

培養才藝對升大學的影響— 以 TYP 樣本為例

劉家樺*

淡江大學產業經濟學系

關鍵詞: 才藝、培養才藝、教育成就、國立大學、國立頂尖大學

JEL 分類代號: I20, I21, I23, J24

* 聯繫作者: 劉家樺, 淡江大學產業經濟學系, 新北市 251 淡水區英專路151 號。電話: (02) 2621-5656 分機 2518; 傳真: (02) 2620-9731; E-mail: cliu.jarhua@gmail.com。本文承蒙科技部計畫補助 (計畫編號: MOST 106-2410-H-032-014), 僅此致謝。本文曾於 2018 年台灣經濟學會年會發表, 作者感謝陳妍蓓教授對本文提供的意見, 並感謝責任編輯和兩位匿名評審的寶貴意見與建議。

摘 要

隨著高等教育擴張,民眾關注教育成就的重點已從上大學轉為上好大學。多元入學的實施提升非考試成績對升學的影響。本文以「台灣青少年計畫」,檢視培養才藝決定因素及培養才藝對升大學的影響,其中升大學分為上大學及上好大學。在培養才藝決定因素分析中發現,基測成績與運動舞蹈、作文演講才藝呈負向、正向關係,顯示認知能力與運動舞蹈和作文演講才藝呈替代和互補關係。其次,在控制才藝天份和各項其他變數下,培養才藝和基測成績皆與上好大學呈正向關係,其中作文演講才藝與上好大學之正向關係最明確。另外,培養才藝與基測成績交乘項和上好大學呈正向關係,隱含在多元入學制度下,同時具有優良才藝和基測成績表現者較能獲得較佳的升學結果。

1. 前言

教育是提升階級的主要途徑，除影響個人職業選擇外，也是決定個人收入的一個重要因素，因此教育成就常被作為判定社經地位的一個指標。從教育制度制定面向來看，家長與學生乃至於整個社會，認為教育體系的重點是教育成就與公平性，據此，了解教育成就的決定因素有助於政府訂定教育政策，以及消除某些教育機會不均等的問題。

我國在2002年施行「大學多元入學方案」之前，高中與大學主要由入學考試成績決定。入學考試成績直接影響升學狀況、文憑取得及教育年數，因此評估教育成就常用的指標包括了學業成績、升學狀況、最高學歷及教育年數。¹此外，政府對大學教育的價量管控（學費和招生人數）使得大學教育長期處於超額需求狀態，想接受大學教育需從競爭激烈的聯考脫穎而出，故過往大學教育常被視為只服務少數學術精英。根據駱明慶（2004），在1990年時，高等教育階段人口數（以19–22歲衡量）就讀大學的比例約12%，到了2001年仍未達三成。在此背景下，過去文獻聚焦探討大學教育的決定因素。

在1990年代，受到民間教育改革團體的影響，教育部一方面增加大學入學機會，另一方面進行入學制度變革（行政院教育改革審議委員會，1996）。於1996年教育部公布《專科學校改制技術學院及科技大學增設專科部實施辦法》後，自此四年制大學校數從1996年38所上升至2011年的116所。大學校數擴充隱含大學入學機會上升，故19–22歲讀大學的比例也將增加。使用2000–2016年「人力資源調查資料」發現，於2000年時，19–22歲讀大學比例為24%，至2016年已高達74%。因此，大學教育已經從過往精英教育轉為普及教育。隨著大學入學機會上升及長期出生人口數的下降，部分大學正面臨招生困境，在此情形下，教育成就的討論重點已不在是否上大學，而是如何上好大學。

另一方面，教育部分別在2001年和2002年廢除中等教育聯考和大學聯考，採用中等教育及大學多元入學制度，藉此減弱入學考試成績對升學的影響。

¹ 黃毅志與陳怡靖（2005）指出這些指標「屬於教育成就的『量』」之問題；至於升學後是進入怎樣的學校，是高中還是高職，是公立還是私立，這就涉及了『質』的問題」。

響。² 多元入學的實施,使得影響升學的因素從單純的考試成績轉為多元的學習表現。無可避免地,傳統只重視學科表現的教育生態將有所改變。劉家樺等(2017)指出高中職多元入學方案實施後,國中生擔任班級幹部、社團幹部以及參加才藝比賽的行為皆顯著增加。

另外,為了應付家長和學生各類補習的需求,補習班家數與種類在多元入學實施後,亦明顯增加。表1整理1990年至2018年補習班種類家數,以及兒童學習才藝的情況。Panel A和Panel B按補習班種類和招生對象呈現補習班家數,Panel C利用2010年和2014年兒童及少年生活狀況調查之兒童報告書,整理兒童學習才藝的情況。

首先,Panel A顯示近三十年來補習班家數由108家成長至8,424家,以文理類補習班成長為最多,由52家成長至6,221家,外語類補習班次之,音樂舞蹈類補習班再次之。這些類型補習班在2000年之後有著明顯的增長。在1995–2000年間,文理類、外語類及音樂舞蹈類補習班每年增加114間、36間及4間,而在2000–2005年間文理類、外語類及音樂舞蹈類補習班每年則增加了259間、94間及13間。Panel B指出補習班各時期招生對象主要以國小學生為主,國中學生為次。最後,Panel C表明12歲以下兒童學習才藝是隨時間成長,於2010年中從未上過才藝班的兒童有48.6%,於2014年此比例下降為42.2%。從各階段兒童年齡看學習才藝情況亦有相同的趨勢。在2010年3–5歲和6–11歲兒童未曾學習才藝比例有58.6%和26.3%,但在2014年未曾學習才藝比例下降至54%和10.5%,由此可知,我國學子學習才藝已趨於常態。^{3,4}

雖然兒童學習才藝情況相當普遍,在多元入學實施之後,還能滿足多元入學某些層面的需求(多元學習表現),在升學道路上占有一席之地,但是國內文獻探究學習才藝對學習成效之影響仍相當有限,只有少數幾篇探討學習

² 考試成績仍是升學的關鍵因素。現行改革主要透過入學管道設計降低考試分發比例。由於甄選入學管道的入學依據為學生在校綜合表現,入學管道設計可能減緩考試成績對升學的直接影響。

³ 目前安親班亦有提供學習才藝的機會,父母幫兒童子女填答問卷時可能會據此認定其子女曾上過才藝班。或許這個原因,不曾上才藝班的比例才會這麼低。

⁴ 本文也利用1994年至2006年「家庭收支調查」計算每年家戶每位未成年子女在技藝補習的平均支出,於1994年、1996年、2001年和2006年金額依序1萬、1萬4千、1萬8千和1萬8千。每個月才藝支出由1994年800元上升至2006年每個月1,500元,增加近一倍。然而,2006年之後,「家庭收支調查」已不再單獨列出技藝補習支出。

表 1 1990–2018 年補習班家數及 12 歲以下兒童學習才藝情況

	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2018	
Panel A: 按補習班種類分								
文理類	52	190	876	2,431	4,275	5,573	6,221	
外語類	32	85	306	871	1,259	1,454	1,502	
音樂、舞蹈類	18	27	48	124	224	302	338	
美術、書法、攝影、美工、圍棋	1	5	18	54	112	151	171	
珠算、心算、會計	1	7	37	86	99	99	100	
資訊類	1	2	16	43	52	55	56	
其他	3	4	14	17	26	30	35	
總計	108	320	1,315	3,626	6,048	7,665	8,424	
Panel B: 按補習班招生對象分								
學齡前	21	50	113	245	355	480	584	
國小	119	302	1,274	3,787	6,480	8,098	8,810	
國中	34	139	559	1,306	1,940	2,422	2,583	
高中	7	17	44	91	160	233	267	
總計	181	508	1,990	5,429	8,935	11,233	12,244	
Panel C: 兒童學習才藝情形								
	12 歲以下		0–2 歲		3–5 歲		6–11 歲	
	2010	2014	2010	2014	2010	2014	2010	2014
從來未上過 (%)	48.6	42.2	97	95.3	58.6	54	26.3	10.5

註: 補習班家數訊息是取自「直轄市及各縣市短期補習班資訊管理系統」(高雄市政府教育局, 2019), 網址為 <https://bsb.kh.edu.tw/>, 表中數字是作者自己整理而得。兒童學習才藝情況是作者利用魏希聖(2011)及衛生福利部(2016)之2010和2014年兒童及少年生活狀況調查之兒童報告書數據整理而得。

才藝對國小成績和國中成績的影響(王麗雲與游錦雲, 2005; 蘇秀枝, 2005; 張翠娟, 2007; 林碧芳, 2009), 即學習才藝對成績的短期影響, 目前尚無研究檢視學習才藝對升大學的影響, 即才藝的長期效果。這些文獻尚有幾項不足之處: (1) 部分研究採用便利抽樣, 其樣本代表性有不足之虞; (2) 在探究學習才藝對在校成績表現時, 忽略學校和班級衡量成績之差異; (3) 這些研究並未探討各種才藝類型對學習成績的影響, 通常以有無上「才藝班」作為衡量學習才藝的變數; (4) 受限於資料, 目前研究無法適當地控制學生補習才藝前的差

異。⁵

本文使用「台灣青少年計畫」(Taiwan Youth Project, TYP), 於 2000 年調查就讀台北縣市和宜蘭縣國一生(簡稱 TYP-J1 樣本), 檢視培養才藝決定因素以及培養才藝對升大學結果的影響。⁶ TYP-J1 樣本的幾項特性是適合分析這些議題。首先, TYP 樣本為長期追蹤固定樣本, 此特性可讓我們觀察學生從國小至國中擔任學生幹部和參加才藝比賽的經驗、升高中階段的基測成績, 以及日後受大學教育的情況。因此, 本文可以分析培養才藝與國中基測成績之間的關係和培養才藝對升大學結果的影響, 藉此了解各種才藝與認知能力的關係和培養才藝的長期效果, 這些是前述文獻未曾探討的議題。其次, J1 樣本正好經歷了中等教育和大學多元入學制度, 故以這些學生作為分析主體應較能捕捉培養才藝對升大學的影響。

假設培養才藝是一種累積的過程, 培養某項才藝必須從國小開始, 且培養某項才藝者的行為會透過不斷訓練該項才藝, 並積極地參與該項才藝的比賽。據此, 本文認定培養某項才藝者必須滿足以下兩項: (1) 曾在國小五/六年級有該項才藝比賽的經驗, (2) 國一至國三至少有兩次以上該項才藝比賽的經驗。利用第一至第三波學生問卷詢問: 請問你在小學五、六年級及國一、國二和國三是否參加下列才藝比賽, 包括運動舞蹈、美術書法、作文演講、音樂及科學方面等比賽, 本文先定義培養特定才藝, 包含運動舞蹈、美術書法、作文演講、音樂及科學等五類, 再定義是否培養才藝和培養才藝個數。⁷

⁵ 蘇秀枝(2005)不足之處包括了這 4 項, 張翠娟(2007)包括了前 3 項, 而王麗雲與游錦雲(2005)和林碧芳(2009)不足在第 3、4 項。蘇秀枝(2005)選台中市大里市三間已實施課後照顧的國小, 張翠娟(2007)選 6 間台北縣市國小。雖然張翠娟(2007)將才藝類型分為學習類、運動類及藝術類才藝, 但只檢視學習才藝與成績的關係。王麗雲與游錦雲(2005)將暑期上語文班和才藝班合併為「才藝型文化資本」, 在討論暑期文化資本和社會資本對學習進展的影響, 並未考慮學童原先(暑期前)在文化資本和社會資本的差異。該文主要探討家庭在暑期期間提供各類型文化資本和社會資本對學童暑期學習進展的影響, 而非探討學習才藝對學童暑期學習進展的影響。林碧芳(2009)只使用單一期學生資料, 無法控制學習才藝前的成績差異, 故其分析結果可能存在同時性偏誤問題。

⁶ TYP 樣本調查始於 2010 年五都升格之前, 故本文以新北市之舊名台北縣撰文。

⁷ 依照本文認定培養才藝之定義, 有幾點需要進一步說明。首先, 在資料上, 本文並無法直接觀察每位個體從小學習才藝的情況, 因此僅能間接測量個人培養才藝的情形。本文利用個體參加才藝比賽的經驗來認定其是否為培養才藝者。雖然這樣的定義方式較不符合我國學子從小就到處補習才藝的現況, 而且在此定義之下, 許多曾學習各類才藝者(例如, 小學學音樂、美術、書法等)都不會被納入在培養才藝者。然而, 此定義較符合本文想捕捉的持續學習某項才藝對個人教育成就的影響。在現行的大學多元入學制度之下, 了解持續學習才藝對個人升大學的影響應該是比較有意義。其次,

學生日後升大學的情況涵蓋了上四年制大學、國立大學、國立頂尖大學和國立明星大學。本文稱後三者為好大學，其中國立頂尖大學為教育部五年五百億補助之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、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學等十所大學，並將台大、政大、清大、交大、成大等五所大學定義為國立明星大學。此外，考量學生讀醫學系和牙醫學系志願序通常優於讀國立大學的其他學系，上述國立大學定義皆包含讀私立醫學系和牙醫學系。

首先，本文檢視培養才藝決定因素。在此分析中，主要發現基測成績與培養才藝和培養才藝個數未呈顯著的關係，但與培養運動舞蹈才藝呈負向關係，與培養作文演講才藝呈正向關係，而與音樂美術書法未呈顯著關係。因此運動舞蹈才藝與認知能力可能呈替代關係，而作文演講才藝與認知能力較可能呈互補關係。

其次，本文分析培養才藝對升大學結果的影響。為了減緩個人原始稟賦差異而造成遺漏變數偏誤的問題，本文使用國一導師評論學生是否具有某項才藝天份，作為學生未被觀測之個人稟賦的替代變數。此外，考量在大學多元入學制度之下，學校辦理甄選管道入學除考慮學生的學測成績之外，也會參酌學生的綜合表現（在校學業與非學業表現），在最終實證模型亦納入培養才藝變數與基測成績交乘項，藉此了解培養才藝者與未培養才藝者基測成績增加對升大學結果的影響之差異。

本文的結構如下。第二節為文獻回顧，本文先以人力資本理論架構論述教育成就的決定機制，並以此架構回顧教育成就的決定因素之文獻。第三節為資料。首先，本文先說明資料來源，並詳述變數定義；接著描述樣本培養才藝的概況及變數敘述統計量。第四節為實證結果。本文先說明實證策略，再依序呈現培養才藝決定因素，以及培養才藝對升大學影響的實證結果。第五節則是結論。

在此定義之下，培養音樂和科學才藝約為2%。考量音樂才藝屬性與美術書法較為相近，在探討培養特定才藝時，將音樂和美術書法合併為音樂美術書法才藝。然而培養科學方面才藝與其他種類才藝屬性差異過大，故不進行合併，並捨棄探討培養科學才藝與升大學的關係。

2. 文獻回顧

Becker and Tomes (1979) 提供了一個分析經濟地位和家庭特徵的跨代傳遞理論模型。在此模型中, 父母傳遞給子女的稟賦、父母對子女人力資本的投資以及學校或環境品質將決定個人未來的人力資本。Becker and Tomes (1979, p. 1158) 指出, 子女的稟賦涵蓋了家庭的社會聯繫 (connections of their families), 父母的遺傳繼承 (the genetic constitutions of their families) 以及透過家庭文化學習而得的認知與非認知技能。由此可知, 個人的原始稟賦對其未來人力資本累積有著深遠的影響。此外, Heckman and Rubinstein (2001) 認為非認知能力 (non-cognitive skills) 與個人未來發展有著密切關係。⁸ 他們以一群高中畢業生和輟學生為例, 認為取得普通教育發展證書 (General Educational Development, GED) 所傳遞的訊息可能不是只與個人認知能力有關, 尚包括了非認知能力。⁹ 雖然 GED 高中輟學生的能力和高中畢業生相當, 且高於未取得 GED 高中輟學生, 但相較於未取得 GED 高中輟學生, GED 高中輟學生較可能有偏差行為的問題, 故他們日後發展並未比未取得 GED 高中輟學生出色, 據此強調非認知能力是影響個人未來發展的重要因素。根據 Kautz et al. (2014, p. 8), 非認知能力指無法以測驗分數衡量之個人特質。¹⁰ 可分為二類, 其一是心理學家常用的五大人格特質 (big five personality traits), 包括開放性、嚴格自律性、外向性、友善性、神經質性。¹¹ 另一類為任務導向行為 (task-based

⁸ Heckman and Kautz (2012) 回顧了非認知能力 (或人格特質) 對未來發展重要性的實證例子, 強調 IQ 或以標準化測驗衡量認知能力, 此種單一指標並無法真正預測個人未來的發展。

⁹ 高中輟學生若通過 GED 考試, 其學歷等同於高中畢業生。

¹⁰ 值得說明的是, Lundberg (2019) 認為目前文獻對如何衡量非認知能力尚無共識。

¹¹ Lundberg (2013) 參考美國心理學會字典 (American Psychological Association Dictionary) 列出五大人格特質的意思。簡易翻譯如下, 括號為原文。開放性 (open to experience): 對新事物 (含藝術、文化、智能創造) 接受程度 (The tendency to be open to new aesthetic, cultural, or intellectual experiences); 嚴格自律性 (conscientiousness): 具有組織、責任、努力工作的態度 (The tendency to be organized, responsible, and hardworking); 外向性 (extraversion): 樂衷人際互動, 為人親切 (An orientation of one's interests and energies toward the outer world of people and things rather than the inner world of subjective experience); 友善性 (agreeableness): 以合作、無私態度做事的傾向 (The tendency to act in a cooperative, unselfish manner); 神經質性 (neuroticism): 長期情緒不穩定和易有心理壓力的症狀 (A chronic level of emotional instability and proneness to psychological distress)。

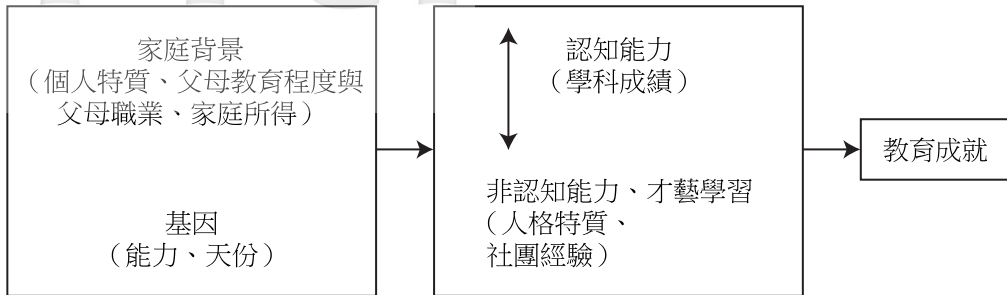


圖1 決定學生教育成就的機制

behaviors), 例如參與社團活動及才藝競賽等。綜合上述, 學生教育成就的決定機制可由圖1表示。在人力資本理論的架構, 相關文獻探討影響個人教育成就的因素主要可分為個人特質、家庭背景、補習(學科和才藝補習)及非認知能力等因素。

2.1 個人特質、家庭背景與教育成就

國內文獻討論個人特質、家庭背景與教育成就的關係主要涉及省籍、性別、健康、父母教育程度與職業、家庭所得及補習。相關研究指出早先外省籍的教育成就高於本省籍, 然而隨著時間經過, 此差異已不明顯(駱明慶, 2001; Tsay, 2006; 吳慧瑛, 2007)。其次, 研究發現早期父母對子女人力資本的投資有重男輕女現象, 但隨著經濟發展、教育的普及, 此差異性已逐漸消弭(駱明慶, 2001; 吳慧瑛, 2007)。

除省籍和性別因素外, 個人健康發展與教育成就亦有密切關係。林明仁等(2013)使用「台灣教育長期追蹤資料庫」, 指出身高與發育時間點呈現正向關聯, 發育愈早隱含認知能力的發展愈快, 因此身高愈高者其認知能力也會比較高。林明仁與賴建宇(2012)合併使用1909–1933年日治時期總督府記錄之疾病、人口、水道建設與各類公共支出資料、1980年人口普查及1989年中老年人身心健康調查資料, 發現嬰兒時期乾淨用水的機會對個人長期健康狀況、教育年數及老年時期有偶機率皆有正面的影響。

除上述因素之外, 影響個人教育成就最重要的因素當屬個人的家庭背景, 文獻多以父母親教育程度、父母親職業以及家庭所得作為家庭背景變

數。由於我國現行教育制度仍採高中職及五專分流, 家庭背景的影響力其實在國中升高中階段已顯現出來(薛承泰, 1996; 黃芳玫與吳齊殷, 2010)。駱明慶(2001, 2002)指出決定子女是否上大學的關鍵因素為父母親教育程度、居住於台北市或台北市以外的其他都市以及父親於公部門工作, 而這些因素與成為台大學生更具相關性。張鈿富(2006)亦發現家庭社經地位高的子女讀公立大學的比例也比較高。雖然家庭所得預期將正向影響個人教育成就, 但其顯著性往往低於父母教育成就(駱明慶, 2001)。可能是家庭所得需透過某些中間變項, 如管教方式、陪伴子女時間、補習等, 再對子女表現產生影響。黃芳玫與吳齊殷(2010)發現家庭所得對子女成績的正向影響是透過個人不可觀察變數來影響。

在人力資本理論詮釋之下, 家庭背景與家庭投入在子女身上的資源息息相關, 課外補習是一項常被用以衡量家庭資源投入之變數。校外學科補習往往被視為是一種強化認知能力的行為。實證上, 補習與學業成就呈正相關(劉正, 2006; 黃毅志與陳俊璋, 2008)。然而, 考量補習的內生性後(如個人原始能力差異), 補習對提升個人學業成就的影響並不明顯(黃健倫, 2008; 銀慶貞等, 2012), 但對數學成績略有助益(關秉寅與李敦義, 2008)。Lin and Lue(2010)指出, 補習可能只有短期效果。有別上述研究, 蔡苙涓(2012)透過教育生產函數的估計, 在控制高中學校品質後, 家庭資源的投入(以補習費用衡量)對大學指定科目考試之國文、英文和歷史成績的影響較為明顯。

根據 Becker and Tomes(1979, 1986), 由於父母傳遞給子女稟賦是不完全, 因此後天培養(nurture)仍是決定子女未來發展的重要因素(Holmlund et al., 2011; Tsou et al., 2012); 然而, 隨著教育資金取得限制變得相對不重要(如少子化、所得和教育補貼的成長), 家庭背景對年輕世代子女教育成就的影響力將逐漸趨弱, 其中父親職業已轉為不影響(駱明慶, 2001; 吳慧瑛, 2007)。駱明慶(2004)指出, 家庭背景的影響力與當時大學就學的比例緊密關聯, 當大學就學的比例偏低時, 就學機會的增加使得家庭背景的影響力上升; 反之則減少。張宜君與林宗弘(2015)論述, 雖然台灣高等教育擴充有降低家庭背景的影響力, 但並未提高低社經背景子女就讀公立大學之機會。

2.2 才藝學習、非認知能力與教育成就

除學科補習之外,父母培養孩子的藝術才能也可能正面地影響其日後學習表現。理論上,人的左右腦各司其職,左腦主司記憶、推理及分析,即語言、符號、數學、英文等學科學習;右腦主司感覺、創造及想像,即藝文方面的音樂、美術、舞蹈及體育等表現。學習才藝能協助開發右腦的潛能,有益於人格的健全、自我的實現及完整發揮創造力,因此有強化認知能力和非認知能力之功效,預期對學習表現將有正面助益(湯芝萱, 1995; 錢得龍, 2005)。

首先,才藝學習與學業成就部分。王麗雲與游錦雲(2005)使用2000年就讀台北縣市和嘉義縣市國小五年級學生資料,分析暑期社會資本和暑期文化資本對暑期學習進展的影響,發現僅文化資本對成績變化有正向影響,社會資本對學習進展無顯著的影響。其中才藝型(語文班、才藝班)和加強學習型(益智班、科學主題營、家教)文化資本對數學成績變化有影響,閱讀型(科學或益智類、歷史或自傳、原文書)文化資本則對國語成績變化有影響。蘇秀枝(2005)使用台中縣大里市國小二、四、六年級學童樣本,指出補習才藝與在校成績表現呈正向關聯。張翠娟(2007)調查台北縣市6所國小二年級學童,發現進入國小前,曾學習才藝的學童其學業表現優於未學習才藝的學童。使用「台灣教育長期追蹤調查」第一波國中樣本,林碧芳(2009)發現學習才藝與學習成就呈正相關,且越早學習才藝、學習才藝的時間持續越久與學習成就的關係越明顯。

其次,非認知能力與學業成績部分。Borghans et al.(2008)探討非認知能力與測驗成績的關聯,該文以人格特質(personality traits)與時間和風險偏好參數(economic preference parameters)衡量非認知能力,發現動機和自律等特質有助於提升測驗成績。林俊瑩與黃毅志(2008)以「台灣教育長期追蹤調查」之國中樣本,檢視影響學生學習成就的可能機制,發現家庭背景佳的學生有較正面的學習態度(心無旁騖、主動複習、力求甚解)以及較低的負面文化資本(生活不良習性、學校不良行為)。在控制了家庭背景之影響,正面的學習態度和較低的負面文化資本與學生學習成就呈正向關係。

除成績之外,文獻亦指出非認知能力與教育成就呈正向關係(Heckman et al., 2006; Lleras, 2008; Cheng, 2013; Lundberg, 2013, 2019)。Heckman et al.(2006)

以 National Longitudinal Survey of Youth 1997 (NLSY97) 的自我效能 (self-efficacy) 和自尊 (self-esteem) 作為非認知能力, 發現非認知能力較高者較可能取得大學學位、薪資較高、較無偏差行為。Lundberg (2013) 使用 National Longitudinal Study of Adolescent Health (Add Health), 以心理學五大人格特質衡量非認知能力, 發現非認知能力對大學畢業機率有正面的影響。Cheng (2013) 使用「台灣青少年資料」, 以自我形象、嚴格自律性和友善性衡量人格特質, 以一般國立大學、國立台灣科技大學、國立台北科技大學及具有醫學院的大學衡量好大學, 發現正向人格特質與讀好大學呈正向關係。Lleras (2008) 以 National Educational Longitudinal Study (NELS), 發現高一時的正向學習態度和學習習慣、參與運動型和學術型課外活動皆與教育成就呈正向關係。Lundberg (2019) 以 NLSY97 和 Add Health 指出非認知能力與教育成就呈正向關係, 但控制教育程度後, 非認知能力與工資並未呈現顯著關係。因此, 非認知能力可被視為是一種人力資本。

綜合上述, 礙於資料限制, 目前國內相關文獻並未能有系統地研究非認知能力與學業成績的關係, 及非認知能力對教育成就的影響。在探討才藝學習對學習成效的研究仍相對稀少, 這些研究大部分為便利抽樣, 多半使用單一期的資料, 探討二元學習才藝與學業成績的關係, 往往無法控制樣本原始表現之差異, 而且目前尚無研究檢視學習才藝對升大學的影響。本文使用長期追蹤固定樣本資料, 探討培養才藝決定因素及培養才藝對升大學的影響, 前者可讓我們了解培養才藝與性別、認知能力及家庭背景之間的關聯性, 後者則提供培養才藝與日後上大學、國立大學、頂尖大學和明星大學之間的關係。

3. 資料

3.1 資料來源和變數定義

本文採用由中央研究院社會學研究所主導「台灣青少年計畫 (TYP)」, 於 2000 年調查台北縣市和宜蘭縣就讀國一和國三學生 (簡稱 J1 和 J3 樣本)。TYP 以這些學生作為長期追蹤固定樣本, 至 2017 年為止, 這些樣本平均 31

歲。除學生之外, TYP 同時也對學生家長和國中導師進行問卷調查。抽樣方式採用「分層多階段叢集抽樣」, 以縣市和鄉鎮市區作為第一分層和第二分層。於第二分層進行兩階段叢集抽樣, 第一階段以「學校」為抽取單位, 第二階段以「班級」為抽取單位。最終抽取 40 所學校, 共 162 班級, 其中國一和國三各抽取 81 班級, 人數為 2,696 人和 2,890 人。

本文使用 J1 樣本的第一至第九波資料、國中導師問卷和各波家長問卷。以學生樣本整理性別、家庭結構、國小至國中階段擔任學生幹部經驗和參加才藝比賽經驗, 以及日後升大學的情況; 利用家長問卷取得學生父母親教育程度和國中階段平均家庭月收入; 利用導師問卷中, 導師評論學生具有運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講和科學方面天份等題組, 計算才藝天份、才藝天份個數及特定才藝天份等變數。學生基測成績是透過導師問卷和學生問卷計算而得。長期追蹤固定樣本的特性得以讓本文分析國中基測成績與培養才藝的關係以及培養才藝對升大學結果的影響。

本文欲探討培養才藝與升大學之間的關係。被解釋變數為升大學的情況, 包括了就讀四年制大學、國立大學、國立頂尖大學和國立明星大學。國立頂尖大學為教育部於 2006 至 2010 年間, 以五年五百億補助之 10 所國立大學, 包括台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學; 國立明星大學為台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學和成功大學。由於國內學生讀醫學系和牙醫學系志願序通常優於就讀國立大學的其他學系, 因此國立大學、頂尖大學和明星大學皆包含就讀醫學系和牙醫學系的學生。¹²

其次, 本文主要的解釋變數為培養才藝。如前所述, 本文認定培養才藝必須從國小至國中都有才藝比賽經驗, TYP 資料前三波資料記錄了學生在國

¹² 雖然 J1 樣本資料為 2000 年就讀國一學生, 然而這群學生到了 18 歲時, 並非全都已經完成升學的決策, 而且如同多數追蹤調查一般, 也並非所有樣本都會出現在各波調查, 例如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) 或升大四的年紀 (第九波) 又接受調查。TYP-J1 樣本第七至第九波皆調查樣本上大學情況。本文發現出現在這三波的學生上大學、國立大學、國立頂尖大學和國立明星大學的比例分別為 69%–73%、17%–18%、5.9%–6.3% 和 4%–4.5%。因此, 除了讀大學比例有差異之外, 各波樣本在就讀國立大學、頂尖大學及明星大學比例相當接近, 據此本文認定「重考」或「轉學」進入好大學的情況可能不嚴重。由於本文旨在了解培養才藝對日後升大學的可能助益, 在各波國立大學、頂尖大學和明星大學的比例差距很小的情況, 本文合併第七至第九波訊息創造升大學的成果變數 (即樣本在 22 歲前是否上大學和進入好大學)。

小五/六年級、國一、國二及國三是否曾代表班級或學校參加各類才藝比賽，項目包括運動舞蹈、美術書法、作文演講、音樂和科學方面比賽等五種類型。根據這些題組，本文先定義培養特定才藝變數，以運動舞蹈才藝為例，表示如下：

$$\text{培養運動舞蹈才藝} = \begin{cases} 1, & \text{if 國小五/六年級有運動舞蹈比賽的經驗且國一} \\ & \text{至國三至少有兩次以上該項才藝比賽的經驗,} \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

本文接續定義是否培養才藝和培養才藝個數(從0至5個)。由於培養音樂和科學才藝的比例約2%，考量音樂與美術書法的屬性較為相近，本文將兩者合併為音樂美術書法才藝。但科學與其他才藝屬性差異過大，無法進行適當的合併，故本文不分析培養科學才藝與升大學的關係。總結上述，本文分析的才藝變數包括二元培養才藝、培養才藝個數及培養運動舞蹈、音樂美術書法和作文演講才藝。

再者，相關文獻指出研究學生教育成就決定因素的挑戰在於無法完全控制學生未被觀察之個人稟賦(如基因或天份或能力等)的影響(Holmlund et al., 2011)。本文擬控制學生才藝天份以減緩因個人稟賦差異對估計結果的影響。才藝天份變數來源是國一導師問卷，導師評論學生是否具有運動舞蹈、美術書法、作文演講、音樂和科學方面等天份。以運動舞蹈為例，問卷問題為「如果用下列這些特質來形容這個學生，您覺得符不符合：他具有運動、舞蹈方面的天份？」答項包括非常符合、還算符合、不大符合、非常不符合。本文將「非常符合」視為導師認為該生具有運動舞蹈的天份，將其他三個選項視為導師認為該生不太具有運動舞蹈的天份。據此，運動舞蹈天份可定義如下：

$$\text{運動舞蹈天份} = \begin{cases} 1, & \text{if 國一導師評論某生具有運動舞蹈天份,} \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

接著，本文定義二元才藝天份和才藝天份個數。最終，本文使用才藝天份變數包括二元才藝天份、才藝天份個數及運動舞蹈、音樂美術書法和作文演

講天份。¹³

除上述變數之外,其他控制變數尚有性別、國中基測成績、擔任學生幹部經驗(班級幹部、班級小老師、社團幹部)、國中補習才藝、及家庭背景(父母親教育程度、家庭月收入、家中小孩個數、國一時父母離婚或分居和父或母過世)。考量擔任學生幹部經驗與培養才藝可能存在正向關係,且相關文獻指出非認知能力和擔任學生幹部經驗會影響考試成績和最終教育成就(Borghans et al., 2008; Lleras, 2008),為了降低擔任學生幹部經驗對估計結果的影響,本文仿照培養才藝變數的設定,定義擔任班級幹部、班級小老師、社團幹部經驗,以班級幹部經驗為例,設定如下:

$$\text{班級幹部經驗} = \begin{cases} 1, & \text{if 國小五/六年級曾任班級幹部且} \\ & \text{國一至國三至少曾任兩次以上班級幹部,} \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

此外,為減緩國中環境差異對估計結果的影響,迴歸模型亦控制國中學校虛擬變數。在描述完變數定義之下,在下一節呈現變數的敘述統計量。

3.2 變數敘述統計量

表2 描述樣本培養才藝的情況。在最終分析樣本中(2,047 位),培養才藝者(512 位)占25%,以只培養一種才藝占培養才藝者的85%為最高。表2 左半部顯示,只培養一種才藝者中,選擇運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講、科學才藝的比例依序為52%、24%、21%、3%。右半部指出在培養兩種才藝者中,以運動舞蹈與作文演講才藝的搭配有30%為最高,音樂美術書法與作文演講的搭配有22%為次之。

表3 呈現變數定義和平均數。上大學、國立大學、國立頂尖大學和國立明星大學的比例依序為77%、17.6%、5.9%和4.3%。學生培養才藝的比例為25%,培養運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講和科學才藝有13.4%、7.1%、

¹³ 本文已將音樂和美術書法才藝整併為音樂美術書法才藝,為求一致,亦將音樂和美術書法天份整併為音樂美術書法天份。類似地,本文不分析培養科學才藝與升大學的關係,故將不會使用科學天份變數。

表 2 學生培養才藝情況

	培養一種才藝			培養二種才藝	
	人數	%		人數	%
運動舞蹈	228	52.3	運動舞蹈, 音樂美術書法	12	17.9
音樂美術書法	105	24.1	運動舞蹈, 作文演講	20	29.9
作文演講	91	20.9	運動舞蹈, 科學	7	10.5
科學	12	2.8	音樂美術書法, 作文演講	15	22.3
			音樂美術書法, 科學	7	10.5
			作文演講, 科學	6	8.9
總計	436	100		67	100

註: 表格數字為 TYP J1 樣本。在最終分析樣本中(2,047 樣本), 培養才藝者有 512 位占分析樣本的 25%。其中培養 1 種、2 種、3 種以上才藝有 436 位、67 位、9 位, 分別占培養才藝者的 85%、13%、2%。

6.8% 和 1.8%。導師評論學生具有才藝天份的比例 23.4%, 而運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講及科學才藝天份為 13%、10.2%、7% 及 3%。男性的比例為 51%, 國中基測成績為 160.5 分(總分 300 分), 班級幹部、班級小老師和社團幹部經驗的比例為 53.6%、20.4% 和 3.7%, 國中補習才藝有 36%。父母教育年數依序為 11 年和 10.4 年, 家庭月收入在 5 萬以下、5-8 萬、8-12 萬、12-15 萬和 15 萬以上的比例為 32.6%、37.7%、22.1%、3.2% 和 4.4%。平均家中小孩個數為 2.6 位; 國一時父母離婚或分居和父或母過世的比例為 7.5% 和 3%。

最後一欄呈現培養才藝者和未培養才藝者在升大學、個人特性和家庭背景的差異。首先, 培養才藝者在上大學、國立大學、頂尖大學和明星大學的比例高於未培養才藝者有 7.8%、11.9%、6.4% 和 6.5%。其次, 培養才藝者在才藝天份、才藝天份個數、基測成績、擔任學生幹部經驗、補習才藝、父母親教育年數以及家庭月收入皆顯著高於未培養才藝者。初步來看, 培養才藝與升大學結果呈正向關係, 但由於兩者在其他各項特性皆存在顯著的差異, 因此兩者在升大學結果之差異仍需控制其他變數才能更精確得出。在描述完變數平均數後, 下一節本文先說明實證策略, 再依序檢視培養才藝決定因素及培養才藝對升大學結果的影響。

表 3 變數定義與敘述統計量

變數	定義	平均數	有沒有培養才藝		
			有 平均數	沒有 平均數	差異
被解釋變數:					
上大學	= 1 就讀四年制大學	0.770	0.828	0.750	0.078***
國立大學	= 1 就讀國立大學 (含牙醫學系)	0.176	0.266	0.147	0.119***
頂尖大學	= 1 就讀五年五億國立大學 (含牙醫學系)	0.059	0.107	0.043	0.064***
明星大學	= 1 就讀台政清交成 (含牙醫學系)	0.043	0.092	0.027	0.065***
解釋變數:					
培養特定才藝	= 1 國小五 / 六年級有下列才藝比賽經驗且 國中三年至少有兩次以上下列才藝比賽經驗				
運動舞蹈		0.134			
音樂美術書法		0.071			
作文演講		0.068			
科學		0.018			
培養才藝	= 1 至少培養一項才藝	0.250			
培養才藝個數	培養才藝的個數 (0-5)	0.292			
特定才藝天份	= 1 國一導師評論學生具有下列才藝天份				
運動舞蹈		0.129	0.268	0.083	0.184***
音樂美術書法		0.102	0.207	0.066	0.141***
作文演講		0.069	0.158	0.040	0.118***
科學		0.029	0.041	0.025	0.016
才藝天份	= 1 國一導師評論學生具有才藝天份	0.234	0.455	0.160	0.295***
才藝天份個數	國一導師評論學生具有才藝天份個數 (0-5)	0.348	0.721	0.224	0.497***
男性	男學生	0.511	0.475	0.522	-0.048
基測成績	國中基本能力測驗成績 (1-300)	160.3	175.2	155.4	19.8***
學生幹部經驗	= 1 國小五 / 六年級曾任下列學生幹部且 國中三年曾擔任兩次以上下列學生幹部				
班級幹部		0.536	0.758	0.463	0.295***
班級小老師		0.204	0.322	0.165	0.157***
社團幹部		0.037	0.084	0.021	0.062***
國中補習才藝	= 1 上國中以來, 曾學過才藝	0.355	0.492	0.309	0.183***
家庭背景					
父親教育年數	父親受教育年數 (6-23)	11.0	11.4	10.8	0.613***
母親教育年數	母親受教育年數 (6-18)	10.4	10.8	10.2	0.641***
家庭月收入	= 1 國中家庭月收入為下列組別				
5 萬以下		0.326	0.273	0.344	-0.071***
5-8 萬		0.377	0.369	0.379	-0.010
8-12 萬		0.221	0.260	0.208	0.052**
12-15 萬		0.032	0.045	0.028	0.017
15 萬以上		0.044	0.053	0.041	0.012
手足個數	家中小孩個數 (1-6)	2.6	2.6	2.6	0.001
父母離婚或分居	= 1 上國中時父母已離婚或分居	0.075	0.074	0.075	-0.001
父或母過世	= 1 上國中時父或母已過世	0.027	0.027	0.027	0.001
樣本數		2,047	512	1,535	

註: TYP 第一至第九波 J1 學生樣本; 家庭月收入對照組為 5 萬以下。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。

4. 實證結果

4.1 實證策略

本小節說明培養才藝決定因素及培養才藝對升大學影響的實證模型。在 4.2 節, 本文檢視培養才藝決定因素, 一般迴歸分析模型 (ordinary least squares, OLS) 表示如下:

$$\text{skill}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{talent}_i + \beta_2 \text{score}_i + \delta X_i + \text{school}_j + v_i, \quad (1)$$

其中 skill 為培養才藝變數, 包括是否培養才藝、培養才藝個數以及培養運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講才藝, talent 為才藝天份變數, 依序為是否有才藝天份、才藝天份個數及運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講才藝天份; score 為國中基測成績; 其他控制變數 (X) 包括性別、擔任學生幹部經驗、補習才藝及家庭背景, school_{*j*} 為學生就讀國中學校 *j* 的固定效果; v 為模型的誤差項。在控制才藝天份和其他各項變數下, 式 (1) 基測成績的係數 (β_2) 可讓我們了解認知能力與培養各種才藝的關係。以培養才藝為例, 若 $\beta_2 > 0$ ($\beta_2 < 0$) 代表基測成績與培養才藝存在正向關係, 兩者較可能呈互補關係 (替代關係)。

在 4.3 節, 本文檢視培養才藝對升大學結果的影響, 基本的實證模型可表示如下:

$$\text{outcome}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{skill}_i + \beta_2 \text{score}_i + \delta X_i + \text{school}_j + \eta_i, \quad (2)$$

其中 outcome 為升大學變數包括四年制大學、國立大學、國立頂尖大學和國立明星大學; 式 (2) 培養才藝 (skill)、基測成績 (score)、其他控制變數 (X) 及國中學校虛擬變數 (school_{*j*}) 皆與式 (1) 相同, 而 η 為模型的誤差項。本文依序分析培養才藝、培養才藝個數及培養特定才藝對升大學的影響。在給定了各項解釋變數及國中學校的固定效果下, 式 (2) 中培養才藝和基測成績

迴歸係數 (β_1 和 β_2)，代表培養才藝和認知能力對升大學的影響。倘若培養才藝同時與認知能力和升大學存在相關性，代表未同時控制培養才藝和認知能力的情況下，培養才藝和認知能力對升大學的影響都是偏誤的。

雖然式(2)控制了個人升大學前原始成績差異 (score)，並盡可能地控制了影響培養才藝和教育成就的各項其他變數，以降低培養才藝內生性對估計結果的影響。¹⁴ 然而研究學生教育成就決定因素的挑戰在於無法完全控制學生未被觀察之個人稟賦 (如基因或天份或能力等) 的影響。是故，上述的估計結果仍然可能存在著遺漏變數偏誤 (omitted variables bias)。勞動經濟學相關文獻大多使用以下方法解決內生性的問題 (Harmon et al., 2003; Holmlund et al., 2011): (1) 為遺漏變數找替代變數 (proxy variable)，一個常見的例子為未觀察到的能力 (unobserved ability)，常見的作法是以問卷的型式來測量未觀察到的能力，並將之置於迴歸模型; (2) 為關鍵的解釋變數找工具變數 (instrument variable)，常見的例子為使用義務教育年限的變動做為受教育年數的工具變數; (3) 探索自然實驗 (natural experiment)，例如使用雙胞胎或領養子女的資料。本文採用上述第(1)方法，以國中導師對學生才藝天份之評價 (talent)，作為學生未被觀察之才藝天份 (個人稟賦) 的替代變數，藉此緩和遺漏變數偏誤的問題。迴歸式以式(3)表示:

$$\text{outcome}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{skill}_i + \beta_2 \text{score}_i + \gamma \text{talent}_i + \delta X_i + \text{school}_j + \eta_i, \quad (3)$$

在控制才藝天份 (或個人稟賦替代變數) 及各項其他變數之下，培養才藝估計值 (β_1) 和基測成績估計值 (β_2) 可視為學生後天培養才藝和認知能力對教育成就的影響。

前述模型並未考慮培養才藝與基測成績存在交乘效果。在大學多元入學制度下，學校辦理甄選入學時，除考量基本學力測驗外，還會斟酌學生在校學業和非學業表現 (如擔任幹部及才藝表現)。因此式(4)加入培養才藝與基測成績交乘項 (skill × score):

¹⁴ 一般而言，內生性問題可分遺漏變數偏誤、同時性問題 (simultaneous bias) 及自變數測量誤差 (measurement error)。本文已控制國中基測成績，故培養才藝和升大學情況互為因果 (即同時性問題) 的可能性較低。若培養才藝變數存在測量誤差，則式(2)的培養才藝估計值將會是低估。

$$\begin{aligned} \text{outcome}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{skill}_i + \beta_2 \text{score}_i + \beta_3 \text{skill}_i + \text{score}_i + \gamma \text{talent}_i \\ & + \delta X_i + \text{school}_j + \eta_i, \end{aligned} \quad (4)$$

以培養才藝為例，培養才藝者和未培養才藝者升大學結果之差異為 $\beta_0 + \beta_3 \text{score}$ ，迴歸係數 (β_3) 代表當基測成績增加 1 分，培養才藝者和未培養才藝者升大學結果之差異。當 $\beta_3 > 0$ 時，培養才藝者基測成績增加對升大學之正面影響將高於未培養才藝者。是故，在預期 $\beta_3 > 0$ 之下，人們將會更有誘因培養才藝；反之，在預期 $\beta_3 \leq 0$ 則較不會有誘因培養才藝。大學多元入學制度的實施增加了 $\beta_3 > 0$ 的可能性。

4.2 培養才藝決定因素

本小節分析培養才藝的決定因素，迴歸結果呈現於表 4 和表 5。表 4 呈現培養才藝和培養才藝個數決定因素，模型 (1) 至 (3) 和模型 (4) 至 (6) 的被解釋變數分別為培養才藝和培養才藝個數。培養才藝與培養才藝個數的模型皆依序加入性別和家庭背景，才藝天份、國中基測成績、擔任學生幹部經驗和補習才藝，以及國中學校的固定效果。

在模型 (1) 至 (3) 的設定下，不同性別的學生在培養才藝的比例上並無統計顯著的差別。家庭背景變數中也僅有母親教育年數在未控制學生才藝天份、基測成績、擔任學生幹部經驗、補習才藝和國中學校的固定效果下才具有統計顯著的正向影響。才藝天份、擔任學生幹部經驗（班級幹部、班級小老師、社團幹部）、補習才藝和培養才藝皆呈現正向顯著的關係，以模型 (3) 為例，這些估計值分別為 23.5%、12.9%、8%、17.1% 和 8.9%。不過，基測成績與培養才藝之間未具有顯著的關係。綜合言之，在控制學生性別、才藝天份、基測成績、擔任學生幹部經驗、補習才藝以及國中學校的固定效果下，檢定家庭背景同時為 0 所獲得的 F 值皆不再具有顯著性。

其次，在模型 (4) 至 (6) 的部分，才藝天份個數與培養才藝個數呈正向顯著關係，其估計值為 0.183，表示當才藝天份個數增加 1 個，個人培養才藝個數預期會上升 0.183 個。本文發現其他各項解釋變數的估計結果與模型 (1) 至 (3) 非常一致，差別僅在控制了才藝天份個數、基測成績、擔任學生幹部經

表 4 培養才藝決定因素

被解釋變數	培養才藝 (平均數 = 0.25)			培養才藝個數 (平均數 = 0.29)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
才藝天份		0.240*** (0.026)	0.235*** (0.028)			
才藝天份個數					0.183*** (0.021)	0.183*** (0.025)
基測成績		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
班級幹部		0.135*** (0.020)	0.129*** (0.020)		0.167*** (0.023)	0.161*** (0.024)
班級小老師		0.070** (0.028)	0.080*** (0.027)		0.098** (0.037)	0.116*** (0.038)
社團幹部		0.188*** (0.057)	0.171*** (0.061)		0.269*** (0.085)	0.254*** (0.089)
補習才藝		0.104*** (0.025)	0.089*** (0.025)		0.116*** (0.027)	0.099*** (0.027)
男性	-0.034 (0.022)	-0.028 (0.021)	-0.027 (0.021)	-0.053 (0.028)	-0.030 (0.024)	-0.028 (0.025)
父親教育年數	0.004 (0.005)	0.000 (0.004)	0.001 (0.004)	0.004 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.001 (0.006)
母親教育年數	0.010** (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.014** (0.005)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)
家庭月收入: 5-8 萬	0.021 (0.021)	0.030 (0.018)	0.032 (0.017)	0.032 (0.027)	0.045 (0.023)	0.047** (0.022)
家庭月收入: 8-12 萬	0.053 (0.034)	0.042 (0.033)	0.038 (0.030)	0.062 (0.041)	0.048 (0.039)	0.044 (0.036)
家庭月收入: 12-15 萬	0.093 (0.070)	0.045 (0.061)	0.049 (0.064)	0.155 (0.093)	0.097 (0.075)	0.104 (0.078)
家庭月收入: 15 萬以上	0.041 (0.046)	-0.008 (0.041)	-0.004 (0.044)	0.085 (0.071)	0.018 (0.064)	0.018 (0.066)
手足個數	0.017 (0.011)	0.008 (0.011)	0.005 (0.011)	0.017 (0.012)	0.008 (0.013)	0.003 (0.013)
父母離婚或分居	0.005 (0.036)	-0.011 (0.034)	-0.020 (0.036)	-0.009 (0.043)	-0.030 (0.040)	-0.053 (0.044)
父或母過世	0.033 (0.057)	0.036 (0.053)	0.019 (0.054)	0.090 (0.086)	0.090 (0.082)	0.068 (0.082)
常數項	0.055 (0.071)	-0.026 (0.067)	0.103 (0.070)	0.044 (0.090)	-0.048 (0.087)	0.126 (0.091)
國中學校固定效果	no	no	yes	no	no	yes
檢定家庭背景迴歸係數同時為 0:						
F 統計量	2.88	0.63	1.32	3.01	0.87	1.58
p 值	0.011	0.768	0.259	0.008	0.561	0.156
樣本數	2,047	2,047	2,047	2,047	2,047	2,047
R ²	0.015	0.162	0.200	0.019	0.178	0.215

註: 家庭背景為父母親教育年數、家庭月收入、手足個數、父母離婚或分居、父或母過世, 其中家庭月收入對照組為 5 萬以下。括號內為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。

表 5 培養特定才藝決定因素

平均數	培養下列才藝		
	運動舞蹈	音樂美術書法	作文演講
	0.134 (1)	0.071 (2)	0.068 (3)
男性	0.042*** (0.015)	-0.041*** (0.010)	-0.032** (0.012)
運動舞蹈天份	0.283*** (0.031)	-0.021 (0.021)	-0.003 (0.017)
音樂美術書法天份	-0.096*** (0.022)	0.284*** (0.039)	0.010 (0.027)
作文演講天份	0.020 (0.033)	-0.046 (0.040)	0.228*** (0.051)
基測成績	-0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)
擔任學生幹部經驗、補習才藝	yes	yes	yes
家庭背景	yes	yes	yes
國中學校固定效果	yes	yes	yes
檢定家庭背景迴歸係數同時為 0:			
<i>F</i> 統計量	1.16	1.80	1.28
<i>p</i> 值	0.345	0.099	0.277
樣本數	2,047	2,047	2,047
<i>R</i> ²	0.183	0.166	0.188

註：擔任幹部經驗包括班級幹部、班級小老師和社團幹部；家庭背景為父母親教育年數、家庭月收入、手足個數、父母離婚或分居、父或母過世。括號內為標準誤，以國中學校為叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。

驗、補習才藝和國中學校的固定效果下，家庭背景中的家庭月收入為 5–8 萬由正向不顯著轉為正向顯著，故在此不再贅述。此外，在控制性別、才藝天份個數、基測成績、擔任學生幹部經驗、補習才藝以及國中學校的固定效果下，檢定家庭背景同時為 0 亦皆得到不顯著之檢定結果。

表 5 檢視培養運動舞蹈、音樂美術書法及作文演講才藝的決定因素。為了節省表格篇幅，表 5 只呈現性別、才藝天份（運動舞蹈、音樂美術書法和作文演講天份）及基測成績的估計結果。¹⁵ 此外，為避免重複論述迴歸結果，

¹⁵ 其他變數的估計結果與表 4 模型 (3) 非常相似。舉例而言，擔任學生幹部經驗、補習才藝多半與培養特定才藝呈現正向顯著的關聯性，其中班級幹部與培養運動舞蹈、作文演講呈正向關係，班級小老師與培養音樂美術書法、作文演講呈正向關係，而社團幹部經驗僅與培養運動舞蹈呈正向關

本文將依序描述單一解釋變數與培養運動舞蹈、音樂美術書法及作文演講才藝的關係。

首先，相較於女性，男性培養運動舞蹈才藝的比例較高，但其培養音樂美術書法和作文演講才藝的比例較低，顯示男性較偏向培養動態型才藝，而女性較偏向培養藝術型才藝。這些結果和王麗雲與游錦雲（2005）及張翠娟（2007）的發現一致。

其次，運動舞蹈天份、作文演講天份僅與培養運動舞蹈、作文演講才藝呈現正向關係。音樂美術書法天份除與培養音樂美術書法呈正向關係之外，此項天份也與培養運動舞蹈才藝呈負向關係，因此擁有藝術型天份的個體可能較不傾向培養動態型才藝。

再者，雖然表4顯示基測成績與培養才藝和培養才藝個數未呈顯著關係，但表5指出基測成績與培養運動舞蹈呈負向關係，與培養作文演講呈現正向關係，與培養音樂美術書法未呈顯著關係。因此認知能力與培養運動舞蹈才藝較可能呈替代關係，而與培養作文演講才藝較可能呈互補關係。前者可能導因於運動舞蹈專長者必須透過不斷訓練、比賽，並爭取獎章，他們較無法花費太多時間和精力在學科表現上，因此他們基測成績會比較低。而培養作文演講才藝除可提升國語文能力之外，也可能增進非認知能力，例如強化個人組織能力，這些特點對增進個人認知能力應會有正面的效果。

另外，表5下方顯示，在控制各項其他變數下，家庭背景在培養運動舞蹈和作文演講模型下皆不具有顯著性，僅在培養音樂美術書法模型下呈邊際顯著性（ p 值約 10%）。

4.3 培養才藝對日後升大學結果的影響—OLS 的估計

本小節檢視培養才藝與升大學之間的關係。升大學包括上四年制大學和國立大學、頂尖大學及明星大學。由於國立大學的比例低於 18%，本文視國立大學為好大學應不致於過於離譜。表6呈現升大學決定因素，模型(1)至(4)和模型(5)至(8)的被解釋變數皆依序為上大學、國立大學、頂尖大學和明星大學，分別關注培養才藝和培養才藝個數與升大學結果的關係。表7檢視

係。補習才藝只與培養運動舞蹈、音樂美術書法呈正向關係，並未與培養作文演講呈現顯著的關聯性。

培養特定才藝與升大學之間的關聯性。迴歸模型皆控制性別、基測成績、擔任學生幹部經驗、補習才藝、家庭背景及國中學校虛擬變數。

本文發現表 6 模型 (1) 至 (4) 和模型 (5) 至 (8) 各項解釋變數的估計結果皆非常相似。故以下先報告培養才藝和培養才藝個數與升大學結果之間的關係, 再一一描述模型 (1) 至 (4) 各項解釋變數與升大學結果的關聯性。

首先, 不論是使用二元培養才藝或培養才藝個數, 迴歸結果皆顯示培養才藝與上大學無顯著的關聯, 但與進入好大學呈正向顯著的關係。以模型 (2) 至 (4) 為例, 培養才藝對國立大學、頂尖大學和明星大學之估計值分別為 5.5%、3.2%、4.2%。

其次, 性別、基測成績、擔任學生幹部和補習才藝的結果部分。男性上大學的比例低於女性, 但其就讀國立大學和頂尖大學的比例高於女性, 兩者在就讀國立明星大學的比例上無顯著差異。由此可知, 年輕世代女性的教育年數將高於男性。這個結果與駱明慶(2001)和吳慧瑛(2007)評估未來教育成就的性別差異之趨勢一致。

基測成績愈高, 上大學以及進入好大學的機率也愈高, 顯示考試成績(或認知能力)仍是決定升大學結果的一項重要因素。擔任各種學生幹部的經驗與上大學及進入好大學之間並無一致性的關係。班級幹部與上大學呈現正向關係, 而班級小老師和社團幹部與上大學呈負向顯著和不顯著之關係; 在擔任學生幹部經驗中, 亦僅有班級幹部經驗與進入好大學呈現負向關係。¹⁶ 另外, 國中補習才藝並沒有影響個人日後升大學的結果。

再者, 家庭背景中父親教育年數與上大學和國立頂尖大學呈正向顯著關係, 而母親教育年數並未與升大學結果呈顯著的關係。家庭月收入大致與升大學結果呈正向關係, 其中家庭月收入在 5-12 萬者僅與家庭月收入在 5 萬以下者在升大學的比例上存在正向顯著差異, 而家庭月收入在 15 萬以上者讀國立頂尖大學和明星大學的比例高出家庭月收入在 5 萬以下者有 8.9% 和 8.4%。以模型 (3) 基測成績和父親教育年數估計值換算, 此代表家庭月收入在 5 萬以下者之基測成績和父親教育年數必須比家庭月收入在 15 萬以上者

¹⁶ 本文發現未控制基測成績之下, 擔任學生幹部經驗與上大學、進入國立大學、頂尖大學和明星大學等呈現正相關, 但控制基測成績後, 擔任學生幹部經驗與上大學和進入好大學的關係則減弱許多, 甚至呈負相關。這些結果顯示基測成績而非擔任學生幹部經驗才是影響上大學和進入好大學的關鍵因素。

培養才藝對升大學的影響—以TYP 樣本為例 (劉家權)

表 6 培養才藝和培養才藝個數與升大學的關係

平均數	上大學	國立大學	頂尖大學	明星大學	上大學	國立大學	頂尖大學	明星大學
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
培養才藝	-0.004 (0.017)	0.055*** (0.018)	0.032** (0.013)	0.042*** (0.011)				
培養才藝個數					-0.010 (0.015)	0.048*** (0.014)	0.036*** (0.013)	0.039*** (0.013)
男性	-0.032** (0.015)	0.051*** (0.018)	0.022+ (0.013)	0.010 (0.010)	-0.033** (0.015)	0.052*** (0.018)	0.022* (0.013)	0.010 (0.010)
基測成績	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
班級幹部	0.051** (0.021)	-0.030* (0.017)	-0.027** (0.012)	-0.020* (0.010)	0.052** (0.021)	-0.030* (0.017)	-0.029** (0.012)	-0.021** (0.010)
班級小老師	-0.052** (0.021)	0.006 (0.023)	0.023 (0.017)	0.015 (0.013)	-0.051** (0.021)	0.004 (0.023)	0.021 (0.017)	0.013 (0.014)
社團幹部	-0.024 (0.046)	-0.028 (0.042)	-0.035 (0.029)	-0.031 (0.025)	-0.021 (0.045)	-0.031 (0.041)	-0.039 (0.030)	-0.034 (0.025)
補習才藝	-0.028 (0.019)	0.011 (0.018)	0.001 (0.009)	0.005 (0.009)	-0.027 (0.020)	0.011 (0.019)	-0.000 (0.009)	0.005 (0.009)
家庭背景								
父親教育年數	0.005* (0.003)	0.002 (0.003)	0.005** (0.002)	0.003 (0.002)	0.005* (0.003)	0.002 (0.003)	0.005** (0.002)	0.003 (0.002)
母親教育年數	0.002 (0.003)	0.001 (0.004)	0.000 (0.003)	0.002 (0.002)	0.002 (0.003)	0.001 (0.004)	0.000 (0.003)	0.002 (0.002)
家庭月收入								
5-8 萬	0.059** (0.022)	-0.008 (0.018)	0.002 (0.010)	0.002 (0.008)	0.059*** (0.022)	-0.009 (0.018)	0.002 (0.010)	0.002 (0.008)
8-12 萬	0.051* (0.026)	-0.000 (0.024)	-0.003 (0.015)	-0.005 (0.013)	0.051* (0.026)	-0.000 (0.024)	-0.004 (0.015)	-0.005 (0.013)
12-15 萬	-0.012 (0.046)	0.041 (0.058)	0.023 (0.039)	0.038 (0.042)	-0.011 (0.046)	0.039 (0.058)	0.021 (0.039)	0.037 (0.041)
15 萬以上	0.045 (0.037)	0.055 (0.041)	0.089*** (0.032)	0.084** (0.035)	0.045 (0.037)	0.054 (0.041)	0.088*** (0.032)	0.083** (0.035)
手足個數	-0.007 (0.010)	-0.001 (0.009)	0.007 (0.005)	0.002 (0.004)	-0.007 (0.010)	-0.001 (0.009)	0.007 (0.005)	0.002 (0.004)
父母離婚或分居	-0.075** (0.035)	0.006 (0.034)	-0.024* (0.013)	-0.011 (0.011)	-0.075** (0.035)	0.007 (0.033)	-0.023* (0.013)	-0.010 (0.011)
父或母過世	-0.075* (0.045)	0.011 (0.037)	0.033 (0.029)	0.047 (0.028)	-0.075+ (0.045)	0.009 (0.037)	0.031 (0.029)	0.045 (0.028)
常數項	0.149** (0.060)	-0.424*** (0.050)	-0.318*** (0.048)	-0.252*** (0.040)	0.149** (0.059)	-0.420*** (0.050)	-0.316*** (0.048)	-0.250*** (0.040)
國中學校固定效果	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
樣本數	2,047	2,047	2,047	2,047	2,047	2,047	2,047	2,047
R ²	0.274	0.229	0.213	0.176	0.275	0.229	0.216	0.179

註: 1. 國立頂尖大學為台灣大學、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; 國立明星大學為台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學和成功大學。

2. 家庭月收入對照組為 5 萬以下。括號內為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, + $p < 0.105$ 。

表 7 培養運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講才藝與升大學的關係

	上大學	國立大學	頂尖大學	明星大學
平均數	0.77 (1)	0.176 (2)	0.059 (3)	0.043 (4)
培養下列才藝:				
運動舞蹈	0.022 (0.021)	0.031 (0.023)	0.023 (0.014)	0.035** (0.015)
音樂美術書法	0.005 (0.028)	0.022 (0.038)	-0.006 (0.022)	-0.019 (0.017)
作文演講	-0.062** (0.029)	0.110** (0.044)	0.089** (0.035)	0.103*** (0.033)
基測成績	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
性別、擔任學生幹部、補習才藝	yes	yes	yes	yes
家庭背景	yes	yes	yes	yes
國中學校固定效果	yes	yes	yes	yes
樣本數	2,047	2,047	2,047	2,047
R^2	0.276	0.231	0.219	0.188

註: 表內控制變數與表 6 相同。括號內為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ 。

高出 40 分和多出 16 年, 才能彌平家庭收入差異對進入國立頂尖大學的影響。手足個數與升大學結果未有顯著關係; 單親家庭者(國一時父母離婚或分居和父或母過世)上大學的比例比雙親家庭者低, 其估計值皆為 7.5%; 父母離婚或分居者上國立頂尖大學的比例亦比較低。綜合言之, 經濟弱勢生日後上大學的機率較低, 此結果可能導因於經濟弱勢生的學業成績表現較差, 故日後升學的可能性會比較低(黃芳玫與吳齊殷, 2010)。此外, 家庭背景與國立頂尖大學和明星大學存在正向關係的結果, 支持駱明慶(2002, 2018)所指出現行高等教育學費補貼政策有逆財富重分配之虞。

利用模型(1)至(4)的結果, 本文比較培養才藝和基測成績對讀好大學的影響。培養才藝者讀國立大學、頂尖大學和明星大學的比例比未培養才藝者高出 5.5%、3.2%、4.2%, 而基測成績增加 1 分對上國立大學、頂尖大學和明星大學的影響為 0.3%、0.2% 和 0.1%。當基測成績增加 18 分、16 分和 42 分時, 其對讀好大學的效果與培養才藝相同。由此觀之, 培養才藝和基測成績增加 20 分對進入國立大學和頂尖大學的正向效果較為相近, 但前者對進入國立明星大學的正面影響高於後者。

表7 聚焦在培養運動舞蹈、音樂美術書法及作文演講才藝和上大學及進入好大學之間的關係。由於各模型內解釋變數之估計結果皆與表6 雷同, 為節省篇幅僅列出培養特定才藝變數和基測成績的估計結果。結果顯示, 培養運動舞蹈才藝僅與國立明星大學呈現正向顯著關係, 其估計值為 3.5%。培養音樂美術書法才藝與升大學結果無顯著的關係。培養作文演講才藝和上大學之間有著負向關係; 雖然如此, 該項才藝與進入好大學呈正向關係, 其對國立大學、頂尖大學和明星大學之估計值依序為 11%、8.9%、10.3%。由此可知, 培養作文演講才藝與進入好大學的關係最明確。

接著, 本文解釋表7 結果的可能原因。首先, 專業術科才藝(運動舞蹈、音樂美術書法), 僅運動舞蹈才藝與讀國立明星大學有關, 此結果可能與體育保送制度有關(王錠堯, 2003)。體育績優學生常需要在學業和體育成績作出取捨, 努力爭取體育成績是較常見的結果。此點與表5 發現基測成績和培養運動舞蹈呈負向關係一致。這些學生升學主要的依據為比賽成績, 優良比賽成績的加分制度可能是導致培養運動舞蹈才藝與國立明星大學呈正向關係的原因之一。

其次, 培養音樂美術書法才藝未能提升進國立大學的機會, 可能導因於本文資料的限制, 無法歸因於國立大學升學機會過少。目前我國合計有14 所是以音樂美術見長的國立大學。¹⁷ 給定音樂才藝之獨特性, 本文分析樣本中, 培養音樂才藝的比例太少(僅 1.7%), 可能導致音樂美術書法才藝與國立大學無法呈現正向關係的原因之一。

最後, 作文演講才藝與上大學呈負向關係, 而與進入好大學呈正向關係。由於我國教育從小重視國語文能力, 寫作閱讀能力與考試成績緊密關聯, 在此方面有優勢者在升學的過程中較可能獲得好的升學結果。¹⁸ 舉例而言, 作文演講才藝能增加學生對題目的理解力、綜合所有學科的組織能力以及增進國語文的表達能力。故此才藝與進入好大學呈正向關係合乎預期, 但與上

¹⁷ 具體而言, 13 所國立大學有音樂相關科系, 7 所國立大學有美術相關科系。這 13 所國立學校分別為台灣藝術大學、台南藝術大學、台灣師範大學、高雄師範大學、台北教育大學、台中教育大學、東華大學、台北市立大學、嘉義大學、台南大學、中山大學、屏東大學、台東大學; 擁有美術相關科系的 7 所大學為台灣師範大學、彰化師範大學、高雄師範大學、台灣藝術大學、台中教育大學、嘉義大學、台南大學。除彰化師範大學, 其餘 6 所大學同時擁有美術和音樂相關科系。

¹⁸ 雖然 2001–2005 年間國中升學考試不考作文, 但在 2006 年恢復作文考試, 並在 2007 年納入升學成績。

大學呈負向關係並不符合預期。本文發現在控制基測成績後, 培養作文演講才藝與上大學的關係由正轉負, 表示是考試成績而非作文演講才藝才是決定上大學的重要因素。另外, 具備作文演講才藝者頗適合進入文字創作、保險及行銷相關等產業, 此類型的工作較不要求大學學歷, 故他們可能選擇不上大學。然而, 欲進入好大學, 除考試成績要夠好之外, 作文演講才藝也占一席之地。或許是這些因素導致此才藝與上大學呈負向關係, 但卻與進入好大學呈正向關係。

4.3.1 控制學生才藝天份

截至目前為止, 本文使用一般迴歸分析檢視培養才藝對升大學的影響。降低培養才藝內生性的策略是盡可能消除培養才藝者和未培養才藝者在觀測到特性上的差異。如前所述, 研究學生教育成就決定因素的挑戰在於無法完全控制學生未被觀察之個人稟賦的影響。本文藉由控制學生才藝天份(個人稟賦替代變數), 緩和遺漏變數偏誤的問題。具體而言, 本文比較是否控制才藝天份對上述估計結果的影響, 藉此了解估計結果的穩健性。前述分析已顯示才藝天份和培養才藝存在正相關。若才藝天份與個人不易測量之變數呈現正向關係, 且這些變數與教育成就呈正向關係, 則控制才藝天份後, 原培養才藝估計值會向下修正; 反之, 則向上修正。一般而言, 「天份」與不易測量之學習能力(如動機、自律能力)呈正向關係, 而這些學習能力是進入好大學的重要關鍵, 因此前述迴歸分析可能高估了培養才藝對進入好大學的影響。

表8呈現控制才藝天份之下, 培養才藝對升大學的影響。Panel (A) 至 (C) 依序聚焦在培養才藝、培養才藝個數及培養特定才藝與升大學的關係。解釋變數皆和表6相同。此外, 為了方便比較, 表8也將前述培養才藝估計值列出。

首先, Panel (A) 顯示才藝天份與上大學呈負向關係, 與國立大學未呈顯著關係, 與國立頂尖大學和明星大學呈正向關係。故原估計結果低估培養才藝對上大學的影響, 高估培養才藝對國立頂尖大學和明星大學的影響。控制才藝天份, 培養才藝對上大學、國立大學、頂尖大學和明星大學的估計值修正為0.7%、5.2%、2% 和3.3%。與前述結果相似, 在顯著水準10%下, 培養才藝僅對上好大學有顯著的影響。其次, Panel (B) 指出才藝天份個數僅與上好大學皆呈現正向顯著關係, 故控制才藝天份個數後, 培養才藝個數對上好大

表 8 培養才藝與升大學的關係—控制國一導師評論之才藝天份

平均數	上大學 0.77 (1)	國立大學 0.176 (2)	頂尖大學 0.059 (3)	明星大學 0.043 (4)
Panel (A):				
原培養才藝估計值	-0.004 (0.017)	0.055*** (0.018)	0.032** (0.013)	0.042*** (0.011)
控制才藝天份				
培養才藝	0.007 (0.018)	0.052** (0.020)	0.020* (0.012)	0.033*** (0.011)
培養才藝天份	-0.052** (0.024)	0.011 (0.025)	0.053*** (0.018)	0.041*** (0.014)
R^2	0.277	0.229	0.220	0.182
Panel (B):				
原培養才藝個數估計值	-0.010 (0.015)	0.048*** (0.014)	0.036*** (0.013)	0.039*** (0.013)
控制才藝天份個數				
培養才藝個數	-0.007 (0.016)	0.037** (0.014)	0.024* (0.012)	0.030** (0.012)
才藝天份個數	-0.010 (0.013)	0.032* (0.017)	0.036*** (0.012)	0.027** (0.011)
R^2	0.275	0.232	0.226	0.187
Panel (C):				
原培養運動舞蹈才藝估計值	0.022 (0.021)	0.031 (0.023)	0.023 (0.014)	0.035** (0.015)
原培養音樂美術書法才藝估計值	0.005 (0.028)	0.022 (0.038)	-0.006 (0.022)	-0.019 (0.017)
原培養作文演講才藝估計值	-0.062** (0.029)	0.110** (0.044)	0.089** (0.035)	0.103*** (0.033)
控制特定才藝天份				
培養運動舞蹈	0.041* (0.023)	0.034 (0.024)	0.013 (0.014)	0.027* (0.015)
培養音樂美術書法	0.000 (0.028)	0.012 (0.038)	-0.009 (0.023)	-0.014 (0.017)
培養作文演講	-0.068** (0.029)	0.085* (0.043)	0.061* (0.032)	0.075** (0.030)
運動舞蹈天份	-0.069** (0.033)	-0.014 (0.027)	0.031 (0.019)	0.021 (0.016)
音樂美術書法天份	0.018 (0.027)	0.011 (0.031)	-0.014 (0.027)	-0.037 (0.023)
作文演講天份	0.021 (0.029)	0.105** (0.048)	0.127*** (0.038)	0.135*** (0.031)
R^2	0.278	0.235	0.235	0.209

註: 控制變數同表 6, 樣本數為 2,047。括號內為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。***
表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

學的影響向下修正,但在顯著水準 10% 下,培養才藝個數對上好大學的影響仍顯著異於 0。再者, Panel (C) 表明運動舞蹈天份僅與上大學呈負向關係,而作文演講天份僅與上好大學呈正向關係。因此,運動舞蹈才藝對升大學的估計值向上修正至 4.1%,轉為邊際顯著;作文演講才藝對上好大學的估計值雖向下修正為 8.5%、6.1%、7.5%,但在顯著水準 6% 下仍皆顯著異於 0。簡言之,表 8 顯示,控制才藝天份變數,培養才藝估計值和顯著性會向下修正,然而,在顯著水準為 10% 之下,培養才藝與上好大學的關係並未因此而有所改變。

4.3.2 加入培養才藝與基測成績交乘項

前述分析中,本文並未考慮培養才藝與基測成績間存在交乘效果。在大學多元入學制度下,甄選管道的入學依據除大學學測成績外,尚會參酌學生在校學業和非學業表現,因此表 9 迴歸分析納入培養才藝變數與基測成績交乘項。除才藝天份、培養才藝與基測成績交乘項外,表 9 各項解釋變數皆和表 6 相同。Panel (A) 至 (C) 聚焦在培養才藝、培養才藝個數和培養特定才藝與基測成績交乘項對升大學的影響。當交乘項係數為正向顯著時,表示培養才藝者基測成績增加對升大學的正向影響高於未培養才藝者。

首先, Panel (A) 與 Panel (B) 顯示,雖然培養才藝及培養才藝個數與基測成績交乘項皆和上大學呈負向關係,但這些交乘項皆和上好大學呈正向關係。代表培養才藝者基測成績增加對上大學機率的正向影響低於未培養才藝者,但前者基測成績增加對上好大學的正面影響高於後者。以 Panel (A) 為例,培養才藝與基測成績交乘項對上大學和上好大學的估計值依序為 -0.07% 、 0.08% 、 0.12% 、 0.13% 。當基測成績增加 10 分,培養才藝者上大學機率的正向影響比未培養才藝者低出 0.7%,而前者上國立大學、頂尖大學及明星大學機率的正向影響比後者高出 0.8%、1.2% 及 1.3%。

其次, Panel (C) 指出,培養特定才藝與基測成績交乘項和上好大學皆呈正向關係。運動舞蹈才藝與基測成績交乘項和國立頂尖大學及明星大學呈正向關係、音樂美術書法才藝與基測成績交乘項和國立大學呈正向關係、作文演講才藝與基測成績交乘項和國立大學、頂尖大學及明星大學呈正向關係。由此可知,培養作文演講才藝者基測成績增加對進入好大學的正面影響最為明確。另外,在加入培養音樂美術書法才藝與基測成績交乘項後,音樂美術書法才藝與國立大學呈顯著關係,此與前述分析結果不同。

表 9 培養才藝與升大學的關係—控制培養才藝與基測成績交乘項

	上大學	國立大學	頂尖大學	明星大學
平均數	0.77	0.176	0.059	0.043
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel (A):				
培養才藝	0.1332* (0.067)	-0.0776 (0.060)	-0.1811*** (0.040)	-0.1848*** (0.039)
基測成績	0.0037*** (0.000)	0.0028*** (0.000)	0.0012*** (0.000)	0.0008*** (0.000)
培養才藝 × 基測成績	-0.0007** (0.000)	0.0008** (0.000)	0.0012*** (0.000)	0.0013*** (0.000)
檢定培養才藝對升大學影響 = 0: <i>F</i> 值 (<i>p</i> 值)	2.7 (0.077)	5.3 (0.010)	10.3 (0.000)	13.0 (0.000)
<i>R</i> ²	0.278	0.231	0.235	0.205
Panel (B):				
培養才藝個數	0.0890 (0.059)	-0.0880* (0.046)	-0.1732*** (0.034)	-0.1668*** (0.035)
基測成績	0.0036*** (0.000)	0.0027*** (0.000)	0.0012*** (0.000)	0.0008*** (0.000)
培養才藝個數 × 基測成績	-0.0005* (0.000)	0.0007** (0.000)	0.0011*** (0.000)	0.0011*** (0.000)
檢定培養才藝個數對升大學影響 = 0: <i>F</i> 值 (<i>p</i> 值)	3.3 (0.048)	4.8 (0.013)	13.1 (0.000)	11.4 (0.000)
<i>R</i> ²	0.276	0.235	0.246	0.213
Panel (C):				
培養運動舞蹈才藝	0.0778 (0.087)	0.0383 (0.077)	-0.1135* (0.057)	-0.1383** (0.058)
培養音樂美術書法才藝	-0.0065 (0.065)	-0.0886** (0.036)	-0.0314 (0.031)	-0.0262 (0.021)
培養作文演講才藝	0.1606 (0.170)	-0.3351** (0.138)	-0.5044*** (0.137)	-0.5183*** (0.136)
基測成績	0.0035*** (0.000)	0.0027*** (0.000)	0.0012*** (0.000)	0.0008*** (0.000)
培養下列才藝與基測成績交乘項				
運動舞蹈 × 基測成績	-0.0002 (0.000)	-0.0000 (0.000)	0.0008** (0.000)	0.0011** (0.000)
音樂美術書法 × 基測成績	0.0000 (0.000)	0.0007** (0.000)	0.0002 (0.000)	0.0001 (0.000)
作文演講 × 基測成績	-0.0011 (0.001)	0.0020*** (0.001)	0.0027*** (0.001)	0.0028*** (0.001)
檢定各才藝對升大學影響 = 0				
培養運動舞蹈才藝: <i>F</i> 值 (<i>p</i> 值)	1.8 (0.186)	1.1 (0.355)	2.1 (0.138)	3.4 (0.045)
培養音樂美術書法才藝: <i>F</i> 值 (<i>p</i> 值)	0.01 (0.989)	3.3 (0.046)	0.6 (0.531)	1.2 (0.313)
培養作文演講才藝: <i>F</i> 值 (<i>p</i> 值)	13.2 (0.000)	5.3 (0.010)	8.0 (0.001)	9.7 (0.000)
<i>R</i> ²	0.279	0.241	0.257	0.243

註: 除才藝天份變數和培養才藝與基測成績交乘項外, 表 9 其餘各項控制變數皆和表 6 相同。樣本數為 2,047。括號內為標準誤, 以國中學校為叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

簡言之,表9顯示,培養才藝者基測成績增加對進入好大學的正面影響高於未培養才藝者。此結果隱含在大學多元入學方案之下,同時具有優良才藝和基測成績表現者預期較能獲得較佳的升學結果。

5. 結論

隨著高等教育的擴張,民眾關注教育成就的重點已從上大學轉為如何上好大學。多元入學的實施提升非考試成績對升學的影響。本文使用「台灣青少年計畫」之J1學生樣本及家長和國中導師問卷調查,檢視培養才藝決定因素以及培養才藝對升大學的影響。培養才藝包括是否培養才藝、培養才藝個數及培養特定才藝(運動舞蹈、音樂美術書法、作文演講),升大學則包括上大學和上好大學(國立大學、頂尖大學、明星大學)。

首先,在檢視培養才藝的決定因素分析中,本文發現基測成績雖未與培養才藝和培養才藝個數呈顯著關係,但其與培養運動舞蹈才藝呈負向關係,與培養作文演講才藝呈正向關係。換言之,認知能力較可能與運動舞蹈才藝呈替代關係,與作文演講才藝呈互補關係。才藝天份、擔任學生幹部經驗與培養才藝變數皆呈現正向顯著關係。不同性別的學生僅在培養特定才藝上存在差異:相較於女性,男性培養運動舞蹈才藝的比例較高,其培養音樂美術書法和作文演講才藝的比例較低。另外,控制各項其他變數後,家庭背景與培養才藝之間並未有明顯的關係。

其次,本文檢視培養才藝和升大學結果的關聯性。為降低樣本原始稟賦差異對估計結果的影響,本文控制學生才藝天份(個人稟賦替代變數)。在控制才藝天份和各項其他變數之下,培養才藝和基測成績皆與進入好大學呈正向關係,顯示後天培養才藝和認知能力皆是決定未來教育成就的重要因素。其中運動舞蹈才藝與進入國立明星大學呈正向關係,作文演講才藝與進入國立大學、頂尖大學和明星大學皆呈正向關係。換言之,作文演講才藝與進入好大學之正向關係最為明確。不同性別的學生在上大學、國立大學及頂尖大學存在差異。男性上大學的比例低於女性,但讀國立大學和頂尖大學的比例高於女性,兩者在讀國立明星大學的比例沒有差異。國小至國中擔任學生幹部經驗並未提高上好大學的機會。家庭背景較佳者上國立頂尖大學和明

星大學的可能性較高。

此外，在大學多元入學制度之下，學校辦理甄選管道入學除考慮學測成績外，也會參酌學生的綜合表現，因此最終實證模型也納入培養才藝變數與基測成績交乘項。結果發現，培養才藝變數與基測成績交乘項和進入好大學皆呈正向顯著關係，代表培養才藝者基測成績增加對進入好大學的正面影響高於未培養才藝者，其中以培養作文演講才藝者基測成績增加對進入好大學的正面影響最為明確。此結果隱含在大學多元入學方案之下，同時具有優良才藝和基測成績表現者預期較能獲得較佳的升學結果。

總結而言，國中基測成績、作文演講才藝與兩者交乘項皆對上好大學機率產生正向的影響。由於作文和演講與學生表達的能力緊密關聯，除了可增加個人讀書、寫作及背誦能力之外，它同時也是學生對於題目的理解力、綜合所有學科的組織能力以及國語文的表達能力的一種展現。這與目前教育部所強調「素養」的重要性非常契合（范信賢，2016）：除了培養基本學科能力之外，更強調學習者的主體性及全人發展，學習者必須持續將所學習到知識、技能和態度與社會日趨複雜的生活情境緊密結合，以達至有意義的學習狀態，這也是本文重要的政策意涵。近年來教育部不斷放寬甄選入學比例，在2013年將甄選入學比例從最高六成放寬至八成（林志成，2013），可預期未來大學入學將全面走向甄選入學制，因此學生在校綜合表現將日趨重要。然而各校評量學生在校學科表現標準不一，學生又多半擁有學生幹部和志工經驗，是故，全面廢除考試入學管道首要面臨的挑戰可能在於才藝學習該如何均等之問題，即教育當局如何透過學校教育的安排讓學生都能有培養才藝的機會。假若培養才藝需從小學開始，作文演講才藝與認知能力呈正向關係的結果隱含，國小至國中階段或許能將部分國語文課程或現行彈性學習課程拆解成作文及演講課程，學校和地方政府可定期舉辦作文演講才藝競賽，如此變革應可增進每位學生都有培養作文演講才藝的機會，也可能提升學生的學習成效，並有利於大學入學朝向完全甄選入學制的方向進行。

最後，本文說明實證結果的限制。TYP 資料為台北縣市和宜蘭縣樣本而非全國性樣本，據此實證結果不一定適用其他縣市。另外，本文只用一屆適用中等及高等教育多元入學方案的學生進行分析，故實證結果不一定適用於往後入學的學生。在估計策略上，本文以一般迴歸分析檢視培養才藝對升大學的影響，降低培養才藝內生性的策略是盡可能消除培養才藝者和未培養才

藝者觀測到特性上的差異, 但此舉終究無法保證內生性的問題被徹底解決。未來研究可朝向為培養才藝尋找的工具變數, 該變數同時滿足: (1) 與培養才藝呈高度相關, (2) 與升大學誤差項無關; 或使用雙胞胎的資料, 利用手足培養才藝之差異分析升大學的效果, 以此二法來徹底解決培養才藝內生性的問題。

參考文獻

- 王錠堯 (2003), 「體育保送制度」, 《運動生理週訊》, 150, <https://tinyurl.com/y5reccvx>.
[Wang, D.-Y. (2003), "The System for Sports to Recommend for Admission," *Sports Physiology Weekly Newsletter*, 150, <https://tinyurl.com/y5reccvx>.]
- 王麗雲與游錦雲 (2005), 「學童社經背景與暑期經驗對暑期學習成就進展影響之研究」, 《教育研究集刊》, 51, 1–41。 [Wang, L.-Y. and J.-Y. Yuo (2005), "The Influence of Children's Socioeconomic Status and Summer Experiences on Their Achievement Progress in the Summer," *Bulletin of Educational Research*, 51, 1–41.]
- 行政院教育改革審議委員會 (1996), 《行政院教育改革總諮議報告書》, 台北: 行政院。
[The Advisory Committee of Educational Reform of Executive Yuan (1996), *The General Consulting Report on Educational Reform*, Taipei: Executive Yuan.]
- 吳慧瑛 (2007), 「家庭背景與教育成就—五個出生世代的比較分析」, 《人口學刊》, 34, 109–143。 [Wu, H.-Y. (2007), "Family Background and Educational Achievement in Taiwan: Changing Trends in Five Cohorts," *Journal of Population Studies*, 34, 109–143.]
- 林志成 (2013), 「甄選入學比例, 提高到 8 成」, <https://tinyurl.com/y9abuqhq>。 [Lin, Z.-C. (2013), "The Admission by Recommendation and Screening Is Planned to Raise at Eighty Percentage," <https://tinyurl.com/y9abuqhq>.]
- 林明仁, 蔡欣純與丁心嵐 (2013), 「身高對學生綜合分析能力的影響—以『台灣教育長期追蹤資料庫』為例」, 《經濟論文》, 41, 507–558。 [Lin, M.-J., H.-C. Tsai, and H.-L. Ting (2013), "Effects of Height on Cognitive Ability in Adolescence: Evidence from Taiwan Education Panel Survey," *Academia Economic Papers*, 41, 507–558.]
- 林明仁與賴建宇 (2012), 「乾淨用水對長期健康及教育成就的影響—以 1909–1933 年日治時期台灣的水道建設為例」, 《經濟論文叢刊》, 40, 1–35。 [Lin, M.-J. and C.-Y.

- Lai (2012), "The Effect of Clean Water on Long Term Health and Education Outcomes: Evidence from Japanese Colonial Taiwan 1909-1933," *Taiwan Economic Review*, 40, 1–35.]
- 林俊瑩與黃毅志 (2008), 「影響台灣地區學生學業成就的可能機制—結構方程模式的探究」, 《台灣教育社會學研究》, 8, 45–88。[Lin, C.-Y. and Y.-J. Hwang (2008), "The Possible Mechanism Influencing Junior High School Students' Achievement in Taiwan: The Exploration of Structural Equation Modeling," *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 8, 45–88.]
- 林碧芳 (2009), 「從文化資本探討才藝學習對學習成就的影響」, 《教育與社會研究》, 17, 111–134。[Lin, P.-F. (2009), "An Empirical Study of the Relationships between Talent Classes and Learning Achievement: A Cultural Capital Perspective," *Formosan Education and Society*, 17, 111–134.]
- 范信賢 (2016), 「核心素養與十二年國民基本教育課程綱要—導讀《國民核心素養—十二年國教課程改革的DNA》」, 《教育脈動》, 5, 1–7。[Fan, S.-X. (2016), "Key Competency and Literacy and Directions Governing for the 12-Year Basic Education Curricula: Guide to National Key Competencies and Literacy: The DNA for the 12-Year Basic Education Curricula Reform," *Pulse of Education*, 5, 1–7.]
- 高雄市政府教育局 (2019), 「直轄市及各縣市短期補習班資訊管理系統」, <https://bsb.kh.edu.tw/>。[Education Bureau, Kaohsiung City Government (2019), "Information and Management System for All Cities and Counties Short-Term Tutorial Center," <https://bsb.kh.edu.tw/>.]
- 張宜君與林宗弘 (2015), 「台灣的高等教育擴張與階級複製—混合效應維續的不平等」, 《台灣教育社會學研究》, 15, 85–129。[Chang, Y.-C. and T.-H. Lin (2015), "How Does the Expansion of Higher Education Reproduce Class Inequality? The Case of Taiwan," *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 15, 85–129.]
- 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, D.-F. (2006), *Multi-Channel Entrance Opportunity and Stress for College*, Taipei: Wu Nan Culture Enterprise.]
- 張翠娟 (2007), 《幼兒期學習才藝與國小學業成就》, 國立政治大學幼兒教育研究所碩士論文。[Chang, C.-J. (2007), *Talent Learning during Childhood and Academic Performance in Elementary School*, Master Thesis, Graduate Institute of Early Childhood

Education, National Chengchi University.]

- 湯芝萱 (1995), 「讓孩子多才多藝起來－兒童才藝教育座談會」, 《文訊》, 4, 29–33。
[Tang, Z.-X. (1995), “Let Children Become more Versatile-Children’s Talent Education Symposium,” *Wenhsun*, 4, 29–33.]
- 黃芳玫與吳齊殷 (2010), 「台灣國中學生個人特質、家庭背景與學業成績－追蹤調查資料之研究」, 《經濟論文叢刊》, 38, 65–97。[Huang, F.-M. and C.-I. Wu (2010), “Individual Characteristics, Family Backgrounds, and Educational Outcomes of Taiwanese Junior High School Students: Panel Data Analysis,” *Taiwan Economic Review*, 38, 65–97.]
- 黃健倫 (2008), 《國中生補習的決定因素與補習對成績的影響》, 國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。[Huang, C.-L. (2008), *Determinants and Effect on Achievement of Cram Schools Attend of Junior High School Students*, Master Thesis, Department of Economics, National Taiwan University.]
- 黃毅志與陳怡靖 (2005), 「台灣的升學問題－教育社會學理論與研究之檢討」, 《台灣教育社會學研究》, 5, 77–118。[Hwang, Y.-J. and Y.-G. Chen (2005), “The Problem of Entering Advanced Schools in Taiwan: A Sociology of Education Review on Theory and Research,” *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 5, 77–118.]
- 黃毅志與陳俊瑋 (2008), 「學科補習、成績表現與升學結果－以學測成績與上公立大學為例」, 《師大教育研究集刊》, 54, 117–149。[Huang, Y.-J. and C.-W. Chen (2008), “Academic Cram Schooling, Academic Performance, and Opportunity of Entering Public Universities,” *Bulletin of Educational Research*, 54, 117–149.]
- 銀慶貞, 陶宏麟與洪嘉瑜 (2012), 「補習對考大學真的有用嗎?」, 《經濟論文叢刊》, 40, 73–118。[Yin, C.-C., H.-L. Tao, and C.-Y. Hung (2012), “The Effects of Cram School on the Performance in the College Entrance Examination in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 40, 73–118.]
- 劉正 (2006), 「補習在台灣之變遷、效能與階層化」, 《教育研究集刊》, 52, 1–33。[Liu, J. (2006), “The Transition, Efficacy, and Stratification of Cram Schooling in Taiwan,” *Bulletin of Educational Research*, 52, 1–33.]
- 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, C.-H., M.-C. Luoh, and C.-C. 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.]
- 蔡芝涓 (2012), 「高中教育生產函數的估計—學校品質與家庭資源的投入產出分析」, 《經濟論文叢刊》, 40, 481–513。 [Tsai, W.-J. (2012), “Estimates of Education Production Functions: The Effectiveness of School Inputs and Parental Financial Resources,” *Taiwan Economic Review*, 40, 481–513.]
- 衛生福利部 (2016), 《中華民國一〇三年兒童及少年生活狀況調查報告—兒童篇》, 台北: 衛生福利部。 [Ministry of Health and Welfare (2016), *Survey Report for the 2014 Wave of Children and Adolescents’ Living Conditions: Children’s Part*, Taipei: Ministry of Health and Welfare.]
- 錢得龍 (2005), 「才藝學習氾濫, 父母怎麼辦?」 《師友月刊》, 458, 50–54。 [Qian, D.-L. (2005), “What Can Parents Do When Talent Learning Is Proliferating?” *The Educator Monthly*, 458, 50–54.]
- 駱明慶 (2001), 「教育成就的省籍與性別差異」, 《經濟論文叢刊》, 29, 117–152。 [Luoh, M.-C. (2001), “Differences in Educational Attainment across Ethnic and Gender Groups in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 29, 117–152.]
- 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, 113–147。 [Luoh, M.-C. (2002), “Who Are NTU Students? Differences across Ethnic and Gender Groups and Urban/Rural Discrepancy,” *Taiwan Economic Review*, 30, 113–147.]
- 駱明慶 (2004), 「升學機會與家庭背景」, 《經濟論文叢刊》, 32, 417–445。 [Luoh, M.-C. (2004), “Educational Opportunities and Family Background in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 32, 417–445.]
- 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, M.-C. (2018), “Who Are NTU Students? (2001-2014) the Effects of the Multi-Channel Admission Program,” *Taiwan Economic Review*, 46, 47–95.]
- 薛承泰 (1996), 「影響國初中後教育分流的實證分析—性別、省籍、與家庭背景的差異」, 《台灣社會學刊》, 20, 49–84。 [Hsueh, C.-T. (1996), “Analyzing the Family Background Effect on the Tracking of Post-Junior High Education,” *Taiwanese Journal of Sociology*, 20, 49–84.]
- 魏希聖 (2011), 《九十九年台閩地區兒童及少年生活狀況調查報告—兒童報告書》, 台中: 內政部兒童局。 [Wei, H.-S. (2011), *Survey Report for the 2010 Wave of Children and*

Adolescents' Living Conditions: Children's Part, Taichung: Bureau of Children, Ministry of the Interior.]

關秉寅與李敦義 (2008), 「補習數學有用嗎? 一個『反事實』的分析」, 《台灣社會學刊》, 41, 97–148。 [Kuan, P.-Y. and D.-Y. Lee (2008), “Effects of Cram Schooling on Math Performance: A Counterfactual Analysis,” *Taiwanese Journal of Sociology*, 41, 97–148.]

蘇秀枝 (2005), 「國小學童課後托育、補習才藝與學業成就、行為適應之關係—以台中縣大里市為例」, 《朝陽人文社會學刊》, 3, 173–223。 [Su, H.-C. (2005), “The Relations between Participation in After-School Programs and Talent Classes and Children's Grades and Behavioral Adjustment in Tali City in Central Taiwan,” *Chaoyang Journal of Humanities and Social Sciences*, 3, 173–223.]

Becker, G. S. and N. Tomes (1979), “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility,” *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153–1189.

Becker, G. S. and N. Tomes (1986), “Human Capital and the Rise and Fall of Families,” *Journal of Labor Economics*, 4(3), S1–S39.

Borghans, L., H. Meijers, and B. T. Weel (2008), “The Role of Noncognitive Skills in Explaining Cognitive Text Scores,” *Economic Inquiry*, 46, 2–12.

Cheng, Y.-H. (2013), “The Role of Non-Cognitive Traits in Higher Education Achievement among Economically Disadvantaged Taiwanese Youths,” *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 25, 735–764.

Harmon, C., H. Oosterbeek, and I. Walker (2003), “The Returns to Education: Microeconomics,” *Journal of Economic Survey*, 17(2), 115–155.

Heckman, J. J. and T. Kautz (2012), “Hard Evidence on Soft Skills,” *Labour Economics*, 19, 451–464.

Heckman, J. J. and Y. Rubinstein (2001), “The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program,” *The American Economic Review*, 91, 145–149.

Heckman, J. J., J. Stixrud, and S. Urzua (2006), “The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior,” *Journal of Labor Economics*, 24, 411–482.

Holmlund, H., M. Lindahl, and E. Plug (2011), “The Causal Effect of Parents' Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods,” *Journal of Economic*

Literature, 49(3), 615–651.

- Kautz, T., J. J. Heckman, R. Diris, B. T. Weel, and L. Borghans (2014), “Fostering and Measuring Skills: Improving Cognitive and Non-Cognitive Skills to Promote Lifetime Success,” *NBER Working Paper*, No. 20749.
- Lin, E. S. and Y.-L. Lue (2010), “The Causal Effect of the Cram Schooling Timing Decision on Math Scores,” *Economics Bulletin*, 30(3), 2330–2345.
- Lleras, C. (2008), “Do Skills and Behaviors in High School Matter? The Contribution of Noncognitive Factors in Explaining Differences in Educational Attainment and Earnings,” *Social Science Research*, 37, 888–902.
- Lundberg, S. (2013), “The College Type: Personality and Educational Inequality,” *Journal of Labor Economics*, 31, 421–442.
- Lundberg, S. (2019), “Non-Cognitive Skills as Human Capital,” in C. Hulten and V. Ramey (eds.), *Education, Skills, and Technical Change: Implications for Future U.S. GDP Growth*, 219–243, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Tsay, W.-J. (2006), “The Educational Attainment of Second-Generation Mainland Chinese Immigrants in Taiwan,” *Journal of Population Economics*, 19, 749–767.
- Tsou, M.-W., J.-T. Liu, and J. K. Hammitt (2012), “The Intergenerational Transmission of Education: Evidence from Taiwanese Adoptions,” *Economics Letters*, 115, 134–136.

**THE EFFECT OF CULTIVATING ART AND
TALENT SKILL ON COLLEGE OUTCOMES:
EVIDENCE FROM TAIWAN YOUTH PROJECT**

Chia-Hua Liu *

Department of Industrial Economics
Tamkang University

Keywords: Skills, Cultivating art and talent skill, Educational attainment, National colleges, Elite national colleges

JEL classification: I20, I21, I23, J24

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

ABSTRACT

With the expansion of higher education, the public attention on educational attainment has shifted from entering college to entering a good college. The implementation of the multi-channel admission program raises the impact of non-test scores on college outcomes. Using the Taiwan Youth Project, this paper examines determinants of cultivating art and talent skill (cultivating skill), and effects of cultivating skill on college outcomes. In analyzing determinants of cultivating skill, the paper finds that basic competence test scores (BCT scores) are negatively correlated with cultivating sport-and-dance-related skills, and positively correlated with cultivating writing-and-speech-related skills. These findings suggest that the relationship between cognitive ability and sport-and-dance-related skills is substitutional, while the relationship between cognitive ability and writing-and-speech-related skills is complementary. Moreover, after controlling for inherent talent and other characteristics, results indicate that cultivating skills and BCT scores both are positively correlated with entering a good college. Among all skills, the positive correlation between writing-and-speech-related skills and entering a good college is the clearest. Furthermore, the interaction between cultivating skills and BCT scores is positively related to entering a good college, which implies that students who have both decent art and talent performance and good BCT scores may get a better result under the multi-channel admission program.