” 《教育資料集刊》, 31, 91–123。(Chin, Joseph-M. (2006), “An Analysis of the Initiatives and Policies on Secondary Education in Taiwan’s Educational Reform,” *Bulletin of Educational Resources and Research*, 31, 91–123.)

馬向青 (2008), “台灣1990年代以後國民中學升學制度改革之批判論述分析,” 博士論文, 國立高雄師範大學教育學系。(Ma, Hsiang-Ching (2008), “A Critical Discourse Analysis of the Senior Secondary Education Admission System Reform in Post-1990 Taiwan,” PhD dissertation, Department of Education, National Kaohsiung Normal University.)

張炳煌 (2011), “影響國中畢業生高中職選擇學校因素之研究,” 《教育政策論壇》, 14, 145–177。(Chang, Ping-Huang (2011), “A Study of School Factors Affecting Students’ Choice of Senior High and Vocational School,” *Educational Policy Forum*, 14, 145–177.)

臺灣大學學術期刊資料庫

張鈿富 (2006),《大學多元入學機會與壓力》, 台北: 五南圖書出版公司。(Chang, Dian-Fu (2006), *Multi-channel Entrance Opportunity and Stress for College*. Taipei: Wu Nan Culture Enterprise.)

教育部 (2006),《見證教育發展軌跡 — 百件教育重要檔案選輯》, 台北: 教育部。(Ministry of Education (2006), *Witness the Development Trajectory of Education: A Selection of One Hundred Important Files on Education*, Taipei: Ministry of Education.)

——— (2009), "擴大高中職及五專免試入學實施方案," **URL**: https://tinyurl.com/ycozjtqr。(Ministry of Education (2009), "Widening Access to Senior High Schools and Junior Colleges without Entrance Examination," **URL**: https://tinyurl.com/ycozjtqr.)

——— (2011), "十二年國民基本教育說帖," **URL**: https://tinyurl.com/y7lyvcb8。(Ministry of Education (2011), "Description of 12-Year Basic Education in Taiwan," **URL**: https://tinyurl.com/y7lyvcb8)

——— (2017), "適性入學宜導手冊," **URL**: https://tinyurl.com/yclxx6qq。(Ministry of Education (2017), "Handbook of Choosing Schools Based on One's Aptitudes and Interests for Junior High School Graduates," **URL**: https://tinyurl.com/yclxx6qq.)

教育部統計處 (2005), "學校基本資料," **URL**: https://tinyurl.com/yb4potq4。(Department of Statistics, Ministry of Education (2005), "Basic Information on Schools' Profile," **URL**: https://tinyurl.com/yb4potq4.)

郭祐誠與陶宏麟 (2013), "高中職多元入學管道選擇與家庭背景及學習表現之關係 — 兼論多元入學的公平與效率,"《人文及社會科學集刊》, 25, 421–456。(Kuo, Yu-Chen, and Hung-Lin Tao (2013), "A Study of the Relationship between Entrance Channels, Family Background and Test Scores — Implications for Equality and Efficiency of Entrance Channels," *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 25, 421–456.)

陳玉珠 (2007), "國中生升學擇校因素之研究," 碩士論文, 國立嘉義大學教育行政與政策發展所。(Chen, Yu-Ju (2007), "Research of Critical Cause for Junior High School Advancement," Master's Thesis, Graduate Insti-

臺灣大學學術期刊資料庫

tute of Educational Administration and Policy Development, National Chiayi University.)

陳怡靖, 陳密桃, 與黃毅志 (2006), "台灣地區高中多元入學與教育機會的關聯性之實徵研究," 《教育與心理研究》, 29, 433–459。(Chen, Yi-Gean, Mi-Tao Chen, and Yih-Jyh Hwang (2006), "An Empirical Study on the Relationship between Multiple Entrance Program of Senior High School and Educational Opportunity in Taiwan," *Journal of Education and Psychology*, 29, 433–459.)

陳建州與劉正 (2004), "論多元入學方案之教育機會均等性," 《教育研究集刊》, 50, 115–146。(Chen, Jian-Jhou and Jeng Liu (2004), "The Multi-Phase High School Entrance Program and the Equity of Educational Opportunity," *Bulletin of Educational Research*, 50, 115–146.)

陳國偉 (2003), "我國高級中等學校多元入學方案之研究," 碩士論文, 國立中山大學教育研究所。(Kuo-Wei Chen (2003), "A Study of Multiple Schemes for Entering Secondary High Schools in Taiwan," Master's Thesis, Institute of Education, National Sun Yat-Sen University.)

陳婉琪, 陳承佑, 與林明仁 (2016), "多元入學與選才機制: 臺北大學學生表現之校務資料分析," 台灣經濟學會2016年年會, 台灣經濟學會。(Chen, Wan-Chi, Cheng-Yu Chen, and Ming-Jen Lin (2016), "Multiple Entrance Program and Student Recruitment: An Analysis of Student Performance Using Administrative Data of National Taipei University," in 2016 Taiwan Economic Association Annual Conference, Taiwan Economic Association.)

陳淑丹 (2001), "高中多元入學方案目標達成及其對國中學生選校的影響之研究," 碩士論文, 國立臺北師範學院國民教育研究所。(Chen, Shu-Dan (2001), "The Senior High School Diversified Admission Program and Its Impact on Choosing a School for Junior High School Students," Master's Thesis, Taipei: Department of Education, National Taipei University of Education.)

陳聰吉 (2002), "高雄市國中生選填志願影響因素之研究," 碩士論文, 國立中山大學人力資源管理研究所。(Chen, Tsong-Jyi (2002), "The Re-

臺灣大學學術期刊資料庫

search of Influence Factors on the Further Intentions and Determinations of Kaohsiung Junior High School Students," Master's Thesis, Kaohsiung: Institute of Human Resource Management, National Sun Yat-Sen University.)

湯志民 (2003), "高中職多元入學方案之檢討與改進," 《理論與政策》, 16, 89–107。(Tang, Chih-Min (2003), "Self-criticism and Improvement on Senior High Schools' Multiple Entrance Programs," *Theory and Policy*, 16, 89–107.)

黃淑馨 (1994), "台北市參加「國中畢業生自願就學輔導方案」學生升學壓力、因應行爲、身心健康與班級氣氛之研究," 《教育研究資訊》, 2, 14–36。(Huang, Shu-Hsin (1994), "Stress of Accessing to Senior High, Coping Behavior, Health and Classroom Climate for Students Joining 'No-Exam Trial Program' – A Case Study of Taipei City," *Educational Research and Information*, 2, 14–36.)

銀慶貞, 陶宏麟, 與洪嘉瑜 (2015), "由大學多元入學者的個人背景與滿意度評估多元入學的成效," 《應用經濟論叢》, 98, 1–53。(Yin, Ching-Chen, Hung-Lin Tao, and Chia-Yu Hung (2015), "Evaluation of College Multi-Channel Admission System in Taiwan Based on Individual Background and Satisfaction Level," *Taiwan Journal of Applied Economics*, 98, 1–53.)

劉家樺, 駱明慶, 與伊慶春 (2017), "2001年高中職多元入學方案對升學壓力、時間安排與課外活動和才藝表現的影響," 《經濟論文》, 45, 165–206。(Liu, Chia-Hua, Ming-Ching Luoh, and Chin-Chun Yi (2017), "The Effects of Multi-channel Entrance Program for High Schools in 2001 on Entrance-exam-related Stress, Daily Schedule, Extracurricular Activities, and Art and Talent Performance," *Academia Economic Papers*, 45, 165–206.)

劉淑慧與林怡青 (2002), "國三學生選擇甄選入學學校之抉擇歷程與其影響因素," 《中華輔導學報》, 11, 71–124。(Liu, Shu-Hui, and Yi-Ching Lin (2002), "Decision Making Process and Influencing Factors for Junior High School Students in their Application for Senior High School

臺灣大學學術期刊資料庫

Admission," *Chinese Annual Report of Guidance and Counseling*, 11, 71–124.)

駱明慶 (2018), "誰是台大學生? (2001–2014) — 多元入學的影響," 《經濟論文叢刊》, 46, 47–95。(Luoh, Ming-Ching (2018), "Who are NTU Students? (2001–2014) — the Effects of Multi-Channel Admission Program," *Taiwan Economic Review*, 46, 47–95.)

謝奕弘 (2015), "大學多元入學制度對於大學生表現影響之探討 — 以國立清華大學爲例," 碩士論文, 國立清華大學經濟學系。(Hsieh, Yi-Hung (2015), "Academic/Nonacademic Performance of Undergraduate Students: Does Multi-Admission Program Make a Difference?" Master's thesis, Department of Economics, National Tsing Hua University.)

蘇德祥 (2014), "高中職多元入學滿意度調查分析 — 不同社群及區域的觀點," 《教育研究月刊》, 245, 22–40。(Su, De-Siang (2014), "A Survey on the Satisfaction with Multitrack Admission System of Senior and Vocational High Schools: Do Population and Regional Differences Exit?" *Journal of Education Research*, 245, 22–40.)

Dubin, Jeffrey A. and Daniel L. McFadden (1984), "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica*, 52, 345–362.

McFadden, Daniel L. (1973), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in P. Zarembka (ed.), *Frontiers of Econometrics*, New York: Academic Press.

Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 79, 41–55.

Smith, Jeffrey A. and Petra E. Todd (2005), "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators?" *Journal of Econometrics*, 125, 305–353.

投稿日期: 2018年2月21日, 接受日期: 2018年10月1日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Multichannel Entrance Program for High School and Junior College in 2001 and Subsequent Academic Pressure, Performance in School, and Satisfaction with School

Chia-Hua Liu

Department of Industrial Economics, Tamkang University

The paper uses the Taiwan Youth Project to examine determinants of three entrance channels of the multichannel entrance program for high school and junior college, as well as correlations between the entrance channel and subsequent satisfaction with school and academic pressure. Results indicate that students' academic records during junior high school are correlated with admissions through screening and application channels. Although students' satisfaction with school is increased, their academic pressure is not alleviated after the program. Students entering schools via different channels differ in satisfaction with school and performance in school. Compared to the examination channel, students entering schools via screening and application channels are more satisfied with school and the former also perform better. Students entering schools via the entrance examination and application channels do not differ in academic performance but have different comparative strengths in non-academic performance.

Keywords: multi-channel entrance program, satisfaction with school, academic pressure, performance in school
JEL classification: I20, I21, I28

臺灣大學學術期刊資料庫