DOI: 10.6277/TER.202606_54(2).0002

就讀台北市明星高中對進入好大學的影響

劉家樺・駱明慶*

本文使用「台灣青少年計畫 (Taiwan Youth Project, TYP)」, 分析就讀台北市明星高中對進入好大學的影響。明星高中包括松山高中、成功高中、中山女子高中、台灣師範大學附屬高中、第一女子高中 (北一女)、建國高中 (建中), 好大學涵蓋國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學。為降低遺漏變數偏誤, 分析方法採用精確中斷點迴歸設計 (sharp regression discontinuity design)。結果顯示, 明星高中平均考試成績優於非明星高中。雖然如此, 就讀明星高中對進入好大學機率沒有顯著的影響。將明星高中重新定義為「建中和北一女」, 同樣發現就讀「建中和北一女」沒有增加進入好大學機率的效果。

關鍵詞: 明星高中, 同儕品質, 國立大學, 頂尖國立大學, 精確中斷點迴歸設計

JEL 分類代號: I21, I24, I26, J24

1 前言

雖然各國擁有不同的文化與教育制度, 但一種常見的教育現場安排是依據學生的能力進行分班和分校學習。一般而言, 學生的能力是透過標準化的測驗分數測量而得, 學生將依照所測量的能力進入不同的班級、高中和大學。根據聯合國教育、科學及文化組織 (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization, 簡稱 UNESCO), 在亞太地區教育制度

*作者分別為淡江大學經濟學系副教授與國立台灣大學經濟學系教授。劉家樺為通訊作者 (cliu.jarhua@gmail.com)。作者感謝兩位匿名評審及主編提供的寶貴意見與建議, 使本文的內容更加完善。

臺灣大學學術期刊資料庫

下, 考試成績對個人未來的發展極為重要, 因為考試成績將決定學生進入好的高中和資源豐富的大學 (Hill, 2013)。在這樣的制度背景下, 家長會盡全力確保孩子在考試中獲得好的成績以先順利進入好的高中, 透過同儕的組成來增加日後進入好大學的機率。以我國高中端為例, 學生、家長甚至社會大眾認為進入「明星高中」能提升學習成效, 因為相較於一般高中, 明星高中的升學結果較好 (駱明慶, 2002, 2018)。

Dobbie and Fryer (2014) 指出, 接觸更多和自己一樣成績優秀的同儕或就讀明星高中是否能提升學習成效是一個實證問題。在一方面, 同儕品質較佳的學習環境預期對學習技能、養成良好價值觀、以及厚實人力資本和社會資本會有正面的幫助。但在另一方面, 明星高中的學生之所以能有較好的升學結果是因為他們「本身」就是能力較佳、學習積極性較高的學生, 即使是就讀一般高中他們仍可獲得好的升學結果, 由此觀之, 同儕品質較佳的學習環境不一定能提升學習能力。換言之, 明星高中可能沒有提升學習成就的學校效果。

事實上, 對於剛好跨過明星高中錄取門檻的學生 (文獻上稱為邊際學生 (marginal students)), 就讀明星高中可能會降低他們的學習成效。首先, 面對相對有競爭力的同儕, 他們可能會朝向非學業專長來發展 (Cicala, Jr., and Spenkuch, 2011)。其次, 他們高中學業的排名將會比國中階段差, 學業競爭力的下降可能會對學習效果產生負面的影響 (Attewell, 2001; Murphy and Weinhardt, 2020; Pop-Eleches and Urquiola, 2013; 鄭皓駿與陳婉琪, 2017)。再者, 家長會較傾向依賴學校和同儕來提升孩子的學習成效, 進而降低對孩子的教育投資 (Pop-Eleches and Urquiola, 2013)。最後, 明星高中的老師較可能會採用讓學生自主學習的教學方式, 可能不利於厚實學生自身的學科能力 (黃雅容, 2009)。

在經濟學的國外文獻中, 即使是使用因果推論方法, 高中時期同儕品質的提升對學習成效的影響尚無一致的結論。部分研究發現, 與高品質同儕一起學習能提升學習成效 (Berkowitz and Hoekstra, 2011; Clark and Del Bono, 2016; Ding and Lehrer, 2007; Pop-Eleches and Urquiola, 2013)。但近期研究顯示, 接觸更多和自己一樣成績優秀的同儕或就讀明星高中未必能增進學業表現或提升進入好大學的機會 (Abdulkadiroglu, Angrist, and

臺灣大學學術期刊資料庫

Pathak, 2014; Dobbie and Fryer, 2014; Hoekstra, Mouganie, and Wang, 2018; Zhang, 2016)。綜觀這些研究, 高中時期同儕品質的提升對學習成效的影響似乎與學生所處的環境, 如文化背景或學校選擇性程度, 有著密切的聯繫。

我國現行國中升學制度仍採用高中、高職和五專分流制度。為維持入學的公平性, 國中生升學的機制主要以「考試成績」為主。由於公立學校學雜費較便宜, 而且相較於高職和五專, 高中是以升學為主。[1] 因此學生和家長的志願序是以公立高中作為優先選擇, 公立高職或五專為次佳選擇, 私立高職則為最後選擇。

在考試制度設計之下, 前端的公立高中被稱為明星高中, 其學習環境是由一群考試成績優異的學生所組成。由於父母通常重視同儕品質的學習環境, 並且願意相信身處較佳同儕品質的學習環境能有效提升學習成效, 進而提高子女進入好大學的機率。因此父母會希望其子女能夠進入明星高中學習。在實證上, 明星高中與進入國立大學或頂尖國立大學之間有著高度正相關 (駱明慶, 2002, 2018; 陳素貞與周淑慧, 2010; 莊奕琦與陳晏羚, 2021), 這種相關性著實加深父母期望子女能夠進入明星高中學習。

礙於資料取得, 目前國內文獻尚無研究採用因果推論的方法, 分析就讀明星高中對進入好大學的影響。本文使用中央研究院社會所主導之資料庫「台灣青少年成長歷程研究」, 簡稱「台灣青少年計畫 (Taiwan Youth Project, TYP)」填補這些空缺, 旨在檢視就讀台北市明星高中對進入好大學的影響。

TYP 調查對象是2000年就讀台北縣市和宜蘭縣的國一和國三學生, 但由於本文旨在分析就讀台北市明星高中對進入好大學的影響, 因此只使用台北縣市 (雙北地區) 學生樣本。[2] TYP 研究團隊以升大學結果較佳的公立高中作為台北市明星高中, 包括建國高級中學 (建中)、第一女子高級中學 (北一女)、國立師範大學附屬高級中學 (附中)、中山女子高級中學 (中山女)、成功高中 (成功)、松山高級中學 (松山) 等六所公立高中。根據駱明慶 (2002, 2018), 前述明星高中正好是構成國立台灣大學學生比例最高的前

[1] 自 2006 年起應屆高中畢業生 (普通學程) 升學率已高達 95%以上, 顯示幾乎所有高中畢業生都是以升學為主要目標。

[2] TYP 調查始於台北縣升格為直轄市 — 新北市 — 之前, 台北縣為新北市的舊名。

臺灣大學學術期刊資料庫

六所位於台北市的公立高中。此外, 從2001年實施高中職和五專多元入學方案以來, 這六所明星高中的錄取分數一直是基北區基測登記分發入學的前六名 (何志偉, 2008; 陳素貞與周淑慧, 2010)。[3] 好大學包括國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學等三種。考量醫牙學系的志願序通常優於國立大學, 因此好大學的定義亦涵蓋就讀醫牙學系的學生。頂尖國立大學是依據教育部於2006至2010年間, 以5年5百億重點補助的10所國立大學: 台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學; 明星國立大學則為台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學和成功大學。

利用考試成績決定是否能就讀明星高中, 以及學生和家長偏好以過去的最低錄取分數作為選擇學校的主要參考, 本文的分析方法採用精確中斷點迴歸設計 (sharp regression discontinuity design, 簡稱 sharp RDD), 藉由比較進入明星高中最低分數附近學生在進入好大學比例的差異, 減低遺漏變數的偏誤。

TYP 樣本的幾項特性適合用來檢視這個議題。首先, TYP 於2000年調查台北縣市和宜蘭縣就讀國一和國三學生的長期追蹤固定樣本 (稱為 J1 樣本和 J3 樣本), 從2000年調查至2017年, 樣本平均31歲。長期追蹤固定樣本特性得以讓我們觀察這些學生特性、家庭背景、升高中和升大學的情況。其次, TYP 記錄了高中入學考試成績和入學方式, 因此本文能整理台北縣市登記分發學生進入高中的考試成績。再者, TYP 的樣本分別是最後一屆聯考制度 (J3 樣本) 和第二屆多元入學制度 (J1 樣本) 的學生, 使用相同的課綱及面對大學多元入學制度, 而且高中的志願序也沒有明顯的變化。[4]

本文整理最後一屆高中聯考以及第二屆多元入學基測登記分發進入明星高中的最低錄取分數, 進入明星高中的最低門檻為松山高中, 其最低錄取分數在聯考和多元入學時期分別是603分 (滿分700分) 和258分 (滿分300分)。在中斷點 (cutoff) 的設定上, 本文先計算學生考試成績與進入明星高中最低分數的差異, 稱為指派變數 (assignment variable)。針對 J3 樣

[3]於2005年台北市新增一所公立高中 — 國立政治大學附屬高級中學 (政大附中), 其志願序和錄取分數與松山高中大致相同。

[4]關於學生升高中的志願序和高中升大學制度, 本文在第3節提供更仔細的說明。

臺灣大學學術期刊資料庫

本, 本文將這些差異調整為滿分為300分的差異。在考試制度下, 指派變數是決定學生能否就讀明星高中的唯一變數。當指派變數大於或等於0時, 代表為明星高中學生。

在估計上, 本文採用參數型 RDD、非參數型 RDD、以及局部隨機 RDD 的估計方法 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2019, 2024)。[5] 參數型與非參數型 RDD 的有效性是建立在母體條件平均數在中斷點上 (即進入明星高中最低分數上) 是連續的, 藉由比較中斷點附近學生進入好大學機率的差異, 檢視就讀明星高中對進入好大學的影響。然而, 參數型或非參數型 RDD 的潛在問題在於中斷點附近的樣本數可能太小, 因此使用大樣本的統計推論方法可能會產生統計推論的偏誤, 例如, 過度拒絕虛無假設 (over-reject null hypothesis)。目前文獻並沒有一個明確指引說明中斷點附近的樣本多大才能降低避免統計推論的偏誤, 雖然如此, 本文遵循文獻的建議, 採用兩種方式來降低中斷點附近樣本數不足的潛在問題 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2019, 2024)。

首先, Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 建議使用非參數型 RDD, 統計推論採用穩健統計推論 (robust statistical inference), 將中斷點附近樣本過少所造成的可能誤差 (B) 納入考量, 並將 B 造成額外的變異性納入在迴歸係數變異數, 以這個方式推導 t 檢定統計量、p 值及信賴區間, 以減緩中斷點樣本不足所引發的統計推論偏誤。其次, 採用局部隨機 RDD 的估計方法, 計算明星高中 (實驗組) 和非明星高中 (對照組) 在進入好大學比例差異的精確機率值 (exact p values), 以作為參數型與非參數型 RDD 的穩健性分析 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2024)。這個方法的有效性是建立在存在一個區間 W_0, 在這個區間中樣本是隨機被指派至實驗組和控制組, 是故實驗組和控制組在這個區間的各項特性並沒有統計上的顯著差異, 因此可以比較, 區間內明星高中和非明星高中在進入好大學機率的差異。

在確立 RDD 方法的有效性之後, 本文檢視就讀明星高中對進入好大學的機率的影響。結果發現, 雖然明星高中學生的平均考試成績是優於非

[5]在第4.1節中將仔細介紹這些估計方法。

臺灣大學學術期刊資料庫

明星高中, 但就讀明星高中對進入好大學機率並沒有顯著的影響。另外, 考量部分民眾與家長可能認為台北市的明星高中只有「建中」和「北一女」, 因此本文亦將台北市的明星高中定義為「建中和北一女」, 並重新進行實證分析。分析結果顯示, 就讀建中和北一女沒有提升進入好大學機率的效果。綜合言之, 就讀明星高中並未顯著提升學生日後進入好大學的機率。進入好大學的主要途徑應該是在於保持良好的學習習慣和態度, 透過能力的提升增加進入好大學的機會。[6]

本文其餘的結構如下。第2節為文獻回顧, 依序闡述明星高中與學習成效的關係及相關的實證文獻。第3節為資料。首先介紹資料來源, 然後在3.1節說明分析樣本的篩選條件, 並詳述變數定義; 3.2節呈現敘述統計量。第4節為實證結果。在4.1節中, 說明本文的研究設計, 並於4.2節檢視研究設計的有效性。接著在後續小節中呈現明星高中對進入好大學的影響。第5節為結論。

2 文獻回顧

2.1 明星高中與學習成效的關聯性

一般而言, 社會對於明星高中持有一套共同的認定標準, 包括學校聲望、入學考試成績, 以及畢業生的升學情況等 (Abdulkadiroglu, Angrist, and Pathak, 2014; Hoekstra, Mouganie, and Wang, 2018; 黃雅容, 2009)。整體而言, 明星高中在升學結果的表現上會優於非明星高中。這一現象普遍被解讀為, 明星高中的學生能夠透過較佳的同儕品質來促進自己的學習效果。然而, 對於那些剛好達到明星高中入學門檻的學生 — 即所謂的邊際學生 — 而言, 就讀明星高中並不一定對學習成效有正面的影響 (Dobbie and Fryer, 2014, p. 62)。

[6]作為一項補充性的輔助分析 (未於本文中呈現), 家長與一般民眾亦可能關心, 就讀明星高中或建中與北一女 (簡稱建北) 是否會顯著提高學生進入「台灣大學 (簡稱台大)」, 或「台大或醫牙學系」的機率。為回應此一常見關切, 本文在不改變主要研究設計的前提下, 將結果變數改為是否錄取台大, 以及是否錄取台大或醫牙學系, 並沿用本文之 RDD 方法進行估計。分析結果顯示, 就讀明星高中或建北對錄取台大、錄取台大或醫牙學系, 皆未呈現統計上顯著的影響。換言之, 即使將結果變數改成「上台大」或「上台大或醫牙學系」也沒有改變本文主要實證結論。

臺灣大學學術期刊資料庫

從一方面來看, 同儕品質的提升確實可能對邊際學生的學習帶來正面的影響, 因為更優質或更齊質的同儕有助於提升學習技巧、培養正面的價值觀, 以及加強人力資本和社會資本的累積。考量到學業成績與不良行為呈現負相關 (Lin and Yi, 2016), 通過考試成績的篩選, 預期明星高中的學生不僅學業表現優異, 偏差行為的比例也會比較低, 因此這樣的學習環境會有較低的負向外部性 (Carrell and Hoekstra, 2010; Hoxby and Salyer, 2006; Lazear, 2001)。

然而, 在某些情況之下, 更齊質的學習環境可能不利於邊際學生提升學習成效。首先, 從「比較利益」的角度出發, 邊際學生因成績「剛好」越過入學門檻, 與其他同學相比, 他們的學科能力較低, 這可能驅使他們專注在非學科能力的發展, 從而影響學業表現 (Cicala, Jr., and Spenkuch, 2011)。其次, 進入明星高中後, 這些學生可能會感受到自己像是「小魚進入大池塘 (a small fish in a big pond)」, 在學業成績上的相對排名可能會下降, 這種變化會降低他們的學習成就感, 進而影響學習效果 (Attewell, 2001; Murphy and Weinhardt, 2020; Pop-Eleches and Urquiola, 2013; 鄭皓駿與陳婉琪, 2017)。再者, 當孩子進入較好的高中後, 父母可能會更依賴學校和同儕來提升孩子的學習, 從而減少對孩子教育投入, 例如監督學習和協助完成作業等 (Pop-Eleches and Urquiola, 2013)。

最後, 由於明星高中學生的整體學科能力較好, 明星高中的老師可能更傾向讓學生自主學習, 這種學習方式可能不利於邊際學生累積學科能力 (黃雅容, 2009)。黃雅容 (2009) 使用「台灣高等教育資料庫」中的 2005 學年度新生資料比較明星高中和一般高中的學習經驗, 發現明星高中的老師更傾向於採用主動學習的教學方法。然而, 相較於一般高中學生, 明星高中學生補習的比例較高, 閱讀課外書籍的頻率也比較低, 這反映出大多數明星高中學生認為學校的授課內容不足以應對大學入學考試, 因此他們更依賴補習來加強學科能力。簡言之, 雖然透過考試成績的篩選, 明星高中的同儕品質預期會比較好, 但同儕品質的提升或就讀明星高中是否真能增進學習成效是個實證問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

2.2 同儕品質、明星高中對學習成效影響的實證結果

既有國外文獻使用因果推論方法 (如中斷點迴歸設計) 檢視同儕品質上升或就讀明星高中對學習成效影響, 但高中時期同儕品質的提升對學習成效的影響尚無一致的結論。研究結果往往取之於研究者所使用的資料, 如樣本的文化特徵、學校選擇性的程度等因素。

部分研究發現, 高中階段同儕品質的提升, 對於學習成效有正面的影響 (Berkowitz and Hoekstra, 2011; Clark and Del Bono, 2016; Ding and Lehrer, 2007; Hoekstra, Mouganie, and Wang, 2018; Jackson, 2010; Pop-Eleches and Urquiola, 2013)。部分研究發現暴露在更多優秀同儕的學習環境並不會提升自己的成績, 也不會增加進入好大學的機率 (Abdulkadiroglu, Angrist, and Pathak, 2014; Clark, 2010; Dobbie and Fryer, 2014; Lucas and Mbiti, 2014; Dee and Lan, 2015; Zhang, 2016)。Hoekstra, Mouganie, and Wang (2018) 進一步指出, 雖然進入不同程度的選擇性高中均能夠提升同儕品質, 但只有進入最具選擇性高中學校 (該文的 Tier I 高中學校) 才對考試成績有顯著的影響, 因為最具選擇性的高中其教師的品質會比較高。這個結果隱含, 學生學業成績的進步與教師品質的提升較有關聯性。

國外文獻也檢視能力分班 (tracking) 對學習成效的影響。如同明星高中與學習成效的關係, 這部分文獻亦發現透過考試成績進行能力分班對日後的學習影響並沒有一致性的發現。部分研究支持分班能提升學習成效 (Duflo, Dupas, and Kremer, 2011; Vardardottir, 2013), 但亦有研究則未發現這樣的效果 (Tangvatcharapong, 2020)。

國外文獻亦關心資優班學程 (gifted and talented programs) 對學生學習成效的影響。相關研究發現, 讓學業能力較佳的學生接受更高階的課程並沒有提升他們的學業表現 (Bui, Craig, and Imberman, 2014; Card and Giuliano, 2016; Cohodes, 2020)。然而, 部分研究發現有效果 (Booij, Leuven, and Oosterbeek, 2017) 或存在異質性效果 (Card and Giuliano, 2016)。就異質性效果來說, Card and Giuliano (2016) 發現資優班學程對來自於黑人和西班牙裔等學生的學習表現有正面顯著的影響, 可能是因為事前的篩選, 這些課程的老師和同儕均較無種族的偏見。有別於前述文獻, Cohodes (2020) 關注長期效果, 發現資優班學程對學生的長期發展有幫助, 例如高

臺灣大學學術期刊資料庫

中是否畢業和是否有考 SAT 考試, 這些對提高進入大學的機會很重要。這種長期的正面影響對少數族裔學生 (如黑人和拉丁裔) 特別明顯。

相較於國外文獻, 國內文獻在探討明星高中、同儕品質對學習成效的影響仍相當有限。在明星高中部分, 相關研究主要探討明星高中與進入好大學之間的關聯性 (陳素貞與周淑慧, 2010; 莊奕琦與陳晏羚, 2021)。莊奕琦與陳晏羚 (2021) 使用「台灣青少年計畫」分析台北縣市和宜蘭縣學生就讀明星高中對進入頂尖國立大學的影響。在該文中, 台北市明星高中包括建中、北一女、附中、中山女、成功、松山, 宜蘭縣明星高中為宜蘭高中、蘭陽女中和羅東高中。頂尖國立大學包括台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學。在控制學生各項表徵 (如國小、國中班級成績) 及家庭背景等, 分析結果顯示就讀明星高中與進入頂尖國立大學呈正向關係, 相較於非明星高中的學生, 明星高中學生未來能升學至頂尖國立大學的相對勝算比高達 2.5 至 2.9 倍。陳素貞與周淑慧 (2010) 使用 2004 至 2008 學年度 28 所台北市公立高中生就讀公立大學比例與登記分發基測成績的資料, 發現基測分數排序前七名的公立高中與這些高中畢業生錄取公立大學的比例排序相同, 兩者呈高度正相關, 其相關係數高達 0.96。然而其他高中的基測成績與錄取公立大學比例並沒有這樣明顯的排序關係。

雖然前述二篇研究均發現明星高中與進入好大學存在正向關係, 但其理由卻不相同。莊奕琦與陳晏羚 (2021) 是認為明星高中本身能夠提升學生的學習成效, 進而增加就讀公立大學的可能性。陳素貞與周淑慧 (2010) 的結果是隱含明星高中畢業生就讀公立大學比例比較高並非導因於明星高中, 而是導因於這些學生的原先學科能力就比較好。換言之, 明星高中能否提升學習成效仍有待研究使用因果推論的方法來釐清。

在同儕品質部分, 相關研究是使用「台灣教育長期追蹤資料庫」分析同儕品質對學習成就的影響。關秉寅 (2016b) 檢視 8–9 年級能力分班對 9 年級學習成就的影響, 利用學校問卷將學校分成 3 種類型: (1) 完全沒有分班, (2) 部分年級有分班, (3) 各年級都有分班。結果發現能力分班對學習成就的影響會因學校類型不同而有不同的影響。只有就讀部分年級有能力分班的學校, 8–9 年級間就讀前段班對 9 年級學習成就有正向的影響, 就讀其餘兩種類型學校的前段班並不影響學習成就。關秉寅 (2016a) 指出國中同儕

臺灣大學學術期刊資料庫

的補習風氣不會影響個人的學習成就。鄭皓駿與陳婉琪 (2017) 發現同儕成績與個人成績呈正向關係。[7]

綜上討論可知, 礙於資料取得的限制, 目前國內文獻並未能有系統地研究明星高中對升大學結果的影響。這些研究均著重於分析明星高中與進入國立大學或頂尖國立大學的相關性 (陳素貞與周淑慧, 2010; 莊奕琦與陳晏羚, 2021), 尚無研究使用因果推論的研究方法檢視這個議題。本文使用精確中斷點迴歸設計, 分析就讀明星高中對進入好大學的影響。

3 資料

本文使用「台灣青少年成長歷程研究」, 簡稱「台灣青少年計畫 (Taiwan Youth Project, 簡稱 TYP)」。TYP 是由中央研究院社會學研究所於 2000 年開始的一項長期追蹤調查, 調查對象為該年度就讀新北市 (原台北縣)、台北市和宜蘭縣國中一年級和三年級的學生 (稱為 J1 樣本和 J3 樣本, 平均年齡為 13 歲和 15 歲)。TYP 以這些學生作為長期追蹤固定樣本, 其調查可分成青少年期 (2000–2009) 和成年期 (2011–2017) 二個階段, 其中 J1 青少年期有 9 波 (國一至高三有 6 波, 大一至大四有 3 波), J3 有 8 波 (國三至高三有 4 波, 大一至大四有 3 波, 研二有 1 波), 成年期合併兩群樣本分別於 2011、2014 及 2017 年進行 3 波調查。在國中階段時, 除了收集學生資料, TYP 也對學生家長和國中導師進行問卷調查。TYP 抽樣設計是使用「分層多階段叢集抽樣」, 其中「縣市」和「鄉鎮市區」分別為第一分層和第二分層。在第二分層中, 再進行兩階段叢集抽樣, 第一階段以「學校」為抽取單位, 第二階段以「班級」為最終抽取單位。總共抽取了 40 所學校, 162 班級, 其中一年級和三年級各抽取 81 班級, 人數分別為 2,696 人和 2,890 人。第一波受訪人數為 2,690 人和 2,851 人。

本文使用青少年階段 (2000–2009) 調查資料, 利用這些資料整理出, 大學升學結果、高中升學結果、國中升高中考試成績、高中入學方式、性別、國中曾擔任學生幹部經驗 (班級幹部、社團幹部、班級小老師)、國中曾代表

[7]值得說明的是, 鄭皓駿與陳婉琪 (2017) 旨在分析個人班級成績排名對學習成就的影響。為了排除同儕能力對學習成就的影響, 該文控制排除受訪者的班級平均成績, 並發現班級平均成績與個人學習成績呈正向關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

班級或學校參加才藝比賽、國中班級人數、父母親教育程度、國中家庭月收入、家庭凝聚力、是否為獨生子女。

3.1 樣本篩選和變數說明

本文採用精確中斷點迴歸設計 (sharp RDD, 詳見第 4.1 節說明), 分析台北市明星高中對進入好大學的影響。首先說明分析樣本的篩選條件: (1) 只使用來自於新北市與台北市 (雙北地區) 樣本, 且有入學考試成績的訊息。(2) 在高一階段 (J1 第四波、J3 波第二波) 必須是就讀普通學程的高中生, 因此透過重考而進入高中就讀的樣本將不納入分析樣本中。[8] (3) 分析樣本必須是透過入學考試成績進行「登記分發」入學, 即入學考試成績可完全決定進入哪一所高中學校就讀。[9] (3) 排除能夠進入明星高中但卻選擇不進入明星高中的學生。[10] (4) 排除大一至大四期間的調查皆未受訪的受訪者。依照前述要件篩選分析樣本, 並刪除解釋變數有遺漏的樣本, 最終樣本數為 870。J1 樣本和 J3 樣本分別有 502 和 368。

接著說明 RDD 的重要變數, 包括 (1) 指派變數 (assignment variable; forcing variable; running variable), (2) 處置變數 (treatment variable), (3) 被解釋變數 (dependent variable; outcome variable)。在本文中,「指派變數」為高中入學考試成績;「處置變數」為高中升學結果, 包括台北區 (基北區) 明星高中和非明星高中, 其中明星高中包括建國高級中學 (建中)、第一女子高級中學 (北一女)、國立師範大學附屬高級中學 (附中)、中山女子高級中學 (中山女)、成功高中 (成功)、松山高級中學 (松山) 等六所位於台北市

[8]根據教育部統計資料顯示, 於 2000 年時我國國中畢業生升學的比例已高達 95%以上。在 TYP 樣本中, 高一階段調查時回答在校讀書的比例為約 96.5%, 相當接近。

[9]在此補充說明, J3 樣本為末代高中聯考學生, J1 樣本為第二屆多元入學方案學生, 前者是使用「台北區高中聯考分數」進入登記分發入學, 而後者則是採用「全國性基測成績」於基北區進行登記分發入學。

[10]本文發現有 3 位學生的考試成績可以進入台北市明星高中之一的松山高中, 但卻選擇就讀其他學校。J1 樣本中有兩位同學的基測成績 (滿分 300 分) 分別為 260 分和 258 分, 可以就讀松山高中, 但分別就讀市立大同高中和市立景美女中。J3 樣本中有一位同學的高中聯考分數 (滿分 700 分) 為 603 分, 其成績可進入松山高中但卻讀板橋高中。我們並沒有足夠的訊息來推論這些樣本的訊息是否有誤植情況。由於研究設計所需, 本文刪除這三個樣本 (詳見第 4.1 節)。在排除這些樣本之後, 考試分數完全決定學生是否能進入明星高中, 當學生的分數已達進入明星高中最低錄取分數時, 會就讀明星高中, 反之則不會。

臺灣大學學術期刊資料庫

的高級中學。如前所述, 民眾對明星高中的定義通常是以傳統名聲、入學考試成績、或過去升大學的結果作為認定標準。TYP 研究團隊定義前述六所高中作為台北區的明星高中, 主要是以升大學結果較佳的公立高中為主。根據駱明慶 (2002, 2018), 於 1997 年以來, 台大學生中來自於台北市高中畢業生, 比例最高的六所高中分別是建中、北一女、附中、中山女、成功、松山。即使是透過錄取率來觀察, 這六所學校錄取台大的比例依舊是台北市排名前六的公立高中。另外, 從 2001 年實施高中職和五專多元入學方案以來, 這六所明星高中的錄取分數一直是基北區基測登記分發入學的前六名 (何志偉, 2008; 陳素貞與周淑慧, 2010)。根據這些原因, 本文依據 TYP 資料所定義的台北市明星高中來進行分析。不過, 部分民眾和家長可能會認為台北市的明星高中只有建中和北一女, 因此本文後續的實證分析會將明星高中定義為「建中和北一女」, 重新檢視明星高中對進入好大學的影響。在這部分的分析, 本文刪除 4 位入學分數有疑慮的受訪者, 樣本數為 866。[11]

在我國高中入學制度之下, 各考區登記分發入學管道是以「考試成績」來決定分發至該考區的某所高中學校就學。所有的學生必須在完成入學考試之後才會知道進入「明星高中」的最低錄取分數, 這表示個人要透過操作考試分數來決定是否進入明星高中是相當困難, 幾乎是不可能。因此處置變數主要是由指派變數所決定的。

被解釋變數為升大學結果, 包括國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學等三種。頂尖國立大學的定義是依據教育部於 2006 至 2010 年間, 以五年五百億重點補助的十所國立大學: 台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學; 明星國立大學則為台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學和成功大學。對於升大學變數的設定, 有幾點需要補充說明。首先, 我國學子在選讀醫牙學系的志願序通常優於就讀國立大學的其他學系, 因此國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學的定義皆包含就讀醫牙學系的學生。其次, 如同

[11] 由於研究設計需要 (詳見第 4.1 節), 我們刪除入學成績達明星高中最低門檻者, 但卻沒有就讀明星高中的受訪者。在高中聯考時期, 進入建中和北一女的最低錄取考試分數為 626 (滿分 700), 在多元入學方案則是 273 (滿分 300), 其中有 2 位成績 (270 和 271 分) 未達北一女卻讀北一女 (均為 J1 樣本), 有 2 位成績可讀建中或北一女但卻讀師大附大 (J1 和 J3 樣本各 1 位, 分數為 273 和 637 分)。

臺灣大學學術期刊資料庫

多數追蹤調查一般, 並非所有樣本都會出現在各波調查。以 J1 樣本為例, 某些樣本在升大一的年紀 (第七波) 時未被調查到, 但升大二的年紀時 (第八波) 或升大四的年級 (第九波) 又接受調查。TYP 在樣本 18 至 22 歲階段進行了三波調查, 均詢問樣本就讀大學的情況, 其中 J3 樣本於第五至第七波詢問, J1 樣本於第七至第九波皆詢問。由於 TYP 問卷並未詢問樣本正就讀大學是否透過是「重考或轉學」, 因此本文採用樣本第一次回報的大學結果, 此舉應可降低重考或轉學的可能性, 並減緩重考或轉學對估計結果的可能影響。另外, 從中斷點研究設計的角度出發 (詳見第 4.1 節), 中斷點附近的學生會有相似的特性, 因此假設他們相似的重考或轉學意願應尚屬合理的假設。

由於本文採用學生資料分別適用於不同的高中入學制度, J3 樣本為末代高中聯考學生, J1 樣本為第二屆全多元入學方案學生, 他們升高中的志願序、高中課綱, 以及升大學制度是否相同需要進一步說明。

首先, 在志願序部分, 本文發現, 若以分數來排列志願序的話, 這兩群學生並沒有明顯的變化。表 1 依照登記分發最低錄取分數整理了雙北地區前 16 名的高中, 其中聯考時期分數滿分為 700 分已轉換為滿分 300 分。雙北地區學生的第一志願為台北市明星高中, 進入明星高中的最低門檻為松山高中, 最低錄取分數為約 258 分。[12] 明星高中占分析樣本的比例約 12.5%, 代表考試成績必須排序在前 12%才有機會進入台北市明星高中。若以「建

[12]關於松山高中最低錄取分數, 本文有兩點補充說明。首先, 在聯考時期 (滿分 700 分) 和多元入學方案 (滿分 300 分), 松山高中最低錄取分數分別為 603 分和 258 分, 透過將聯考分數由滿分 700 分轉換為滿分 300 分, 發現松山高中最低錄取分數為約 258 分。其次, 關於松山高中最低錄取分數的訊息是來自於以下幾個來源。在聯考時期松山高中最低分數部分, 根據 1998 年中國時報的一則報導, 台北區公立高中聯招會從 1999 學年度不再公布各校最低分數, 希望藉此淡化學生和家長以考試分數作為選擇學校的優先考量。本文透過聯合知識庫找到一則報導,「在收卡學校之一松山高中發生一個小插曲, 早上約八點在穿堂及家長休息區, 有人散發並張貼一張來自補習班的傳單, 傳單上的高中志願排行榜將松山高中排在成功高中前, 標明約需 610 到 617 分才能進入松山高中, 成功高中則需要 604 分。由於這項排行和傳統排行不同, · · ·」(潘彥妃, 2000)。本文以此推論松山高中的最低分數應在 604 分左右, 但由於本文的使用資料中, 松山高中的最低分數為 603 分, 故以此作為松山高中的最低分數。在第二屆多元入學方案登記入學部分, 本文參考了何志偉在個人部落格 (URL: https://reurl.cc/L4gZQ7) 所整理台北區公立高中最低錄取分數, 發現 2002 年松山高中最低分數為 258 分。這個分數與本文的資料吻合, 故以 258 分作為 2002 年松山高中最低分數。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 依登記分發最低錄取分數排序台北區前16所高中

最低錄取分	全部樣本			J3 樣本			J1 樣本		
由高至低	學校名稱	最低分	中位數	學校名稱	最低分	中位數	學校名稱	最低分	中位數
1	市立建國高中	270	275.5	市立建國高中	270	273	市立建國高中	273	281
2	市立北一女中	268	273	市立北一女中	268	270	市立北一女中	270	283
3	國立師大附中	266	269	國立師大附中	266	267	國立師大附中	268	269.5
4	市立中山女中	261	264	市立中山女中	261	263	市立中山女中	262	266
5	市立成功高中	260	262	市立成功高中	260	261.5	市立成功高中	261	262
6	市立松山高中	258	259	市立松山高中	258	259	市立松山高中	258	259
7	市立大同高中	254	256	市立大同高中	255	256	市立大同高中	254	255
8	縣立海山高中	248	251	市立景美女中	252	253.5	市立中崙高中	247	251
9	市立中崙高中	247	251	市立麗山高中	252	254.5	市立景美女中	241	248
10	市立景美女中	241	249	縣立海山高中	248	251	私立延平高中	240	248
11	私立延平高中	240	245.5	市立內湖高中	245	251	市立大直高中	239	240
12	市立大直高中	239	244.5	市立大直高中	244	245	市立麗山高中	239	241
13	市立麗山高中	239	243	市立西松高中	244	246.5	縣立板橋高中	239	251
14	縣立板橋高中	239	251	縣立板橋高中	244	251	縣立中和高中	235	240
15	縣立中和高中	235	247	私立延平高中	243	243	市立內湖高中	235	240
16	市立內湖高中	235	245	縣立中和高中	240	248	市立和平高中	232	240
				市立中正高中	240	248	市立西松高中	232	235

說明: 樣本數為 870, J3 樣本數 368, J1 為 502。TYP 調查始於台北縣升格為直轄市 — 新北市 — 之前, 台北縣為新北市的舊名, 縣立高中為台北縣內的公立高中。明星高中占分析樣本的比例約 12.5%。表中排序是依最低分數進行排序前 16 所高中, 其中 J3 樣本和 J1 樣本中各有一所相同最低分, 故各增列一所高中。前六所學校為台北市明星高中, 進入明星高中的最低門檻為松山高中, 在聯考時期 (滿分 700 分) 和多元入學方案 (滿分 300 分) 最低錄取分數分別為 603 分和 258 分。表中數字已將聯考時期分數從滿分 700 分換為滿分 300 分。

中和北一女」作為台北市的明星高中, 明星高中占分析樣本的比例只約 4%。另外, 雙北地區學生高中志願的次佳選擇包括了, 台北市立大同高中、中崙高中、景美女中、大直高中、麗山高中、內湖高中、和平高中, 新北市立海山高中、板橋高中、中和高中, 以及私立延平高中等學校。

其次, 兩群學生在高中課綱和升大學的制度上並無二致。兩群學生分別於 2000 年和 2002 年 9 月進入高中就讀, 使用課綱均為 1995 年版「高級中學課程標準」。[13] 在大學入學制度, 兩群學生均適用大學多元入學。在這個制度下, 學生可透過「學科能力測驗 (簡稱學測)」來進行「個人申請入學」或「推薦甄選入學」, 亦可透過「指定科目考試 (簡稱指考)」來進行「考試分發入學」。[14] 綜上可知, 這兩群學生進入高中志願序, 以及進入高中後

[13] 1995 年版的課綱適用學生範圍為 1999 至 2005 學年度高一新生。

[14] 大學聯招制度雖然在 2002 年才正式廢除, 但是 1993 年後即針對「一試定終生」的相

臺灣大學學術期刊資料庫

所面臨的教育制度 (課綱和升學制度) 均無明顯的差異。

除了前述變數之外, 其他控制變數包括個人特性和家庭背景。個人特性有女性、國中曾擔任學生幹部 (班級幹部、社團幹部、班級小老師)、國中曾代表班級或學校參加才藝比賽經驗、國中班級人數。家庭背景包括父親學歷為專科以上、母親學歷為專科以上、國中家庭月收入 (取對數後)、家庭凝聚力、獨生子女。家庭凝聚力是透過9個問題測量而得, 主要來捕捉受訪者主觀感受到家庭互助和情感相依的程度, 包括 (1) 家人彼此間的關係比外人的關係來得密切、(2) 家人彼此間覺得很親近、(3) 作決定時, 家人會彼此商量、(4) 家人喜歡共度休閒時光、(5) 當有家庭活動時, 我們家每個人都會參加、(6) 我們喜歡一家人共同做某些事、(7) 家人會接納彼此的朋友、(8) 我受到挫折時, 總可以從我的家人那裡得到安慰、(9) 要幫忙或忠告時, 我可以依賴我的家人。這九題的答項均為「非常符合」、「還算符合」、「不太符合」、「非常不符合」。本文進行反向計分, 將回答「非常符合」至「非常不符合」依序設為4分至1分, 並計算每一位受訪者在這九題的平均分數, 以此作為家庭凝聚力的程度, 分數愈高者, 其認知的「家庭凝聚力」愈高。

3.2 變數敘述統計

表2呈現變數敘述統計, 被解釋變數包括國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學, 比例依序為25.2%、10.7%、7.2%。本文最主要的解釋變數包括明星高中和基測分數, 明星高中的比例為12.5%, 平均基測分數約221分 (滿分300), 其中最低分為69、最高分為289 (未呈現於表2中)。平均分數與進入明星高中最低分數相差約37分, 即258分為就讀明星高中的最低門檻分數。

關考招制度進行改革, 分別在1994年和1998年試辦「推薦甄選」和「申請入學」。於2002年正式實施大學多元入學, 並在2004年將「推薦甄選」改稱為「學校推薦」, 將「申請入學」改為「個人申請」, 至此大學入學管道可分為「學校推薦」、「個人申請」、「考試分發」等三種。此外, 大規模實施繁星計畫始於2010年, 因此這兩波學生均只適用「學校推薦」入學, 不適用「繁星推薦」入學。根據2019年《教育統計》, 在2002年至2013學年度以前考試分發入學仍是大學入學的主要管道, 在2004至2008學年度 (即本文的分析樣本期間), 個人申請, 學校推薦, 以及考試分發的分配比分別介於10.23%至16.97%, 6.06%至7.9%, 以及71.21%至80.55%, 而其他管道介於3.25%至7.4% (教育部, 2019)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 變數敘述統計

			平均數		
	平均數	標準差	非明星高中	明星高中	差異
被解釋變數					
國立大學	0.252	0.434	0.196	0.642	0.446
頂尖國立大學	0.107	0.309	0.057	0.459	0.402
明星國立大學	0.072	0.259	0.028	0.385	0.358
解釋變數					
明星高中	0.125	0.331			
基測/聯考分數 (滿分 300)	221.229	35.414	214.577	267.670	53.093
指派變數 (考試分數 −258)	−36.770	35.417	−43.426	9.698	53.124
J1 樣本	0.577	0.494	0.585	0.523	−0.062
女性	0.513	0.500	0.519	0.468	−0.051
曾任國中班級幹部	0.907	0.291	0.898	0.972	0.075
曾任國中社團幹部	0.260	0.439	0.250	0.330	0.081
曾任國中班級小老師	0.826	0.379	0.807	0.963	0.156
曾代表國中班級或學校參加才藝比賽	0.667	0.472	0.652	0.771	0.119
國中班級人數	35.770	5.664	35.615	36.853	1.238
父親學歷專科以上	0.439	0.497	0.406	0.670	0.264
母親學歷專科以上	0.297	0.457	0.267	0.505	0.238
家庭月收入 (取對數)	11.087	0.470	11.062	11.258	0.196
家庭凝聚力 (1至4分)	2.104	0.610	2.116	2.020	−0.096
獨生子女	0.064	0.246	0.066	0.055	−0.011
樣本數	870		761	109	

說明: 高中校數為91所, 明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中, 其中進入明星高中最低門檻分數為258分。頂尖國立大學是依據教育部於2006至2010年間, 以五年五百億重點補助的十所國立大學: 台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學; 明星國立大學則為台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學和成功大學。

臺灣大學學術期刊資料庫

其他解釋變數部分, J1 樣本約 58% (對照組為 J3 樣本約 42%), 51%是女性, 國中曾任班級幹部、社團幹部、班級小老師的比例分別約 91%、26%、83%, 國中曾代表班級或學校參加才藝比賽比例約 67%。國中平均班級人數約 36 人 (最低 14 人, 最高 54 人, 這些數字未呈於表 1 中)。父親、母親學歷為專科以上的比例約 44%、30%, 取對數後的家庭月收入為 11.09。家庭凝聚力平均是 2.1 (滿分 4), 獨生子女的比例為 6.4%。

表 2 後三欄也整理明星高中和非明星高中在被解釋變數和解釋變數上的差異。相較於非明星高中學生, 明星高中學生就讀國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學的比例多出約 45%、40%、36%, 其基測分數高出約 53 分 (約 1.5 個標準差)。在其他解釋變數上, 明星高中的 J1 樣本、女性、獨生子女比例較低, 他們在國中時擔任學生幹部及代表班級或學校參加才藝比賽的比例較高、就讀的國中班級人數較多。此外, 他們的家庭背景也較佳, 例如他們父母學歷在專科以上的比例分別約 67%、50.5%, 非明星高中學生父母學歷在專科以上的比例則分別為 40.6%、26.7%, 兩者在父母學歷專科以上比例差異約 26%、24%。

在考試制度 (登記分發入學) 之下, 考試成績是決定進入明星高中的唯一因素, 因此預期明星高中學生的平均考試能力是優於非明星高中。雖然如此, 我們仍可以比較明星高中和非明星高中入學成績的差異, 以及明星高中最低入學分數附近的學生, 他們入學成績的差異。具體而言, 本文將考試入學分數進行標準化為平均數為 0, 標準差為 1, 接著計算各高中學校的平均標準化分數 (簡稱標準化入學成績)。若在中斷點附近, 我們沒有觀察到明星高中的入學成績比較高, 這代表著本文的研究設計可能存在問題, 即有其他因素可以決定學生進入明星高中。

表 3 呈現明星高中與非明星高中在入學考試成績的差異, 其中高中總校數為 91 間, 左半部是將明星高中定義為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中, 右半部則將明星高中定義為建中和北一女。表 3 顯示, 相較於非明星高中, 明星高中標準化入學成績分別高出 1.49 標準差和 1.62 標準差。

本文進一步將入學分數限縮在進入明星高中最低門檻附近 (即中斷點附近區域), 觀察明星高中和非明星高中考試分數的差異。圖 1 左邊是呈現六所高中定義下的明星高中, 分數區間設定在正負 31, 這是因為明星高中

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 明星高中與非明星高中標準化入學成績的差異

	非明星高中	明星高中	差異	非建中和北一女	建中和北一女	差異
標準化入學成績	−0.183	1.307	1.49	−0.074	1.542	1.62
學校個數	85	6		89	2	
樣本數	761	109		830	36	

說明: 標準化入學成績為平均數 0, 標準差 1。左邊的明星高中定義為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中, 約 12.5%, 右邊的明星高中為建中和北一女, 約 4.2%。

最高分為中斷點加 31 分; 右邊則呈現建中和北一女, 分數區間設定在正負 16, 因為在此定義下的明星高中其最高分為中斷點加 16 分。然後透過 Stata 軟體中的 rdplot, 圖 1 描繪中斷點附近明星高中和非明星高中考試成績的差異。[15]

圖 1 顯示, 在中斷點附近, 明星高中考試成績是高於非明星高中考試成績, 這個結果符合進入明星高中是由考試成績所決定。進一步對比表 3 的結果, 發現將分數範圍限縮至中斷點附近 (即進入明星高中最低分數附近), 明星高中和非明星高中的考試能力差異縮小許多, 左邊差異約 0.2 個標準差, 右邊差異約 0.1 個標準差, 遠低於表 3 所觀察到明星高中和非明星高中在考試成績上的差異 (分別是 1.49 和 1.62 個標準差)。

4 實證結果

4.1 實證策略

本小節說明本文的實證模型。本文使用中斷點迴歸設計 (RDD), 檢視明星

[15] rdplot 指令旨在描繪在中斷點研究設計中, 中斷點附近樣本的差異。這個指令被包裹在 rdrobust 指令之中, 詳見 Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a)。研究者可以選擇使用均勻分配或分位數分配的方式 (evenly spaced or quantile-spaced partitions) 來決定左右兩側 bin 個數。根據 Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a, pp. 926–927), 透過極小化整合平均平方誤差決定左右兩側最適 bin 個數, 能有效推估未知母體條件平均數 (they derive an integrated mean squared-error (IMSE) -optimal choice, which is explicitly tailored to produce binned sample means that "trace out" underlying regression function)。

臺灣大學學術期刊資料庫

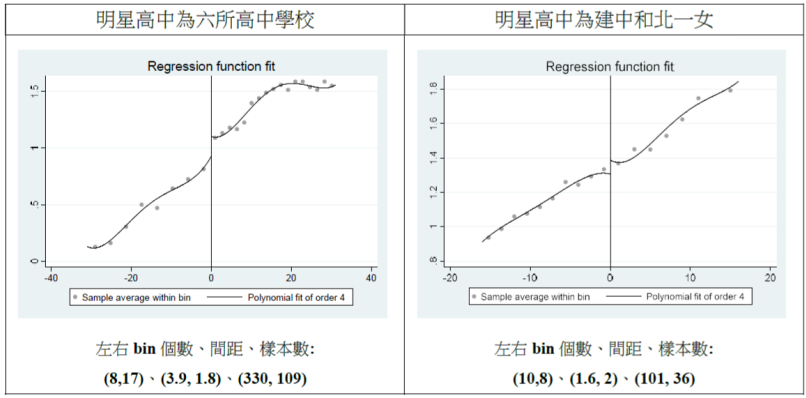


圖 1: RD 散布圖 — 明星高中與非明星高中在考試成績的差異

說明: 本圖是利用 Stata 軟體中的 rdplot 指令繪圖。左圖明星高中包括松山、成功、中山女、附中、北一女、建中, 其指派變數範圍是介於 −31 至 31, 而右圖明星高中為建中和北一女, 其右圖指派變數範圍則是介於 −16 至 16。其中左邊和右邊明星高中最高成績分別是中斷點 (0) 加 31 分與加 16 分。間距為指派變數的間距, 左右兩側間距分別採用等距劃分 (evenly space), 其中最適 bin 個數是透過極小化整合平均平方誤差來決定 (Calonico, Cattaneo, and Titiunik, 2014a)。由於 Y 軸變數不同, bin 個數會有些微的差異。

高中對進入好大學的影響, 藉由此法估計來降低遺漏變數的影響。[16] 中斷點迴歸設計可分成精確和模糊中斷點迴歸設計 (sharp and fuzzy RDD), 以本文的研究問題而言, 精確 RDD 適合用在考試分數可以完全決定學生是否能進入明星高中就讀, 而模糊 RDD 適合用在考試分數只能部分決定是否能進入明星高中。在登記分發入學制度設計之下, 考試分數可完全決定學生進入哪所高中, 因此本文使用精確 RDD 進行實證分析。[17]

本文的分析樣本包括聯考和多元入學方案時期的學生, 前者高中聯考滿分為 700 分, 進入明星高中 (即松山高中) 最低分數為 603 分, 後者基測考試滿分為 300 分, 進入明星高中最低分數為 258 分。在中斷點 (*cutoff*) 的

[16]本小節的實證模型主要是參考 Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare (2017), Cattaneo, Idrobo, and Titiunik (2019), Cattaneo, Idrobo, and Titiunik (2024) 改寫而成, 其中 M. D. Mattaneo 與 R. Titiunik 這兩位作者於 2021 年 NBER 分享中斷點迴歸方法最新的進展, 這個課程網址為: (URL: https://reurl.cc/XAyXRe)。

[17]如前所述, 本文使用資料中只有 3 位學生其分數達至明星高中最低門檻分數, 但沒有就讀明星高中, 本文排除這些學生, 以利使用精確 RDD。

臺灣大學學術期刊資料庫

設定上, 本文先計算學生考試成績與進入明星高中最低分數的差異, 針對 J3 樣本, 會將這些差異調整為滿分為 300 的差異, 並將這個差異定義為指派變數 (R)。[18] 計算方式如式 (1) 所示:

$$R_i = \text{cutoff}_i = \begin{cases} \text{cutoff}_i^{J3} = \left(\text{score}_i^{J3} - 603\right) \times (300/700), & \text{if } i \in J3, \\ \text{cutoff}_i^{J1} = \text{score}_i^{J1} - 258, & \text{if } i \in J1。 \end{cases} \tag{1}$$

在式 (1) 中, 當 cutoff 高於或等於 0 ($R_i \geq 0$), 代表為明星高中的學生; 當 cutoff 小於 0 時 ($R_i < 0$), 代表不是明星高中的學生。在這樣的設計下, 指派變數完全決定受訪者是否成為明星高中學生。中斷點迴歸分析的估計方法可分成參數型和非參數型的估計方法 (parametric and nonparametric methods), 底下分別就這兩種方法進行說明。

A. **參數型** RDD

參數型 RDD 是採用 P 階多項式迴歸模型 (polynomial regression with degree P) 估計中斷點附近明星高中與非明星高中在進入好大學的差異。迴歸模型可表示如下 (e.g., Angrist and Pischke (2014); Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare (2017); Lee and Lemieux (2010)):

$$\begin{aligned} Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma_1 R_i + \cdots + \gamma_p R_i^p + \lambda_1 (T_i \times R_i) + \cdots \\ + \lambda_p \left(T_i \times R_i^p\right) + \eta X_i + u_i, \end{aligned} \tag{2}$$

其中 Y 包括國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學, 處置變數 (T) 為二元變數, 其值為 1 代表就讀明星高中的學生。指派變數 (R) 為學生考試分數與進入明星高中最低分數的差異 (詳見式 (1)), 是決定學生能否就讀明星高中的唯一變數。處置變數與指派變數 (R) 交乘項 ($T \times R, \cdots, T \times R^p$) 允許中斷點兩側透過不同多項式型式來估計中斷點兩側未知母體條件平均數 ($\lim_{r \to 0^+} E(Y_i | R_i = r, X)$ 與 $\lim_{r \to 0^-} E(Y_i | R_i = r, X)$)。控制變數 ($X$) 包括個人特性和家庭背景。誤差項 ($u$) 捕捉其他影響被解釋變數的

[18] 文獻上對於指派變數, 有幾個常用的英文名稱, 包括 assignment variable, forcing variable, running variable。當指派變數被移位至中心點為 0 時, 通常會稱為再中心化的指派變數 (re-centered assignment variable)。為了行文方便, 本文仍將變數 R 稱為指派變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

不可觀測變數。這裡需假設在中斷點上, 母體條件平均數是連續, 當指派變數趨於0時, 迴歸係數 (β) 代表明星高中對進入好大學的局部平均效果 ($\beta = \lim_{r\to 0^+} E(Y_i|R_i = r, X) - \lim_{r\to 0^-} E(Y_i|R_i = r, X)$)。[19]

然而, 由於母體條件平均數是未知的, 因此我們無法直接使用統計方法檢定這個假設是否成立。相關文獻建議可以透過檢定指派變數分布在中斷點上是否出現異常加以驗證, 即指派變數分布在中斷點上是否具有連續性來判斷 RDD 分析的有效性, 稱為「連續性檢定」(Cattaneo, Jansson, and Ma, 2018)。[20]

在實證的估計上, 研究者需要進行兩個選擇。首先, 研究者需選擇是使用全部樣本或局部樣本來估計式 (2), 分別稱為「全域 (global)」或「局部 (local)」多項式迴歸模型。其次, 研究者需決定式 (2) 多項式的階數。由於辨識就讀明星高中對進入好大學的影響是透過比較中斷點兩側附近的平均數, 因此相關文獻建議使用中斷點附近樣本分析 (即局部多項式迴歸), 也要避免使用線性和高階多項式迴歸 (Hahn, Todd, and Klaauw, 2001; Calonico, Cattaneo, and Titiunik, 2014a,b; Gelman and Imbens, 2019), 因為兩者在邊界上容易有比較大的誤差 (即中斷點附近)。Gelman and Imbens (2019) 指出使用太高階的多項式模型容易造成過度配適 (overfitting), 進而導致函數型式的偏誤, 建議使用局部線性、二階多項式或其他平滑函數 (例如非參數型 RDD) 來推估未知母體條件平均數。

為更清楚說明這些潛在問題, 本文利用 rdplot 描繪指派變數與進入好大學的關係, 並將結果整理於圖 2。圖 2 的 Panel A 至 C 分別是國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學與指派變數的關係, 其中左邊使用全部樣本,

[19]以 2 階多項式為例, 明星高中 (實驗組) 與非明星高中 (控制組) 差異為: $\beta + \lambda_1 R + \lambda_2 R^2$。在中斷點上 ($R = 0$), 實驗組與控制組差異為 β。這裡隱含的假設就是, 在中斷點附近 (當 R 趨於 0), 實驗組和控制組的差異不大, 是故 $\lambda_1 R + \lambda_2 R^2 \approx 0$, 因此 β 代表是就讀明星高中對進入好大學的局部平均效果。

[20]在 Duggan and Levitt (2002) 一文, 作者利用相撲比賽機率分布發生異常的變化, 說明相撲比賽可能存在著勾結情況。另一個經典例子則是 Camacho and Conover (2011), 該文以 Colombia 補助經濟弱勢家庭政策為例, 說明民眾有誘因自我選擇成為「實驗組」。在該國的政策之下, 當家庭收入落在貧窮指數 (poverty index) 之下可以獲得補助。作者發現補助政策在實施多年之後, 由於貧窮指數沒有改變, 超過貧窮指數一點點的家庭會有誘因減少家庭收入以取得補助的資格。

臺灣大學學術期刊資料庫

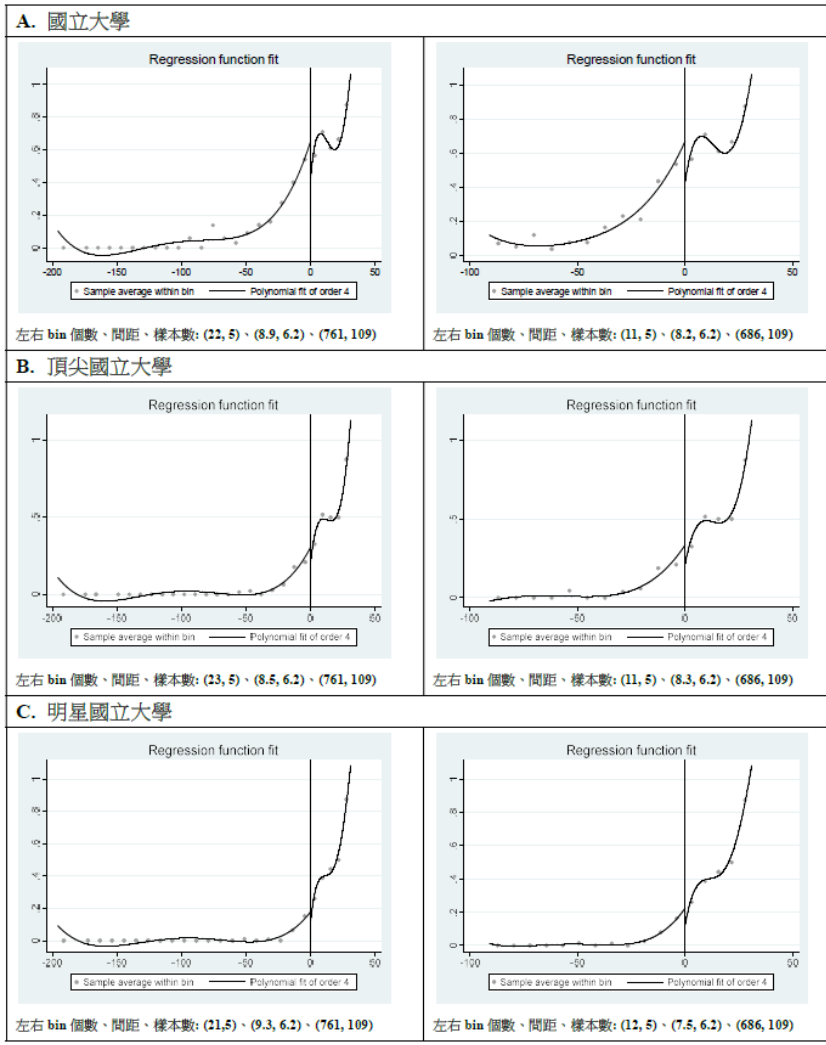


圖 2: RD 散布圖 — 明星高中與非明星高中就讀好大學的情況

說明: 本圖是利用 Stata 軟體中的 rdplot 指令繪圖, 左邊圖使用所有資料, 指派變數範圍為 −196 至 31 分, 樣本數 870, 右邊圖限制指派變數介於 −91 至 31 分, 樣本數 795。明星高中包括松山、成功、中山女、附中、北一女、建中, 其指派變數範圍 (X 軸) 介於 0 至 31 分, Y 軸為結果變數包括國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學。間距為指派變數的間距, 左右兩側的間距分別採用等距劃分 (evenly space), 其中最適 bin 個數是透過極小化整合平均平方誤差來決定 (Calonico, Cattaneo, and Titiunik, 2014a)。由於 Y 軸變數不同, bin 個數有些微差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

而右邊使用指派變數區間為 [−93,31]。首先, 可以看出使用全部樣本推估未知母體平均數時容易受到偏離中斷點樣本的影響, 以國立大學而言, 左側的變異主要發生在指派變數接近0附近, 偏離中斷點 (0) 較遠的樣本其就讀國立大學的比例都是0%, 但中斷點右側樣本國立大學的比例平均高於0%, 即有相對正常的樣本變異。因此採用全部樣本進行分析, 雖然能夠有較多的樣本, 但卻不一定能有效增加估計的精確性。相較之下, 使用中斷點部分的局部樣本來推估母體條件平均數, 其精確度會比較高。其次, 即使是使用局部樣本, 採用1階多項式迴歸 (即線性迴歸) 仍可能產生函數型式的偏誤, 因為當樣本過於偏離中斷點0時, 1階多項式迴歸無法有效推估母體條件平均數。[21] 雖然存在這些潛在的問題, 但在估計上, 本文仍納入1階多項式迴歸, 採用1至4階多項式進行全域和局部參數型 RDD 的估計。

B. 非參數型 RDD

多項式 RDD 優點在於估計上簡單且有彈性, 然而, 其缺點在於納入中斷點較遠的樣本, 會增加估計的可能偏誤。為了避免這些問題, 研究者可以採用非參數型 RDD 估計。在這個方法當中有幾項特徵與前述參數型 RDD 不同。首先, 透過局部線性迴歸 (local linear regression) 來估計母體條件平均數 (即式 (1) 中的 $P = 1$), 但在選擇資料時是透過極小化迴歸平均平方誤差 (MSE)。這種估計方式的優點是能透過資料特性來選擇最適資料區間 (the optimal bandwidths are chosen by a robust data driven procedures)。[22] 其次, 研究者要選擇一個核函數 (kernel function) 作為權數。由於辨識明星高中對進入好大學的影響主要是比較中斷點附近的樣本, 因此

[21]為了更清楚說明這點, 當中斷點兩側樣本的選擇過於偏離中斷點0時, 透過線性迴歸來估計中斷點兩側的差異, 會得到右側高於左側的結果, 這是因為在中斷點左測多數樣本的結果變數為0%, 迴歸預測線會有很大一部分落在負值, 此舉會壓低中斷點附近的邊界值, 而右測的結果變數值均大於50%, 因此迴歸預測線的截距項至少會高於0.5, 容易拉高中斷點附近的邊界值。這樣的結果與使用4階多項式模型推估中斷點兩側的不同。為了避免這種現象, 可以將樣本限縮在中斷點附近來降低函數型式的偏誤。例如, 當我們將指派變數的值限制在 [−31,31] 時, 採用線性迴歸依然可以得到中斷點左側高於右側的結果。

[22]最適資料區間選擇 (optimal bandwidth selection) 主要包括 Imbens and Kalyanaraman (2012) 和 Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 等人建議, 透過極小化 MSE 選擇出最適資料區間。

臺灣大學學術期刊資料庫

在選擇使用資料區間之後, 應給予中斷點附近的樣本較高權數, 來進行局部線性迴歸估計。Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 建議使用三角核 (triangular kernel function), 因為在這個核函數下, 中斷點附近的資料會有比較高的權數。[23] 簡言之, 非參數型 RDD 是使用三角核作為加權局部線性迴歸, 以此方式來估計未知母體條件平均數, 研究者不用對使用的資料進行任何函數型式的假設。仿照式 (2), 非參數型迴歸方程式可以表示如下:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma_1 R_i + \lambda_1 (T_i \times R_i) + \eta X_i + u_i, \ R \in [-h_{\text{MSE}}, h_{\text{MSE}}]。 \quad (3)$$

式 (3) 中的 h_{MSE} 是極小化 MSE 所得到的數值, MSE 函數可表示如下:

$$\text{MSE}\left(\hat{\beta}_{\text{MSE}}\right) = \text{Bias}^2 + \text{Variance} \approx h^{2P+2} B^2 + \frac{1}{nh} V, \quad (4)$$

其中 B 和 V 分別代表估計誤差與迴歸係數變異數。以 $P = 1$ 來說, 極小化 MSE 主要權衡估計誤差和迴歸係數變異數來獲得最適 h_{MSE}: $h_{\text{MSE}} \propto (V/B^2)^{1/5} \times n^{-1/5}$。當 B 很大時, 應該取較小的 h; 當 V 較大時, 隱含 h 很大, 此時 B 預期也會比較大。

雖然透過極小化 MSE 可以決定最適資料區間進行估計, 但在統計推論上, 仍然需要考慮到中斷點附近的估計誤差。Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 建議統計推論應該要考慮到估計誤差 (B), 並將 B 造成額外的變異性納入在迴歸係數變異數, 以這個方式推導 t 檢定統計量、p 值及信賴區間 (confidence interval, 簡稱 CI), Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 將這種修正方式稱作為穩健統計推論 (robust statistical inference)。[24] 發現是否採用穩健統計推論進行非參數型 RDD 估計並不影

[23] 舉例而言, 在給定 R 區間 $[-10, 10]$, 三角核函數 $K = 1 - 0.1|R|$, 當 $R = 0$ 時, 其權重為 1, 當 $R = 10$ 時, 得到權重為 0。

[24] 假設在中斷點附近估計可能偏誤 (misspecification bias) B 是可忽略的, 研究者可以直接使用大樣本統計推論。在虛無假設為 0 情況下, T 檢定統計量可以表示成 $T = \hat{\beta}_{\text{SRD}}/\sqrt{\hat{V}} \approx N(0,1)$, 其中 $\sqrt{\hat{V}}$ 為標準誤。然而, 當 B 是不可忽略的, 此時 $T = \hat{\beta}_{\text{SRD}}/\sqrt{\hat{V}} \approx N(B,1)$, 因此需重新建構 T 檢定統計量。Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 所建議穩健統計推論的想法是先估計 B, 然後重新建構的 T 檢定統計量必須納入 B 所造成的影響, 寫成 $T = (\hat{\beta}_{\text{SRD}} - \hat{B})/\sqrt{\hat{V} + \hat{W}} = (\hat{\beta}_{\text{SRD}} - \hat{B})/\sqrt{\hat{V}^{bc}} \approx N(0,1)$, 其中 $\sqrt{\hat{V}^{bc}}$ 為納入 B 影響下的標準誤, 以這種方式進行統計推論。

臺灣大學學術期刊資料庫

響分析結果, 因此只呈現穩健統計推論的分析結果。另外, 由於中斷點附近的樣本數可能太小, 這可能隱含估計結果的檢定力 (power) 不能充分有效拒絕「真實的虛無假設」(即有較高的型二誤差)。為評估這點疑慮, 本文也利用 Stata 中的 rdpow 指令計算檢定力 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2019)。[25]

C. 局部隨機 RDD (local randomization RDD)

前述兩種方法是假設母體條件平均數在中斷點上具有連續性, 然後透過比較中斷點鄰近兩側的樣本平均數差異來決定處置效果, 其潛在的問題在於中斷點附近的樣本數可能太小, 透過大樣本的統計推論可能仍會產生統計推論的偏誤, 例如, 過度拒絕虛無假設 (over-reject null hypothesis)。雖然透過穩健統計推論可以減緩這個問題, 但近期文獻建議可以採用局部隨機 RDD 作為前述方法的穩健性分析 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2024)。這個方法的主要想法是假設中斷點附近具有高度的隨機性, 因此以中斷點 (0) 為中心點, 找到一個對稱區間 (window) $W_0 = [-w, w]$, 在該區間中, (1) 潛在結果變數是非隨機, 為固定常數;[26] (2) 潛在結果變數與指派變數無關, 因此在此區間中, 潛在結果變數為水平線; (3) 隨機指派樣本進入實驗組和控制組的機率分配已知。在這樣的設定之下, 在區間 W_0 中的樣本將被隨機指派至實驗組和控制組。因此我們可以比較明星高中和非明星高中在進入好大學機率的平均差異。

具體而言, 分派機制是假設每一種處置的排列組合擁有相同的機率, 機率分配可設為 $\Pr(D_{W_0} = d) = \binom{N_{W_0}}{N^+_{W_0}}^{-1}$, 其中 $(D_{W_0} = d)$ 為一種可能處置的排列組合, N_{W_0} 為 W_0 的樣本總數, 在 W_0 區間內樣本中被分派至 $N^+_{W_0}$

[25] 值得說明的是, 在給定分析樣本的情況下, 我們所計算的檢定力可稱為「事後檢定力 (簡稱檢定力)」。一般而言, 研究者習慣將檢定力的標準設定在 70–80%, 不過如同設定最小顯著水準, 這個標準是人為設定, 並非唯一標準。另外, 檢定力的大小會受到真實對立假設參數值、樣本大小、顯著水準 (如檢定統計量 p 值)、資料變異性 (如標準誤) 等因素的影響, 因此檢定力的大小並不能直接判斷統計推論結果的優劣。Cameron and Trivedi (2005, p. 247) 指出實證文章通常會忽略檢定力的分析, 因為計算檢定力要知道對立假設的分布情況, 這通常需要一些額外的假設。

[26] 潛在結果變數是指樣本被分派至實驗組的結果變數和被分派至控制組的結果變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

為實驗組的個數, 其餘樣本 ($N_{W_0} - N^{+}_{W_0}$) 則是分派至控制組。舉例而言, W_0 區間有 5 個樣本, 3 個為實驗組 ($t = 1$), 2 個為控制組 ($t = 0$), 平均值是 $\bar{y}^{obs}(t = 1)$ 與 $\bar{y}^{obs}(t = 0)$, 兩者的差異記為 y^{obs}。在隨機指派的過程中共有 10 種隨機指派處置狀態的排列組合 $\binom{5}{3} = 10$, 每種可能性的機率為 0.1, 每位樣本分派至實驗組的機率為 0.6。[27]

接著, 我們可以計算有限樣本下的 p 值。首先, 選擇實驗組與控制組平均數差異作為統計量, $y^{diff} = \bar{y}(t = 1) - \bar{y}(t = 0)$。每一種隨機處置的排列組合均可計算實驗組和控制組的差異, 設為 y^{diff}, 而觀察到的差異為 y^{obs}。以前面 10 種指派為例, p 值為 $\sum_{i=1}^{10} 1(y_i^{diff} > y^{obs})/10$, 即在 10 次實驗中, y_i^{diff} 大於 y^{obs} 次數的占比。不過, 在實證上, W_0 區間的樣本數只要達 30 個樣本, 隨機指派處置的排列組合的個數就已經過於龐大到不適合列出所有處置的排列組合。以中斷點兩側 15 個樣本為例, 共有 $\binom{30}{15} = 155, 177, 520$ 處置組合。在這種的情況之下, 我們將這個組合視為母體, 透過 Monte Carlo 模擬 (simulations), 進行排列組合檢定 (permutation test), 並計算事件發生機率 (p-value for the permutation test)。[28] 以抽取 1000 次來說, p 值就是在 1000 次實驗中, y_i^{diff} 大於 y^{obs} 次數的占比。

不可否認, 局部隨機 RDD 估計最大挑戰在於找到合適區間 W_0。根據文獻的建議 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2024), 我們先設定一個高於傳統的顯著水準, 例如設定 p 值為 15%, 以保護虛無假設不易被拒絕, 即該 p 值為拒絕虛無假設的最小 p 值。在這個 p 值之下, 以中斷點為中心尋找一個對稱區間 (W_0), 中斷點兩側的樣本數需要大於 10。然後由中斷點兩側樣本數至少為 10 最小區間開

[27] 以這 5 個樣本為例, 其中 3 位被指派至實驗組, 10 種隨機指派處置狀態的排列組合, 可列舉如下 (T = 實驗組, C = 控制組): (TTTCC), (TTCTC), (TTCCT), (TCTTC), (TCTCT), (TCCTT), (CTTTC), (CTTCT), (CTCTT), (CCTTT)。每 1 種處置狀態的排列組合被抽中的機率為 0.1, 每 1 種處置狀態都可以計算實驗組和控制組在結果平均數的差異。

[28] 在統計軟體 Stata 中, permute 指令可以進行 Monte Carlo 模擬。概念上, 我們將這 30 個樣本合併在成一個集合, 其中接受處置機率設為 0.5 (因為左右兩側各有 15 人), 然後進行隨機抽取。以抽樣 1000 次為例, 第 1 次抽取 15 個樣本, 作為實驗組, 剩下 15 位作為控制組, 然後計算實驗組和控制組平均數差異, 記為 y_i^{diff}。接著, 再重複這個步驟 999 次, 合計得到 $(y_i^{diff}, \cdots, y_{1000}^{diff})$。$p$ 值就是在 1000 次實驗中, y_i^{diff} 大於 y^{obs} 次數的占比。

臺灣大學學術期刊資料庫

始, 使用排列組合檢定處置變數與個別解釋變數之間是否存在統計上的顯著關係。如果這個 W_0 區間滿足所有解釋變數分別與處置變數無統計上的顯著關係, 則可逐步放寬區間 $W_1(= W_0 + a)$, 重複這樣的步驟直到處置變數與部分解釋變數存在統計上的顯著關係才停止搜尋。在最後一次成功滿足處置變數與解釋變數無統計上的關係被設為最大區間, 記為 $\bar{W}$。為評估分析結果的穩健性, 研究者可從 $\bar{W}$ 開始, 逐漸縮小分析區間至最小區間 W_0。

總結而言, 本文的實證方法為參數型 RDD、非參數型 RDD, 以及局部隨機 RDD, 所使用統計軟體為 Stata, 相關 RDD 指令是採用 Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014b)、Calonico et al. (2017)、Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare (2016)、Cattaneo, Jansson, and Ma (2018)、Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare (2019) 所發展一套適用於統計軟體 Stata 程式的指令。檢定指派變數在中斷點附近是否存在不連續的情況的指令為 rddensity (Cattaneo, Jansson, and Ma, 2018)。非參數型 RDD 估計的相關指令包括 rdbwselect, rdplot, rdrobust (Calonico, Cattaneo, and Titiunik, 2014a; Calonico et al., 2017), 以及 rdpow (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2019), 其中 rdbwselect 是用於選擇資料使用區間, rdplot 用於檢視中斷點附近的圖形效果, 而 rdrobust 是用於檢視中斷點的估計效果; rdpow 能夠讓研究者計算估計結果的檢定力。局部隨機 RDD 相關指令包括 rdwinselect, rdrandinf, 其中 rdwinselect 是以中斷點為中心點, 搜尋符合隨機指派的資料區間 W_0, 而 rdrandinf 是結合 rdwinselect 特性進行局部隨機 RDD 的估計 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2016)。[29]

4.2 RDD 有效性檢定

如前所述, RDD 分析是假設母體條件平均數在中斷點上是連續, 但由於母體條件平均數是未知的, 因此 RDD 有效性需透過其他方式來驗證。相關文獻建議指派變數分布在中斷點上是否具有連續性來判斷 RDD 分析的

[29]這些指令的介紹皆已發表在 *The Stata Journal*。作者們將這些訊息和資料都放在他們的網頁上, 連結為 (URL: https://rdpackages.github.io/). 另外, M. D. Cattaneo 與 R. Titinunik 兩位作者也在 2021 的 NBER 實證方法年會中介紹本文所使用的 RDD 方法, 特別是非參數型 RDD 與局部隨機 RDD, 課程連結為 (URL: https://reurl.cc/XAyXRe)。

臺灣大學學術期刊資料庫

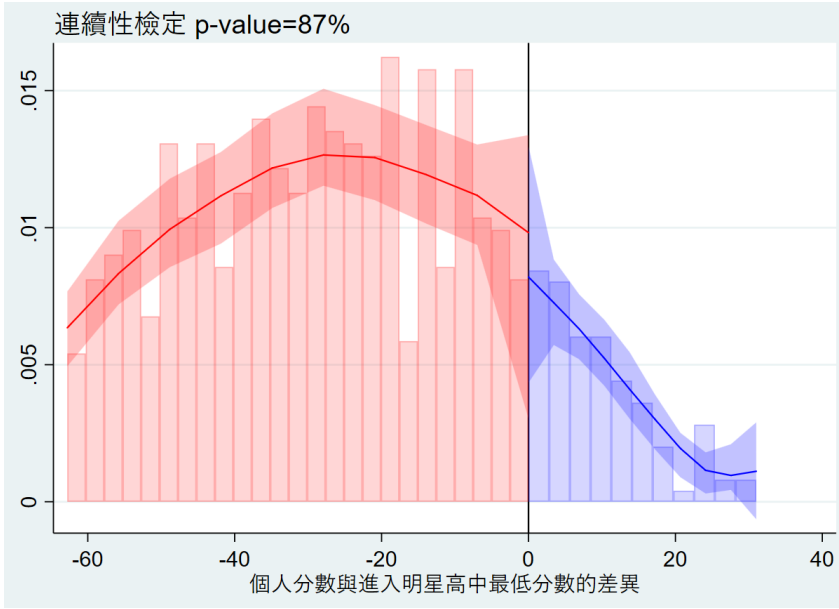


圖 3: 考試分數的機率分布—明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中

有效性, 稱為「連續性檢定」。以本文的研究問題來說,「入學分數」是決定進入明星高中就讀的唯一篩選條件, 因此在明星高中最低門檻分數附近不會有人為操控的可能性, 換言之, 指派變數機率分布在中斷點上不會有異常的變化。

在台灣的中等教育入學考試制度之下, 民眾相信考試制度的公平性, 因此這個假設應該可以成立。在理論上, 我們可以使用統計檢定方式來驗證這個假設。本文使用統計軟體 Stata 中 rddensity 指令來驗證入學分數是否存在人為操控的可能性 (Cattaneo, Jansson, and Ma, 2018)。圖 3 結果顯示, 在進入明星高中最低門檻分數附近的機率分布並沒有出現異常現象 (連續性檢定的 p 值 $= 87\%$), 這樣的結果支持考試分數分布沒有受到人為因素而產生異常的情況。我們亦可從入學成績來觀察, 若在中斷點附近, 明星高中的入學成績並沒有比較高, 這代表有其他因素可決定學生就讀明星高中, 因此本文的研究設計可能存在問題。前面圖 1 顯示, 中斷點附近, 明星

臺灣大學學術期刊資料庫

高中的入學成績是高於非明星高中的入學成績。

除了連續性假設之外, 我們亦可以進一步檢視 RDD 的估計是否仍受到遺漏變數的威脅。相關文獻建議的作法是將模型內的「解釋變數」設為「被解釋變數」, 以明星高中 (即處置變數) 與指派變數作為模型內唯一的解釋變數, 檢定明星高中與非明星高中在個別「解釋變數」上是否存在顯著的差異 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2019)。如果存在差異, 則需要評估這樣的差異是否會影響 RDD 估計的有效性。值得說明的是, 由於我們無法將所有遺漏變數列出, 因此這裡隱含的假設是以事前決定 (進入明星高中前) 外生變數來代表所有的遺漏變數。本文使用全域2至4階多項式迴歸模型以及非參數型 RDD, 檢視處置變數與各項解釋變數是否存在統計上的關係, 將分析結果分別整理於表4和附表1。[30]

表4分析結果顯示, 在中斷點附近, 明星高中與非明星高中在個別解釋變數上並沒有明顯的關聯性, 只有在2階多項式分析中觀察到國中曾任班級幹部與處置變數在統計上的存在著顯著差異, 不過使用局部多項式迴歸就沒有發現這樣的關係 (結果未呈現於表4中)。[31] 另外, 附表1使用非參數型 RDD 檢視各項解釋變數與處置變數的關係也得到相同的結論。因此假設 RDD 估計沒有受到潛在遺漏變數的影響應尚屬合理的假設。簡言之, 這些分析支持 RDD 估計的有效性。

4.3 就讀明星高中對進入好大學的影響

在確立 RDD 分析的有效性之後, 本小節檢視就讀明星高中對進入好大學的實證結果, 其中明星高中的定義是松山、成功、中山女、附中、北一女、建中, 而好大學包括國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學 (詳見第3節)。本文分別呈現參數型 RDD 與非參數型 RDD, 藉此觀察參數型與非參數型 RDD 是否有一致性的結果。

[30] 以2階多項式模型為例, 迴歸式子為 $X_{1i} = \alpha + \beta T_i + \gamma_1 R_i + \gamma_2 R_i^2 + \lambda_1 (T_i \times R_i) + \lambda_2 (T_i \times R_i^2) + u_i$ 其中 X_1 為第1個解釋變數 (如 J1 虛擬變數), 變數 (T) 與變數 (R) 是處置變數與指派變數。

[31] 當指派變數被限縮至 -91 至31時, 發現各項解釋變數與處置變數都沒有統計上的顯著關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 變數平衡檢定 — 明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中

被解釋變數	J1 樣本			女性			國中曾任班級幹部		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
明星高中	0.136	0.065	0.046	−0.084	−0.086	0.010	0.064**	0.043	0.019
	(0.111)	(0.138)	(0.164)	(0.113)	(0.139)	(0.163)	(0.027)	(0.035)	(0.037)
R-squared	0.047	0.048	0.049	0.007	0.008	0.010	0.040	0.041	0.047
被解釋變數	國中曾任社團幹部			國中曾任班級小老師			國中曾參加才藝比賽		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
明星高中	−0.010	0.046	−0.002	−0.039	−0.023	−0.033	0.009	0.042	−0.052
	(0.104)	(0.130)	(0.161)	(0.057)	(0.065)	(0.070)	(0.098)	(0.120)	(0.135)
R-squared	0.016	0.017	0.019	0.071	0.071	0.073	0.020	0.020	0.022
被解釋變數	國中班級人數			父親學歷專科以上			母親學歷專科以上		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
明星高中	−0.359	−0.630	−0.529	0.045	0.024	0.087	0.058	−0.070	−0.036
	(1.038)	(1.204)	(1.470)	(0.112)	(0.139)	(0.159)	(0.111)	(0.138)	(0.162)
R-squared	0.015	0.016	0.018	0.052	0.053	0.054	0.045	0.048	0.049
被解釋變數	家庭月收入 (取對數)			家庭凝聚力			獨生子女		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
明星高中	−0.104	−0.148	−0.197	−0.002	0.000	−0.037	0.094	0.119	0.157
	(0.109)	(0.130)	(0.148)	(0.140)	(0.180)	(0.216)	(0.072)	(0.098)	(0.124)
R-squared	0.042	0.043	0.046	0.007	0.010	0.011	0.006	0.007	0.008

說明: 樣本數為 870。多項式模型請參閱第 4.1 節。$^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$。

A. **參數型** RDD

在參數型 RDD 的估計中, 我們採用全域和局部多項式 RDD 估計。雖然從圖 2 的資料分布來看, 非線性的參數型 RDD 比較正確, 因為中斷點左側的資料分布容易受到極端值的影響, 而且中斷點左右兩側的趨勢變化亦有明顯著差異。不過, 在多項式次數的選擇上, 我們仍然納入 1 階多項式迴歸, 呈現出 1 至 4 階多項式參數型的 RDD 估計結果。表 5 為參數型 RDD 的結果, 分成 A 至 D 區, 其中 A 區為全域多項式迴歸的估計結果, B 至 D 區為局部多項式迴歸的分析結果。指派變數區間依序為 $[-196, 31]$、$[-93, 31]$、$[-62, 31]$、$[-31, 31]$, 其中指派變數大於等於 0 代表明星高中學生。另外, 為了節省表格篇幅, 這裡只列出明星高中的估計值。

首先, 在 1 階多項式迴歸的估計之下 (模型 (1)、(5)、(9)), 明星高中進入好大學有正向顯著的機率。然而, 從先前的圖 2 可以觀察到, 中斷點左側的

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 就讀明星高中對進入好大學的影響 — 參數型 RDD

	國立大學				頂尖國立大學				明星國立大學			
被解釋變數	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階
多項式模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
A. 分數區間: [−196, 31]												
明星高中	0.189**	0.035	−0.156	−0.225	0.175**	0.122	−0.040	−0.092	0.123*	0.119	−0.004	−0.059
	(0.079)	(0.113)	(0.137)	(0.162)	(0.074)	(0.102)	(0.130)	(0.157)	(0.067)	(0.090)	(0.112)	(0.136)
樣本數	870	870	870	870	870	870	870	870	870	870	870	870
R-squared	0.212	0.244	0.257	0.259	0.238	0.256	0.271	0.275	0.271	0.280	0.291	0.295
B. 分數區間: [−93, 31]												
明星高中	0.115	−0.059	−0.206	−0.231	0.134*	0.062	−0.105	−0.121	0.102	0.081	−0.056	−0.103
	(0.082)	(0.118)	(0.146)	(0.175)	(0.076)	(0.106)	(0.136)	(0.167)	(0.068)	(0.093)	(0.118)	(0.144)
樣本數	798	798	798	798	798	798	798	798	798	798	798	798
R-squared	0.209	0.233	0.237	0.238	0.242	0.258	0.269	0.269	0.271	0.282	0.292	0.293
C. 分數區間: [−62, 31]												
明星高中	0.042	−0.067	−0.234	−0.258	0.104	0.020	−0.114	−0.082	0.083	0.051	−0.080	−0.104
	(0.084)	(0.123)	(0.155)	(0.189)	(0.078)	(0.110)	(0.143)	(0.178)	(0.070)	(0.096)	(0.124)	(0.153)
樣本數	713	713	713	713	713	713	713	713	713	713	713	713
R-squared	0.219	0.226	0.231	0.231	0.237	0.252	0.259	0.260	0.268	0.279	0.287	0.287

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	國立大學				頂尖國立大學				明星國立大學			
被解釋變數	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階
多項式模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
D. 分數區間: [−31, 31]												
明星高中	−0.046	−0.113	−0.270	−0.090	0.014	0.014	−0.083	−0.096	0.016	0.011	−0.095	−0.148
	(0.096)	(0.145)	(0.192)	(0.244)	(0.087)	(0.127)	(0.172)	(0.222)	(0.077)	(0.110)	(0.145)	(0.183)
樣本數	429	429	429	429	429	429	429	429	429	429	429	429
R-squared	0.151	0.152	0.157	0.164	0.204	0.205	0.211	0.211	0.251	0.254	0.261	0.262

說明: 多項式模型請參閱第 4.1 節。明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中。除明星高中與基測分數之外, 各迴歸模型的解釋變數包括 J1 樣本、女性、曾任國中學生幹部 (班級幹部、社團幹部、班級小老師)、國中班級人數、父親學歷、母親學歷、家庭月收入、家庭凝聚力、獨生子女。A 區使用全部樣本分析, B 至 D 區的分數區間分別採用 3 至 1 倍明星高中的資料區間。$^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$。

資料分布容易受到極端值的影響, 因此我們可以推測這種顯著的估計結果可能是導因於迴歸模型函數設定錯誤 (functional form misspecification)。模型 (2) – (4)、(6) – (8)、(10) – (12) 分別依序採用 2 至 4 階多項式迴歸重新估計, 分析結果顯示, 就讀明星高中與進入好大學並沒有統計上的顯著關係, 這些結果支持 1 階多項式迴歸結果受到函數設定錯誤的偏誤。

其次, B 至 D 區分別將指派變數左側的範圍縮小, 採用局部多項式迴歸重新分析。結果發現即使是採用 1 階多項式迴歸的進行估計, 明星高中的估計也多數呈不顯著的結果, 只有 B 區頂尖國立大學分析中發現, 明星高中對進入好大學的影響呈邊際上的顯著關係 (詳見 B 區模型 (5))。使用非線性多項式迴歸進行估計時, 分析結果顯示, 就讀明星高中沒有顯著提高進入好大學的機率, 且明星高中的估計值多數呈現負的估計值。

綜合這些結果, 雖然在理論上, 我們無法確定哪一種函數型式能夠代表母體條件平均數, 但從圖形觀察中斷點兩側的資料分布, 指派變數與被解釋變數不太可能是呈現的線性關係。當我們略為消除中斷點左側的極端值時, 在 1 階多項式迴歸模型之下, 明星高中的迴歸係數已不顯著, 其迴歸係數甚至由正轉為負值。換言之, 採用全域 1 階多項式的 RDD 分析會因為迴歸模型函數設定錯誤而得到偏誤的估計結果。簡言之, 表 5 參數型 RDD 估計結果顯示, 就讀明星高中與進入好大學機率之間並沒有顯著的關係。

B. 非參數型 RDD

前面是採用參數型 RDD 進行估計, 其優點在於能夠增加樣本數, 但缺點在於可能存在迴歸模型函數設定錯誤, 進而產生估計偏誤。學者建議可以再採用非參數型 RDD 估計來減緩函數設定錯誤的潛在問題 (Hahn, Todd, and Klaauw, 2001; Lee and Lemieux, 2010; Angrist and Pischke, 2014; Calonico, Cattaneo, and Titiunik, 2014a,b; Calonico et al., 2017)。本文使用非參數型的局部線性迴歸, 利用極小化平均迴歸誤差 (MSE) 來決定最適使用資料區間, 採用三角核進行加權迴歸分析。這裡的局部線性迴歸與前面 1 階多項式迴歸的差異主要在於 (1) 極小化平均迴歸誤差來決定最適資料區間, (2) 採用三角核加權, 讓中斷點附近的資料有較高的權重。表 6 使用非參數型 RDD 分析就讀明星高中進入好大學的影響, 所使用的

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 就讀明星高中對進入好大學的影響 — 非參數型 RDD

	被解釋變數	國立大學	頂尖國立大學	明星國立大學
A.	分數區間: 最適 MSE			
	明星高中 (中斷點估計值)	−0.171	−0.074	−0.087
	Robust p-value	[0.276]	[0.620]	[0.430]
	Robust 95% CI	[−0.563, 0.161]	[−0.526, 0.313]	[−0.448, 0.191]
	中斷點兩側分數區間	[−11.66, 11.66]	[−10.23, 10.23]	[−11.74, 11.74]
	斷點左右兩側樣本	[109, 73]	[96, 64]	[109, 73]
	樣本數	180	160	182
	檢定力 (power)	0.684	0.464	0.598
B.	分數區間: [−93, 31]			
	明星高中 (中斷點估計值)	0.047	0.107	0.092
	Robust p-value	[0.333]	[0.953]	[0.843]
	Robust 95% CI	[−0.373, 0.126]	[−0.239, 0.226]	[−0.176, 0.215]
	斷點左右兩側樣本	[689, 109]	[689, 109]	[689, 109]
	樣本數	798	798	798
	檢定力 (power)	0.940	0.917	0.948
C.	分數區間: [−62, 31]			
	明星高中 (中斷點估計值)	−0.000	0.073	0.071
	Robust p-value	[0.314]	[0.796]	[0.967]
	Robust 95% CI	[−0.394, 0.127]	[−0.276, 0.212]	[−0.210, 0.202]
	斷點左右兩側樣本	[604, 109]	[604, 109]	[604, 109]
	樣本數	713	713	713
	檢定力 (power)	0.919	0.890	0.925
D.	分數區間: [−31, 31]			
	明星高中 (中斷點估計值)	−0.069	0.017	0.016
	Robust p-value	[0.270]	[0.891]	[0.824]
	Robust 95% CI	[−0.468, 0.131]	[−0.305, 0.265]	[−0.272, 0.216]
	斷點左右兩側樣本	[320, 109]	[320, 109]	[320, 109]
	樣本數	429	429	429
	檢定力 (power)	0.834	0.782	0.821

說明: 本表採用局部線性迴歸 (local liner regression) 以及三角核 (triangular) 函數加權, 進行估計。明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中。A 區非參數型 RDD 採用 Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 提出方法, 極小化 MSE 所得到的最適資料區間 (bandwidths)。B 至 D 區的分數區間分別採用 3 至 1 倍明星高中的資料區間。統計推論採用穩健統計推論, 將 RDD 估計可能的偏誤納入標準差與檢定統計量, 藉此計算 robust p-value 與 robust 95% CI。檢定力 (power) 依分析樣本 (樣本數為 870) 中明星高中與非明星高中在國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學比例上的差異, 分別將對立假設的值設為 45%、40%、36%, 其中明星高中就讀國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學的比例約 64%、46%、39%。$^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$。

臺灣大學學術期刊資料庫

統計推論 (p 值與 95% CI) 為穩健統計推論 (詳見第 4.1 節的說明)。此外, 本文也考慮指派變數的分數區間為 [−93, 31]、[−62, 31]、[−31, 31], 其中分數介於 0 至 31 代表著就讀明星高中的分數區間, 因此這些區間分別對應明星高中指派分數區間 3 倍至 1 倍的區間, 樣本數依序是 798、713、429。本文也利用 rdpow 指令來計算估計結果的檢定力 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2019), 將對立假設的參數值為分析樣本的平均數 (分析樣本數為 870), 分別設定: (1)「明星高中與非明星高中在國立大學比例的差異 = 0.45」、(2)「明星高中與非明星高中在頂尖國立大學比例的差異 = 0.40」、(3)「明星高中與非明星高中在明星國立大學比例的差異 = 0.36」。

首先, A 區使用最適 MSE 來選取分析樣本, 最適指派變數區間 (取絕對值) 為 10–12 間, 在最適區間之下, RDD 分析是比較表 1 中的 16 所雙北地區高中在進入國立大學、頂尖國立大學、明星高中大學機率的差異。分析結果顯示, 在中斷點附近, RD 估計值都為負值且在統計上不顯著異於 0, 代表就讀明星高中對進入好大學機率並沒有影響。

其次, B 至 D 區將分數區間限制在 [−93, 31]、[−62, 31]、[−31, 31]。在這樣的設定之下, 我們放寬比較對象, 納入更多非明星高中學生, 並使用所有明星高中的樣本。結果發現, 明星高中的估計值均不顯著, 代表就讀明星高中對進入好大學的機率並沒有顯著的影響。這些結果與使用最適 MSE 取樣的分析結果一致。一致性的結果表示採用最適 MSE 的估計結果是具有穩健性, 並不會因為樣本數太少而產生錯誤的統計推論結果。

接著, 觀察不同樣本數之下的檢定力。首先, 最適 MSE 區間的樣本數約 180, 在給定的對立假設之下, 國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學分析下的檢定力依序約 68%、46%、60%。其次, 放寬指派變數的範圍, 樣本數上升至 429 和 798 之間, 可以看到估計結果的檢定力上升。以分數區間為 [−31, 31] (樣本數 429) 來說, 國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學分析下的檢定力至少有 78%以上。

綜合參數型和非參數型 RDD 分析結果, 雖然相較於非明星高中的學生, 明星高中學生考試分數較高, 考試能力比較好, 然而就讀明星高中本身並沒有提升他們進入好大學的可能性。換言之, 進入好大學的可能性途徑

臺灣大學學術期刊資料庫

應該還是在於保持良好的學習習慣和態度以提升自身能力, 學生仍需要透過能力的提升來增加自己進入好大學的機會。

4.4 就讀建中和北一女對進入好大學的影響

前面的分析是採用松山、成功、中山女、附中、北一女、建中作為明星高中。在這一節中, 我們定義明星高中為建中和北一女, 重新檢視就讀明星高中對進入好大學的影響, 在估計上, 仍然採用參數型和非參數型 RDD 分析, 以比較估計結果的一致性。本文先檢視 RDD 有效性, 然後呈現 RDD 估計結果。

A. 評估 RDD 有效性 (當明星高中被定義為建中和北一女)

附圖1和附表2分別呈現入學考試分數分布連續性檢定和變數平衡檢定。[32] 其中在附表2的分析中, 本文使用2–4階多項式迴歸來檢視就讀建中和北一女與其他高中學校在各項表徵上是否存在明顯的差異。分析結果顯示, 在中斷點附近, 入學考試分數的機率分布並沒有出現異常變化 (連續性檢定的 p 值為67%)。此外, 附表2的分析指出, 除了性別之外, 就讀建中和北一女與其他高中學校在其他各項解釋變數上都沒有顯著差異。

為了釐清性別不平衡是否可能影響分析結果, 本文使用局部迴歸重新檢視明星高中與非明星高中在各解釋變數的差異, 發現將分數區間設定為 [−55, 12], 使用三次或四次多項式 RDD 模型估計, 在明星高中與非明星高中在各項解釋變數上都是沒有統計上的顯著差異 (未呈現於附表2中)。因此本文也使用這個區間分析明星高中與非明星高中在進入好大學機率的差異, 藉此釐清明星高中與非明星高中在性別比例上的差異是否會影響估計結果。

B. 參數型 RDD

表7使用參數型 RDD 估計就讀建中和北一女對進入好大學的影響, A 區使用全部樣本分析, B 至 D 區分別限制指派變數的範圍為 [−55, 12]、[−48, 16]、[−32, 16], 其中指派變數介於0至16分為就讀建中和北一女

[32]為節省表格篇幅, 正文沒有列出明星高中為建中和北一女的非參數型變數平衡結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 就讀建中和北一女對進入好大學的影響 — 參數型 RDD

	國立大學				頂尖國立大學				明星國立大學			
被解釋變數	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階
多項式模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
A. 分數區間: [−211, 16]												
建中和北一女	0.174	0.052	−0.100	−0.152	0.103	0.002	−0.174	−0.264	0.049	−0.027	−0.130	−0.147
	(0.128)	(0.167)	(0.197)	(0.219)	(0.135)	(0.183)	(0.225)	(0.257)	(0.125)	(0.174)	(0.225)	(0.257)
樣本數	866	866	866	866	866	866	866	866	866	866	866	866
R-squared	0.201	0.249	0.260	0.260	0.182	0.240	0.269	0.280	0.198	0.245	0.277	0.299
B. 分數區間: [−55, 12]												
建中和北一女	0.016	−0.099	−0.082	−0.213	−0.077	−0.258	−0.346	−0.365	−0.099	−0.287	−0.296	−0.218
	(0.146)	(0.197)	(0.234)	(0.257)	(0.158)	(0.218)	(0.273)	(0.308)	(0.147)	(0.214)	(0.272)	(0.311)
樣本數	539	539	539	539	539	539	539	539	539	539	539	539
R-squared	0.173	0.179	0.179	0.181	0.203	0.224	0.226	0.227	0.200	0.239	0.245	0.250
C. 分數區間: [−48, 16]												
建中和北一女	−0.060	−0.044	−0.114	−0.097	−0.136	−0.247	−0.337	−0.424	−0.150	−0.308	−0.353	−0.314
	(0.135)	(0.184)	(0.228)	(0.262)	(0.144)	(0.202)	(0.258)	(0.303)	(0.134)	(0.192)	(0.257)	(0.304)
樣本數	473	473	473	473	473	473	473	473	473	473	473	473
R-squared	0.173	0.176	0.176	0.177	0.218	0.233	0.235	0.236	0.243	0.273	0.274	0.278

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	國立大學				頂尖國立大學				明星國立大學			
被解釋變數	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階	1階	2階	3階	4階
多項式模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
D. 分數區間: [−32, 16]												
建中和北一女	−0.126	0.025	−0.166	−0.100	−0.223	−0.234	−0.435	−0.455	−0.256*	−0.348	−0.385	−0.263
	(0.143)	(0.200)	(0.249)	(0.274)	(0.154)	(0.222)	(0.285)	(0.332)	(0.143)	(0.212)	(0.288)	(0.345)
樣本數	295	295	295	295	295	295	295	295	295	295	295	295
R-squared	0.133	0.136	0.140	0.140	0.170	0.173	0.179	0.179	0.222	0.231	0.232	0.236

說明: 多項式模型請參閱第 4.1 節。除建中和北一女以及基測分數之外, 各迴歸模型的解釋變數包括 J1 樣本、女性、曾任國中學生幹部 (班級幹部、社團幹部、班級小老師)、國中班級人數、父親學歷、母親學歷、家庭月收入、家庭凝聚力、獨生子女。A 區使用全部樣本分析, B 區使用分數為 [−52, 12], 作為驗證性別差異是否會影響分析結果 (詳見正文說明), C 和 D 區的分數區間分別採用 3 至 2 倍明星高中的資料區間。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。

的分數區間, 樣本數依序為 866、539、473、295。

首先, A 區使用全部樣本分析, 發現不論是使用 1 階或 2–4 階多項式迴歸分析, 對於在中斷點附近的樣本而言, 就讀建中和北一女與進入好大學之間並沒有統計上的顯著關係。其次, B 至 D 區採用局部樣本分析, 分析結果仍顯示, 就讀建中和北一女並沒有增加進入好大學的機率。

如前所述, 就讀建中和北一女與性別呈顯著的關係, 我們採用指派分數區間為 [−55, 12] 來驗證性別差異是否會影響分析結果, 因為在這個區間之下, 性別與就讀建中和北一女的相關性較弱。分析結果指出, 在區間 [−55, 12] 之下, 就讀建中和北一女並不能顯著的提升進入好大學的機率, 以 4 階多項式 RDD 模型為例, 就讀建中或北一女對國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學的估計值 (p 值) 依序為 −0.213 (41%)、−0.365 (24%)、−0.218 (48%)。換言之, 雖然中斷點附近, 在明星高中與非明星高中在性別比例存在差異, 不過這種差異應不致於影響就讀建中和北一女沒有增加進入好大學機率的結果。

除了估計值不顯著結果之外, 建中和北一女的估計係數幾乎都是負值。在 36 個估計結果中, 只有 2 個估計值呈現正值 (1.6%和 2.5%)。這些結果進一步顯示就讀建中和北一女並無增加進入好大學機率的效果。

C. 非參數型 RDD

表 8 使用非參數型 RDD 估計就讀建中和北一女對進入好大學的影響。首先, 使用最適指派變數的區間進行估計, 發現最適指派變數的區間 (絕對值) 約 7–11 分。因此非明星高中剛好是附中、中山女、成功、松山。在中斷點附近, 就讀建中和北一女與非明星高中在進入國立大學和頂尖國立大學的機率並沒有顯著的差異。不過, 相較中斷點附近的其他學校 (附中、中山女、成功等校), 建中和北一女進入明星國立大學的機率顯著較低。然而, 這部分的樣本數只有 54 筆 (左右兩側樣本為 31 與 23), 因此讀者在解讀這個結果時應有所保留, 以就讀建中和北一女沒有提升進入明星國立大學機率為主。

我們亦採用局部非參數型 RDD 估計, 表 8 的 B 區和 C 區放寬比較對象, 並將所有建中和北一女樣本全部納入分析之中, 重新檢視就讀建中

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 就讀建中和北一女對進入好大學的影響 — 非參數型 RDD

	被解釋變數	國立大學	頂尖國立大學	明星國立大學
A.	分數區間: 最適 MSE			
	建中和北一女 (中斷點估計值)	0.088	−0.372	−0.517**
	Robust *p*-value	[0.526]	[0.112]	[0.019]
	Robust 95% CI	[−0.217, 0.426]	[−1.003, 0.104]	[−1.106, −0.097]
	傳統 95% CI	[−0.204, 0.380]	[−0.836, 0.091]	[−0.934, −0.100]
	中斷點兩側分數區間	[−10.91, 10.91]	[−8.79, 8.79]	[−7.61, 7.61]
	斷點左右兩側樣本	[52, 28]	[40, 24]	[31,23]
	樣本數	80	64	54
	檢定力 (power)	0.801	0.344	0.371
B.	分數區間: [−48, 16]			
	建中和北一女 (中斷點估計值)	−0.047	−0.142	−0.195
	Robust *p*-value	[0.778]	[0.268]	[0.102]
	Robust 95% CI	[−0.399, 0.299]	[−0.650, 0.181]	[−0.704, 0.064]
	斷點左右兩側樣本	[437, 36]	[437, 36]	[437, 36]
	樣本數	473	473	473
	檢定力 (power)	0.733	0.546	0.573
C.	分數區間: [−32, 16]			
	建中和北一女 (中斷點估計值)	−0.066	−0.177	−0.267*
	Robust *p*-value	[0.856]	[0.269]	[0.091]
	Robust 95% CI	[−0.403, 0.335]	[−0.700, 0.195]	[−0.747, 0.055]
	斷點左右兩側樣本	[259, 36]	[259, 36]	[259, 36]
	樣本數	295	295	295
	檢定力 (power)	0.686	0.486	0.537

說明: 本表採用局部線性迴歸 (local liner regression) 以及三角核 (triangular) 函數加權, 進行估計。A 區非參數型 RDD 採用 Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 提出方法, 極小化 MSE 所得到的最適資料區間 (bandwidths)。B 和 C 區的分數區間分別採用 3 與 2 倍明星高中的資料區間。統計推論採用穩健統計推論, 將 RDD 估計可能的偏誤納入標準差與檢定統計量, 藉此計算 robust *p*-value 與 robust 95% CI。由於 A 區頂尖國立大學和明星國立大學的 robust 95% CI 超過 −1, 因此增列未修正偏誤的 95% CI (即傳統 95% CI)。檢定力 (power) 依分析樣本 (樣本數為 866) 中建中和北一女與其他高中在國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學比例上的差異, 分別將對立假設的值設為 46%、44%、42%, 其中建中和北一女就讀國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學的比例約 69%、53%、47%。$^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$。

和北一女對進入好大學機率的影響。實證結果仍顯示, 就讀建中和北一女沒有增加進入好大學的機率, 而且建中和北一女的估計值均為負值, 其中在 [−32,16] 區間下, 建中和北一女對進入明星國立大學的機率呈邊際的負向顯著。對比最適 MSE 區間的結果來看, 如果將非明星高中樣本限縮

臺灣大學學術期刊資料庫

在附中、中山女、成功、松山的話, 就讀建中和北一女在進入明星國立大學並沒有明顯的優勢。

仿照表6, 本文也呈現估計結果的檢定力。在國立大學的分析中, 其檢定力約在69–80%之間。不過, 頂尖國立大學和明星國立大學的分析中, 其檢定力較小, 分別介於34–55%和37–57%, 可能是因為在頂尖國立大學和明星國立大學的分析中, 建中和北一女的估計值都是負, 而且建中和北一女樣本數較小。若我們以指派變數區間為 [−48, 16] 來看 (樣本數473, 左右兩側樣本為437和36), 國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學分析結果的檢定力依序為73%、55%、57%, 且實證結果顯示, 就讀建中和北一女沒有提升進入好大學機率的效果。[33]

總結而言, 當我們將明星高中定義為建中和北一女, 重新檢視就讀建中和北一女與進入好大學機率的關係, 仍然發現就讀建中和北一女並沒有提升進入好大學機率的效果。

4.5 穩健性分析 — 局部隨機 RDD

前面 RDD 估計是假設未知母體條件平均數在中斷點上是連續的, 其有效性可以透過檢定指派變數分布在中斷點上是否出現異常加以驗證。在大樣本的情況之下, RD 估計值是比較中斷點的左右兩側邊界的差異, 並假設中斷點附近的干擾是可忽略。雖然如此, 目前文獻並沒有一個指標來建議中斷點附近的樣本數要多少才算是大樣本。Angrist and Pischke (2014) 建議同時估計參數型和非參數型 RDD。Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014a,b) 則建議, 在樣本數不是很大的情況下, 以極小化 MSE 來決定最適資料區間, 並使用非參數型的局部線性迴歸 (以三角核進行加權), 同時修正估計偏誤和偏誤所造成的額外變異 (即穩健統計推論), 以增進 RDD 分析的穩健性。[34]

[33]當我們放寬指派變數區間為 [−64, 16] (樣本數622, 左右兩側樣本為586和36), 國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學分析得到的檢定力分別是76%、59%、60%, 且實證結果顯示, 就讀建中和北一女沒有提升進入好大學機率的效果。

[34]值得說明的是, 就作者的認知, 在2014年以前 RDD 文章都沒有將這點納入考慮。只有採用參數型和非參數型 RDD 估計, 並期望能夠得到一致的估計結果。M. D. Cattaneo 和 R. Titiunik 在2021年 NBER 的 RDD 課程中也提及過去 RDD 文獻隱含假設在中斷點兩側具有高度隨機性, 但缺乏相關的理論基礎來討論中斷點兩側的隨機性。

臺灣大學學術期刊資料庫

近年文獻提供一個適用於小樣本的 RDD 估計方式 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2024), 稱為局部隨機 RDD。這個研究設計要求在中斷點附近存在一個區間, 在這個區間內實驗組和控制組具有隨機指派的特性, 因此可以比較區間內, 明星高中和非明星高中在進入好大學機率的差異。如果我們可以找出這樣的區間, 那麼局部隨機 RDD 就可以作為前述 RDD 估計的穩健性分析。本文依序檢視不同定義下的明星高中對進入好大學的影響。

A. 明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中

根據文獻的建議 (Cattaneo, Titiunik, and Vazquez-Bare, 2017; Cattaneo, Idrobo, and Titiunik, 2024), 為保護虛無假設, 需要設定一個高於傳統使用的顯著水準, 因此設定 p 值為 15%, 代表檢定 p 值必須小於 15%才能拒絕虛無假設 (稱此為最小 p 值)。在這個 p 值之下, 以中斷點為中心尋找一個對稱區間 (W_0), 中斷點兩側的樣本數需要大於 10。然後由最小區間開始, 檢定處置變數與個別解釋變數之間是否存在著統計關係。分析結果顯示, 在最小 p 值為 15%的最大區間 $\bar{W} = 2.786$, 此區間中斷點左右兩側的樣本數為 18 與 21, 且處置變數與個別解釋變數均無顯著差異 (詳見附表 3)。[35] 在這樣的區間中, 明星高中學生是集中在松山和成功高中, 非明星高中的學生則包括大同、中崙、景美、海山、板橋高中的學生。

表 9 為局部隨機 RDD 估計結果。在 $\bar{W} = 2.786$ 之下, 就讀明星高中對進入好大學 (國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學) 皆沒有顯著的影響。由於最小 p 值為 15%的最大區間是 $\bar{W} = 2.786$, 因此我們可以進一步將資料區間縮小來檢視分析結果的穩健性。本文考慮兩個區間: 1.786和 1.286。在縮小資料區間的情況, 分析結果仍指出明星高中與非明星高中在進入好大學的機率上並沒有顯著差異。另外, 本文也進一步放寬最小 p 值為 10%, 以擴大分析區間。在這樣設定下, 最大資料區間約為 7, 中斷點兩側樣本數分別是 61 與 49 (明星高中學生主要為中山女、成功、松山等校, 非明星高中學生為表 1 排名 7 至 16 名的高中)。同樣發現明星高中與非明星

[35] 雖然在此情況之下, 進入實驗組的機率約 54%, 但透過二項式檢定, 檢定樣本被分派至實驗組的機率為 50%的假設, 檢定結果顯示, 沒有證據拒絕這個假說。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 就讀明星高中對進入好大學的影響 — 局部隨機化 RDD

	最小 p 值 = 15%			最小 p 值 = 10%			
資料區間	$W = 1.286$	$W = 1.786$	$W = 2.786$	$W = 4$	$W = 5$	$W = 6$	$W = 7$
左右樣本數	[11, 13]	[13, 15]	[18, 21]	[32, 35]	[40, 37]	[57, 46]	[61, 49]
樣本數	24	28	39	67	77	103	110
被解釋變數				國立大學			
明星與非明星高中差異	−0.266	−0.159	−0.032	−0.017	−0.009	−0.014	0.009
p-value	0.223	0.459	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
95% CI	[−0.66, 0.06]	[−0.53, 0.17]	[−0.35, 0.25]	[−0.26, 0.19]	[−0.19, 0.21]	[−0.21, 0.15]	[−0.18, 0.18]
檢定力 (power)	0.608	0.665	0.782	0.952	0.974	0.995	0.997
被解釋變數				頂尖國立大學			
明星與非明星高中差異	−0.056	0.026	0.008	0.007	0.022	0.08	0.122
p-value	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.393	0.196
95% CI	[−0.45, 0.27]	[−0.33, 0.37]	[−0.28, 0.26]	[−0.20, 0.20]	[−0.18, 0.20]	[−0.10, 0.26]	[−0.02, 0.28]
檢定力 (power)	0.507	0.588	0.769	0.959	0.969	0.993	0.994
被解釋變數				頂尖明星大學			
明星與非明星高中差異	0.049	0.046	0.024	−0.016	0.041	0.085	0.121
p-value	1.000	1.000	1.000	1.000	0.787	0.334	0.143
95% CI	[−0.22, 0.34]	[−0.25, 0.29]	[−0.22, 0.23]	[−0.20, 0.16]	[−0.14, 0.18]	[−0.07, 0.23]	[−0.03, 0.24]
檢定力 (power)	0.552	0.674	0.815	0.965	0.975	0.991	0.995

說明: 明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中。資料區間 (window, 簡稱 W) 採用左右對稱, 其中心點為 0。滿足變數平衡的最小 p 值為 15%, 其區間範圍為 1.286–2.786。p 值是在隨機抽樣 1000 次中, 檢定統計量大於實際值的比例。檢定力 (power) 依分析樣本中明星高中與非明星高中在國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學比例上的差異, 分別將對立假設的值設為 45%、40%、36%, 其中明星高中就讀國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學的比例約 64%、46%、39%。$^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$。

臺灣大學學術期刊資料庫

高中在進入好大學的機率差異都不顯著異於0, 再將資料區間限制在6、5、4也得到相同的分析結果。

B. 明星高中為建中和北一女

接著, 我們將明星高中定義為建中和北一女, 然後進行局部隨機 RDD 估計, 分析結果置於表10。表10分析結果顯示, 當設定最小 p 值為15%時, 明星高中與非明星高中在性別比例上會存在差異 (即 p 值 $<$ 15%)。[36] 然而, 在不考慮性別變數之下, 在最小 p 值為15%下, 我們得到變數平衡的最大區間為 $\bar{W} = 6.929$, 中斷點兩側樣本數分別為28與21, 且二項式檢定沒有拒絕樣本被分派至實驗組機率為0.5假說。在這個區間之下, 非明星高中主要是附中、中山女、成功等校。分析結果顯示, 在考試分數相近的情況, 就讀建中和北一女並沒有提高進入好大學的機率。進一步縮小資料區間 (以0.5遞減至最小區間3.429), 仍然得到在區間內, 明星高中與非明星高中在進入好大學的機率上並無顯著的差異。

如同前面的分析一樣, 當將明星高中設定為建中和北一女時, 明星高中與非明星高中在性別比例上容易產生顯著差異, 因此我們需要討論明星高中與非明星高中在性別比例在這些區間下的 p 值, 並評估計性別比例差異是否會左右估計結果。

表10下半部顯示, 明星高中和非明星高中在女性比例的差異是隨著不同資料區間 (W) 而有所不同。在 W 介於6.929至5.929之間, p 值均高於10% (介於10–23%), 但在 W 為5.429或以下的區間, 其女性的 p 值已經降至10%以下。由於不同資料區間的統計結果都是一致, 因此表10分析區間中, 假設就讀建中和北一女與就讀其他高中學校在女性比例上的差異不會對分析結果產生影響應尚屬合理的假設。

總結而言, 採用局部隨機 RDD 作為前面 RDD 分析結果的穩健性檢測。分析結果仍顯示, 就讀明星高中並沒有增加就讀好大學的機率。即使將明星高中定義為建中和北一女仍得到相同的結論。簡言之, 分析結果並沒有發現就讀明星高中有提升進入好大學的效果。

[36]為節省表格篇幅, 正文沒有列出明星高中為建中和北一女的局部隨機 RDD 變數平衡結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資訊網

表 10: 就讀建中和北一女對進入好大學的影響 — 局部隨機化 RDD

	最小 p 值 = 15%							
資料區間	$W = 3.429$	$W = 3.929$	$W = 4.429$	$W = 4.929$	$W = 5.429$	$W = 5.929$	$W = 6.429$	$W = 6.929$
左右樣本數	[10, 13]	[11, 14]	[16, 15]	[18, 15]	[21, 17]	[21, 18]	[26, 20]	[28, 21]
樣本數	23	25	31	33	38	39	46	49
被解釋變數	國立大學							
建中和北一女與其他學校差異	−0.108	−0.084	−0.021	−0.056	−0.067	−0.048	0.008	−0.012
p-value	0.686	0.677	1.000	1.000	0.733	1.000	1.000	1.000
95% CI	[−0.48, 0.24]	[−0.47, 0.25]	[−0.36, 0.27]	[−0.38, 0.25]	[−0.37, 0.23]	[−0.29, 0.19]	[−0.21, 0.27]	[−0.28, 0.22]
檢定力 (power)	0.685	0.661	0.754	0.790	0.837	0.854	0.908	0.913
被解釋變數	頂尖國立大學							
建中和北一女與其他學校差異	−0.315	−0.279	−0.225	−0.211	−0.207	−0.230	−0.088	−0.071
p-value	0.206	0.225	0.277	0.284	0.337	0.187	0.756	0.764
95% CI	[−0.72, 0.08]	[−0.7, 0.05]	[−0.58, 0.12]	[−0.56, 0.07]	[−0.53, 0.07]	[−0.54, 0.06]	[−0.39, 0.15]	[−0.36, 0.18]
檢定力 (power)	0.564	0.586	0.681	0.703	0.765	0.783	0.827	0.851
被解釋變數	頂尖明星大學							
建中和北一女與其他學校差異	−0.269	−0.240	−0.233	−0.233	−0.230	−0.246	−0.112	−0.095
p-value	0.215	0.360	0.255	0.270	0.208	0.177	0.528	0.577
95% CI	[−0.66, 0.06]	[−0.61, 0.09]	[−0.51, 0.05]	[−0.57, 0.06]	[−0.55, 0.05]	[−0.55, 0.01]	[−0.40, 0.14]	[−0.38, 0.16]
檢定力 (power)	0.530	0.580	0.670	0.699	0.749	0.769	0.810	0.840
建中和北一女與其他學校在女性比例差異								
女性差異	0.569	0.442	0.358	0.344	0.325	0.286	0.265	0.190
p-value	0.010	0.068	0.071	0.068	0.065	0.101	0.134	0.233

說明: 資料區間 (window, 簡稱 W) 採用左右對稱, 其中心點為 0。滿足變數平衡的最小 p 值為 15%, 其區間範圍為 3.429–6.929。p 值是在隨機抽樣 1000 次中, 檢定統計量大於實際值的比例。檢定力 (power) 依分析樣本中建中和北一女與其他高中在國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學比例上的差異, 分別將對立假設的值設為 46%、44%、42%, 其中建中和北一女就讀國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學的比例約 69%、53%、47%。在本表的區間中女性無法達至變數平衡要求, 因此獨立列出, 以檢視性別差異是否會影響估計結果。$^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$。

5 結論

雖然各國具有不同的文化和教育制度, 但透過能力分班學習或分校學習是各國常見的教育現場安排。由於這種安排常被預期能夠透過同儕品質的提升來刺激學習成效, 因此受到學生、家長仍至於社會大眾廣泛的支持。究竟明星高中本身是否能增進學生的教育成就是一個待驗證的實證問題。本文使用「台灣青少年計畫 (TYP)」檢視就讀台北市明星高中對進入好大學的影響。其中明星高中為松山、成功、中山、附中、北一女、建中, 好大學包括國立大學、頂尖國立大學、明星國立大學, 以及醫牙學系學生。為了降低遺漏變數偏誤的影響, 本文利用入學考試分數作為篩選學生就讀明星高中的唯一條件, 採用精確中斷點迴歸設計法 (sharp RDD) 進行實證分析。

首先, 敘述統計分析顯示, 在考試成績作為進入明星高中學習的唯一篩選標準, 相較於非明星高中, 明星高中的平均入學成績比較高。即使是在明星高中最低門檻分數附近, 仍觀察到明星高中入學成績比較高的情況。這些結果符合民眾對明星高中學生有較佳考試能力的印象, 也吻合學生和家長偏好以考試分數作為選擇學校的主要參考。

其次, 本文使用參數型和非參數型 RDD, 檢視就讀明星高中是否能提高進入好大學的機率。發現在中斷點附近, 明星高中和非明星高中在進入好大學的機率上並沒有顯著的差異。由於部分民眾和家長會認為台北市的明星高中只有「建中和北一女」, 因此本文亦將台北市的明星高中定義為「建中和北一女」, 檢視明星高中對進入好大學的影響。實證結果顯示, 就讀建中和北一女並無提高進入好大學機率的效果。

再者, 考量中斷點附近的樣本數可能太小, 進而產生統計推論偏誤, 本文採用局部隨機 RDD 估計明星高中對進入好大學機率的影響, 作為參數型和非參數型 RDD 估計結果的穩健性分析。結果發現局部隨機 RDD 與前述 RDD 的結果並無二致。不論將明星高中定義為「松山、成功、中山女、附中、北一女、建中」或「建中和北一女」, 局部隨機 RDD 估計結果顯示, 就讀明星高中對進入好大學機率沒有顯著的影響。

總結而言, 本文的分析結果顯示, 儘管學校品牌和聲望可能吸引更多成績優秀的學生, 但學生能否進入好大學, 主要仍取決學生自身的實力以及其他因素 (例如努力準備學業), 而非單純取決於高中的傳統名聲或學習環

臺灣大學學術期刊資料庫

境。當家長和政策致力於改善在中學階段的學習成效時, 不應過度強調明星高中的重要性。假設進入頂尖大學能夠全面反映個體長期勞動市場的表現 (Andrews, Li, and Lovenheim, 2016; Hoekstra, 2009; 劉家樺, 2020), 那麼就讀明星高中對個人未來發展的重要性, 可能不是我們原先所預期的那樣關鍵。

最後, 說明本文的限制。本文只使用雙北地區的學生資料, 因此實證結果不見得可應用在其他縣市。此外, 實證分析只比較中斷點附近學生的差異, 這個效果是局部而非全域平均效果。對於偏離中斷點學生而言, 本文的分析結果並無法直接推論就讀明星高中是否會影響他們進入好大學的機率。另外, 本文的實證結果是發現, 整體而言明星高中並沒有提高進入好大學的機率。然而這種結果無法排除同儕品質的提升對進入好大學有正向的影響, 因為有可能同儕效果對進入好大學是有正面的影響, 但這個效果正好被其他因素給抵銷。從這一角度出發, 高中階段同儕品質的提升對學業成效的影響, 值得未來研究進一步釐清。

附表 1: 變數平衡檢定 — 非參數型 RDD 的分析

			國中曾擔任			國中曾參加
	J1 樣本	女性	班級幹部	社團幹部	班級小老師	才藝比賽
分數區間: 最適 MSE						
指派變數	0.066	−0.011	0.055	0.042	−0.062	−0.071
Robust *p*-value	0.609	0.931	0.367	0.657	0.345	0.899
中斷點兩側分數區間	[−10.2, 10.2]	[−8.9, 8.9]	[−10.0, 10.0]	[−10.3, 10.3]	[−9.5, 9.5]	[−9.1, 9.1]
斷點左右兩側樣本	[96, 64]	[72, 56]	[96, 64]	[96, 64]	[80, 61]	[78, 59]
樣本數	160	128	160	160	141	137
	國中 班級人數	父親學歷 專科以上	母親學歷 專科以上	家庭月收入	家庭凝聚力	獨生子女
分數區間: 最適 MSE						
指派變數	1.129	0.177	−0.020	−0.166	−0.073	0.063
Robust *p*-value	0.506	0.318	0.764	0.264	0.751	0.598
中斷點兩側分數區間	[−11.2, 11.2]	[−8.8, 8.8]	[−12.1, 12.1]	[−14.0, 14.0]	[−9.8, 9.8]	[−10.5, 10.5]
斷點左右兩側樣本	[108, 71]	[72, 56]	[113, 77]	[130, 82]	[80, 61]	[100, 65]
樣本數	179	128	190	212	141	165

說明: 明星高中為松山、成功、中山女、附中、北一女、建中。指派變數的區間是透過極小化 MSE 決定而得, 請參閱第 4.1 節。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

附表2: 變數平衡檢定 — 明星高中為建中和北一女

被解釋變數	J1 樣本			女性			國中曾任班級幹部		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
建中和北一女	−0.198	−0.142	0.060	0.412**	0.492**	0.522**	−0.048	−0.161	−0.315
	(0.130)	(0.184)	(0.211)	(0.165)	(0.214)	(0.246)	(0.131)	(0.175)	(0.209)
R-squared	0.075	0.078	0.080	0.011	0.013	0.015	0.034	0.038	0.046
被解釋變數	國中曾任社團幹部			國中曾任班級小老師			國中曾參加才藝比賽		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
建中和北一女	−0.137	−0.059	−0.157	0.025	0.025	−0.020	−0.211	−0.179	−0.223
	(0.161)	(0.189)	(0.180)	(0.029)	(0.036)	(0.040)	(0.184)	(0.220)	(0.246)
R-squared	0.015	0.016	0.019	0.066	0.066	0.067	0.017	0.017	0.018
被解釋變數	國中班級人數			父親學歷專科以上			母親學歷專科以上		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
建中和北一女	−1.661	−2.851	−2.780	0.056	−0.084	−0.053	−0.084	−0.217	−0.058
	(2.062)	(2.204)	(2.550)	(0.182)	(0.220)	(0.269)	(0.186)	(0.220)	(0.257)
R-squared	0.023	0.024	0.024	0.040	0.042	0.045	0.038	0.041	0.048
被解釋變數	家庭月收入 (取對數)			家庭凝聚力			手足個數		
多項式模型	2階	3階	4階	2階	3階	4階	2階	3階	4階
建中和北一女	0.055	0.103	0.116	0.016	−0.082	−0.263	0.050	0.068	0.078
	(0.181)	(0.204)	(0.211)	(0.214)	(0.234)	(0.221)	(0.104)	(0.121)	(0.114)
R-squared	0.038	0.038	0.044	0.006	0.007	0.009	0.002	0.003	0.003

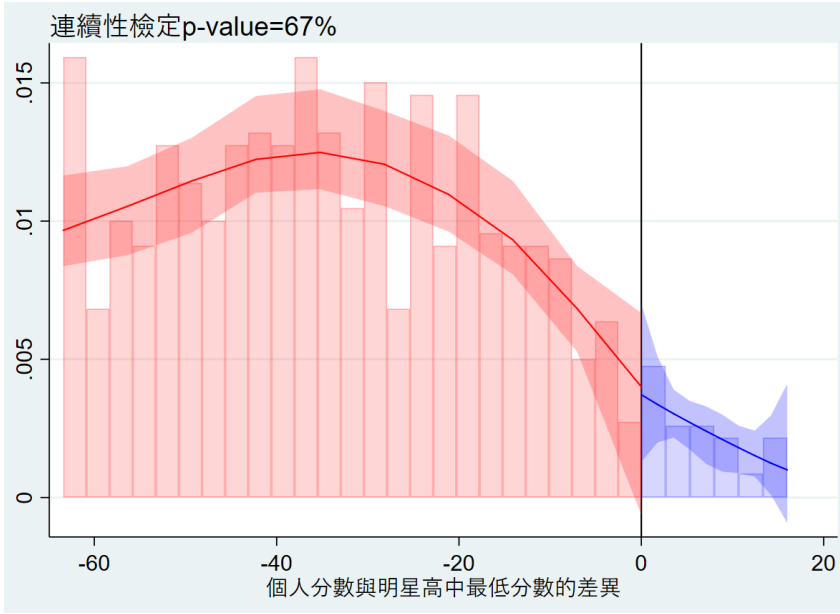
說明: 樣本數為 866。多項式模型請參閱第 4.1 節。$^{***}p < 0.01$, $^{**}p < 0.05$, $^{*}p < 0.1$。

附表 3: 變數平衡檢定 — 局部隨機 RDD 的分析

變數	平均數		差異	p 值	樣本數
	控制組	實驗組			
A. 資料區間: [−2.786, 2.786]					
J1 樣本	0.389	0.429	0.040	1.000	39
女性	0.444	0.429	−0.016	1.000	39
曾任班級幹部	0.941	1.000	0.059	0.450	38
曾任社團幹部	0.235	0.286	0.050	1.000	38
曾任班級小老師	1.000	0.952	−0.048	1.000	38
參加才藝比賽	0.765	0.667	−0.098	0.718	38
班級人數	35.333	36.190	0.857	0.602	39
父親學歷專科以上	0.389	0.524	0.135	0.541	39
母親學歷專科以上	0.333	0.333	0.000	1.000	39
家庭月收入 (取對數)	11.182	11.072	−0.111	0.500	38
家庭凝聚力	1.994	1.994	0.000	1.000	38
獨生子女	0.118	0.143	0.025	1.000	38
B. 資料區間: [−3, 3]					
J1 樣本	0.500	0.500	0.000	1.000	52
女性	0.385	0.423	0.038	1.000	52
曾任班級幹部	0.960	1.000	0.040	0.467	51
曾任社團幹部	0.280	0.308	0.028	1.000	51
曾任班級小老師	1.000	0.923	−0.077	0.499	51
參加才藝比賽	0.840	0.692	−0.148	0.297	51
班級人數	34.538	36.962	2.423	0.118	52
父親學歷專科以上	0.385	0.500	0.115	0.536	52
母親學歷專科以上	0.385	0.346	−0.038	1.000	52
家庭月收入 (取對數)	11.218	11.056	−0.161	0.269	51
家庭凝聚力	2.053	1.999	−0.054	0.734	51
獨生子女	0.120	0.115	−0.005	1.000	51

說明: 本表使用局部 RDD 估計法檢定明星高中 (松山、成功、中山女、附中、北一女、建中) 對進入好大學影響的變數平衡條件。利用 Stata 軟體中的 rdrandinf 指令, 將每個解釋變數作為結果變數, 檢視明星高中 (實驗組) 與非明星高中 (控制組) 平均數的差異, 即進行排列組合檢定 (permutation tests), 試驗次數為 1000 次。A 區要求最小 p 值必須大於 15%, B 區則要求最小 p 值大於 10%, 其中 A 區中的曾任班級幹部有最小 p 值 (45%), B 區中最小 p 值則是班級人數 (p 值為 11.8%)。由於部分變數在資料區間有遺漏, 因此樣本數會有些微的差異。

臺灣大學學術期刊資料庫



附圖 1: 考試分數的機率分布 — 明星高中為建中和北一女

參考文獻

何志偉 (2008), “民國 90 年–97 年台北市公立高中入學成績表,” **URL**: https://tinyurl.com/27k5hhj8。(Ho, Chih-Wei (2008), “Taipei City Public High School Entrance Examination Results (2001–2008),” **URL**: https://tinyurl.com/27k5hhj8.)

教育部 (2019), 《2019 年教育統計》, 取之於: **URL**: https://tinyurl.com/tk4fbatx。(Minister of Education (2019), *Education Statistics 2019 The Republic of China*, **URL**: https://tinyurl.com/tk4fbatx.)

莊奕琦與陳晏羚 (2021), “明星高中進入頂尖大學的學校特定效果分析,” 《經濟研究》, 57(1), 93–122。(Chuang, Yih-Chyi and Yen-Lin Chen (2021), “Do Elite High Schools Matter for Entering Elite Universities?” *Taipei Economic Inquiry*, 57(1), 93–122.)

臺灣大學學術期刊資料庫

陳素貞與周淑慧 (2010), “明星高中升學概況分析 — 以台北市公立高中為例,” 《統計應用分析報告》, 編號 99–10, 1–17。(Chen, Su-Zhen and Shu-Hui Zhou (2010), “An Analysis on the Star High School Students Attending Universities: An Example from the Taipei Public High Schools,” *Statistical Application Analysis Report*, No. 99–10, 1–17.)

黃雅容 (2009), “從上課方式、補習與課外閱讀比較就讀明星高中與一般高中的學習經驗,” 《教育實踐與研究》, 22(1), 113–138。(Huang, Ya-Rong (2009), “Undergoing Better Learning Experiences If Studying at Prestigious High Schools Rather Than Ordinary Ones? Investigating Classroom Teaching Methods, Cram Education Participation and Extracurricular Reading,” *Journal of Educational Practice and Research*, 22(1), 113–138.)

劉家樺 (2020), “學歷和主修領域對薪資的影響 — 以「台灣青少年計畫」為例,” 《經濟論文叢刊》, 48(4), 611–669。(Liu, Chia-Hua (2020), “The Effect of Diploma and Major on Earnings — Evidence from the Taiwan Youth Project,” *Taiwan Economic Review*, 48(4), 611–669.)

潘彥妃 (2000), “北聯繳卡率高, 預估千餘人落榜,” 《聯合報》。(Pan, Yan-Fei (2000), “The Taipei District Joint Entrance Examination Has a High Card Submission Rate, with an Estimated 1,000 Students Failing the Exam,” *United Daily News*.)

鄭皓駿與陳婉琪 (2017), “寧為雞首, 不為牛後? 班級排名對個人學業能力的影響,” 《教育研究集刊》, 63(1), 1–30。(Cheng, Hao-Chun and Wan-Chi Chen (2017), “Rather Be a Big Fish in a Little Pond? The Impact of Class Ranking on Academic Performance,” *Bulletin of Educational Research*, 63(1), 1–30.)

駱明慶 (2002), “誰是台大學生? — 性別、省籍與城鄉差異,” 《經濟論文叢刊》, 30(1), 113–147。(Luoh, Ming-Ching (2002), “Who are NTU Students?-Differences across Ethnic and Gender Groups and Urban/Rural Discrepancy,” *Taiwan Economic Review*, 30(1), 113–147.)

——— (2018), “誰是台大學生? (2001–2014) — 多元入學的影響,” 《經濟論文叢刊》, 46(1), 47–95。(Luoh, Ming-Ching (2018), “Who are NTU

臺灣大學學術期刊資料庫

Students? (2001–2014) — the Effects of the Multi-Channel Admission Program," *Taiwan Economic Review*, 46(1), 47–95.)

關秉寅 (2016a), "同儕補習風氣對國中生學習成就之影響," 《台灣社會學刊》, 60, 99–133。(Kuan, Ping-Yin (2016), "Peer Effects of Cram Schooling on Junior High Students' Learning Achievement," *Taiwanese Journal of Sociology*, 60, 99–133.)

——— (2016b), "國中讀前段班有差嗎? 能力分班對學習成就影響的反事實分析," 《教育研究集刊》, 62(1), 1–33。(Kuan, Ping-Yin (2016b), "Does It Make a Difference in Being Assigned to High-Ability Groups in Junior High? A Counterfactual Analysis of the Effects of Ability Grouping on Students' Academic Achievement in Taiwan," *Bulletin of Educational Research*, 62(1), 1–33.)

Abdulkadiroglu, Atila, Joshua Angrist, and Parag Pathak (2014), "The Elite Illusion: Achievement Effects at Boston and New York Exam Schools," *Econometrica*, 82(1), 137–196.

Andrews, Rodney J., Jing Li, and Michael F. Lovenheim (2016), "Quantile Treatment Effects of College Quality on Earnings: Evidence from Administrative Data in Texas," *Journal of Human Resources*, 51(1), 200–238.

Angrist, Joshua D. and Jorn-Steffen Pischke (2014), *Mastering 'Metrics: The Path from Cause to Effect*, Princeton: Princeton University Press.

Attewell, Paul (2001), "The Winner-Take-All High School: Organizational Adaptations to Educational Stratification," *Sociology of Education*, 74(4), 267–295.

Berkowitz, Daniel and Mark Hoekstra (2011), "Does High School Quality Matter? Evidence from Admissions Data," *Economics of Education Review*, 30(2), 280–288.

Booij, Adam S., Edwin Leuven, and Hessel Oosterbeek (2017), "Ability Peer Effects in University: Evidence from a Randomized Experiment," *Review of Economic Studies*, 84(2), 547–578.

Bui, Sa A., Steven G. Craig, and Scott A. Imberman (2014), "Is Gifted Education a Bright Idea? Assessing the Impact of Gifted and Talented Programs on Students," *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(3), 30–62.

臺灣大學學術期刊資料庫

Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, and Rocío Titiunik (2017), "Rdrobust: Software for Regression-Discontinuity Designs," *Stata Journal*, 17(2), 372–404.

Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik (2014a), "Robust Data-Driven Inference in the Regression-Discontinuity Design," *Stata Journal*, 14(4), 909–946.

——— (2014b), "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs," *Econometrica*, 82(6), 2295–2326.

Camacho, Adriana and Emily Conover (2011), "Manipulation of Social Program Eligibility," *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2), 41–65.

Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press.

Card, David and Lisa Giuliano (2016), "Can Tracking Raise the Test Scores of High-Ability Minority Students?" *American Economic Review*, 106(10), 2783–2816.

Carrell, Scott and Mark Hoekstra (2010), "Externalities in the Classroom: How Children Exposed to Domestic Violence Affect Everyone's Kids," *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(1), 211–228.

Cattaneo, Matias D., Nicolás Idrobo, and Rocío Titiunik (2019), *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations*, **URL**: `https://cattaneo.princeton.edu/publications`.

——— (2024), *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Extensions*, **URL**: `https://cattaneo.princeton.edu/publications`.

Cattaneo, Matias D., Michael Jansson, and Xinwei Ma (2018), "Manipulation Testing Based on Density Discontinuity," *Stata Journal*, 18(1), 234–261.

Cattaneo, Matias D., Rocío Titiunik, and Gonzalo Vazquez-Bare (2016), "Inference in Regression Discontinuity Designs under Local Randomization," *Stata Journal*, 16(2), 331–367.

——— (2017), "Comparing Inference Approaches for RD Designs: A Reexamination of the Effect of Head Start on Child Mortality," *Journal of Policy Analysis and Management*, 36(3), 643–681.

——— (2019), "Power Calculations for Regression-Discontinuity Designs," *Stata Journal*, 19(1), 210–245.

Cicala, Steve, Roland G. Fryer Jr., and Jörg L. Spenkuch (2011), "A Roy Model of Social Interactions," NBER Working Paper, No. 16880.

臺灣大學學術期刊資料庫

Clark, Damon (2010), "Selective Schools and Academic Achievement," *BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1), 1–40.

Clark, Damon and Eliana Del Bono (2016), "The Long-Run Effects of Attending an Elite School: Evidence from the United Kingdom," *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(1), 150–176.

Cohodes, Sarah R. (2020), "The Long-Run Impacts of Specialized Programming for High-Achieving Students," *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(1), 127–166.

Dee, Thomas and Xiaoyang Lan (2015), "The Achievement and Course-Taking Effects of Magnet Schools: Regression-Discontinuity Evidence from Urban China," *Economics of Education Review*, 47, 128–142.

Ding, Weili and Steven F. Lehrer (2007), "Do Peers Affect Student Achievement in China's Secondary Schools?" *Review of Economics and Statistics*, 89(2), 300–312.

Dobbie, Will and Roland G. Fryer (2014), "The Impact of Attending a School with High-Achieving Peers: Evidence from the New York City Exam Schools," *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(3), 58–75.

Duflo, Esther, Pascaline Dupas, and Michael Kremer (2011), "Peer Effects, Teacher Incentives, and the Impact of Tracking: Evidence from a Randomized Evaluation in Kenya," *American Economic Review*, 101(5), 1739–1774.

Duggan, Mark and Steven D. Levitt (2002), "Winning Isn't Everything: Corruption in Sumo Wrestling," *American Economic Review*, 92(5), 1594–1605.

Gelman, Andrew and Guido Imbens (2019), "Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs," *Journal of Business and Economic Statistics*, 37(3), 447–456.

Hahn, Jinyong, Petra Todd, and Wilbert Van der Klaauw (2001), "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design," *Econometrica*, 69(1), 201–209.

Hill, Peter (2013), *Asia-Pacific Secondary Education System Review Series No.1: Examination Systems*, 2nd ed., Edition, Bangkok, Thailand: UNESCO.

Hoekstra, Mark (2009), "The Effect of Attending the Flagship State University on Earnings: A Discontinuity-Based Approach," *Review of Economics and Statistics*, 91(4), 17–24.

臺灣大學學術期刊資料庫

Hoekstra, Mark, Pierre Mouganie, and Yaojing Wang (2018), "Peer Quality and the Academic Benefits to Attending Better Schools," *Journal of Labor Economics*, 36(4), 841–884.

Hoxby, Caroline and Gabrielle Weingarth Salyer (2006), "School Reassignment and the Structure of Peer Effects," Mimeo.

Imbens, Guido and Karthik Kalyanaraman (2012), "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator," *Review of Economic Studies*, 79(3), 933–959.

Jackson, C. Kirabo (2010), "Do Students Benefit From Attending Better Schools? Evidence From Rule-Based Student Assignments in Trinidad and Tobago," *Economic Journal*, 120(549), 1399–1429.

Lazear, Edward P. (2001), "Education Production," *Quarterly Journal of Economics*, 116(3), 777–803.

Lee, David S. and Thomas Lemieux (2010), "Regression Discontinuity Designs in Economics," *Journal of Economic Literature*, 48(2), 281–355.

Lin, Wen-Hsu and Chin-Chun Yi (2016), "Educational Tracking and Juvenile Deviance in Taiwan: Direct Effect, Indirect Effect, or Both," *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 60(3), 326–348.

Lucas, Adrienne M. and Isaac M. Mbiti (2014), "Effects of School Quality on Student Achievement: Discontinuity Evidence from Kenya," *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(3), 234–263.

Murphy, Richard and Felix Weinhardt (2020), "Top of the Class: The Importance of Ordinal Rank," *Review of Economic Studies*, 87(6), 2777–2826.

Pop-Eleches, Cristian and Miguel Urquiola (2013), "Going to a Better School: Effects and Behavioral Responses," *American Economic Review*, 103(4), 1289–1324.

Tangvatcharapong, Meradee (2020), "The Impact of School Tracking and Peer Quality on Student Achievement: Regression Discontinuity Evidence from Thailand," **URL**: `https://meradeetang.com/research/`.

Vardardottir, Arna (2013), "Peer Effects and Academic Achievement: A Regression Discontinuity Approach," *Economics of Education Review*, 36, 108–121.

Zhang, Hongliang (2016), "Identification of Local Average Treatment Effects under Imperfect Matching: With an Application to Chinese Elite Schools," *Journal of Public Economics*, 142, 56–82.

臺灣大學學術期刊資料庫

投稿日期: 2024年3月24日, 接受日期: 2025年12月9日

The Impact of Attending Elite High Schools in Taipei City on Getting Admission to Top Universities

Chia-Hua Liu

Department of Economics, Tamkang University

Ming-Ching Luoh

Department of Economics, National Taiwan University

This paper investigates the impact of attending elite high schools on the likelihood of being admitted to top universities, utilizing longitudinal data from the Taiwan Youth Project. The elite high schools analyzed include Songshan High School, Chenggong High School, Zhongshan Girls High School, The Affiliated Senior High School of National Taiwan Normal University, Taipei First Girls High School, and Chien Kuo High School. The top universities are categorized as national universities, elite national universities, and flagship national universities. To mitigate potential omitted variable bias, this paper employs sharp regression discontinuity design (sharp RDD). Results show that the elite high schools achieve higher scores on entrance exams compared to non-elite schools. However, attending an elite high school does not affect the likelihood of being admitted to top universities. This paper also redefines prestigious high schools to include only Chien Kuo High School and Taipei First Girls High School as the truly prestigious institutions in Taipei and conducts the empirical analysis accordingly. The findings reaffirm that attending either Chien Kuo or Taipei First Girls High School does not increase the probability of gaining admission to top universities.

Keywords: elite high schools, peer quality, national university, elite national universities, sharp regression discontinuity design

JEL classification: I21, I24, I26, J24

臺灣大學學術期刊資料庫