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

蔡彣涓*

學校品質與父母資源的投入對學生教育成就產出的生產技術長久以來一直是教育政策的核心議題。本文主要使用 2001–2003 年的大學聯招考生成績檔, 研究高中應屆考生教育生產函數中各種投入的相對重要性及其成效。本文採取附加價值的設定方式, 以學生大學學測成績做爲其前期的教育結果, 同時並使用各高中的師生比衡量學校的財務資源、各高中應屆考生大學學測的平均成績衡量學校聲譽的投入、補習費用衡量父母財務資源的投注, 且估計各投入對學生大學指定科目考試成績的影響。實證結果顯示在學生平均能力較高的學校, 師生比的增加對學生所有指定科目考試的成績除了生物成績之外皆具有加值效果。父母財務資源的投入則主要影響學生指定科目考試文學社會相關學科的成績。

關鍵詞: 教育生產函數, 附加價值, 學校資源, 高中
JEL 分類代號: I2

1 前言

學校品質與父母資源的投入對學生教育成就產出的生產技術長久以來一直是教育政策的核心議題。其中, 學校財務資源 (通常以師生比或每學生的教育支出水準衡量) 使用的效能特別攸關教育政策的制訂 (例如: 學區

*作者爲世新大學經濟系助理教授。本文承蒙國科會專題計畫 (編號: NSC99-2410-H-128-008-MY2) 的補助, 特此致謝。作者非常感謝程智男教授、劉錦添教授及兩位匿名審查人對本文初稿提出的寶貴意見。本文初稿曾在台灣經濟學會 2011 年年會上發表, 與會者提供許多意見, 作者在此一併致謝。文中如有任何缺失, 悉由作者負責。

期刊資料庫

間的資源分配、教育券、入學篩選機制、能力分班等) 與誘因機制的設計。許多文獻嘗試估計學校財務資源的投入產出效果。然而實證研究往往因教育生產函數 (education production function) 設定方式的不同, 包括函數型式、重要投入變數的選擇、資料的加總程度與估計方式等, 而獲得迥異的結論 (例如: Hanushek et al. (1996); Hedges et al. (1994))。另外, 教育生產函數相關文獻亦著重於其他投入效能的估計, 包括班級規模的效果 (Krueger, 1999)、教師學經歷的影響 (Betts and Morell, 1999)、家庭資源投入的效果 (李敦仁・余民寧, 2005; Houtenville and Conway, 2008) 等。

本文主要使用2001–2003年的大學聯招考生成績檔, 研究高中教育生產函數中各種投入的相對重要性及其成效。本文建構應屆考生樣本, 估計學校品質與家庭資源等投入對學生大學指定科目考試成績 (包括國文、英文、社會組數學、歷史、地理、自然組數學、化學、物理、生物等九個指定科目考試的標準化成績) 的影響, 同時並探討學校與家庭這二類投入間對學生教育結果產出的關係。其中, 本文使用各高中的師生比、學校學生大學學測的平均成績衡量學校品質、補習費用衡量家庭財務資源的投入。透過各指定科目教育生產函數的估計, 本文將可瞭解學校財務資源 (以師生比衡量)、學校聲譽 (以下定義爲學校學生屬於能力的特質, 以學校學生大學學測的平均成績衡量) 的投入對學生於特定科目學習的產出效果, 以及家庭資源的投入是否會強化或補充學校資源投注之不足。[1]

本文利用大學多元入學的篩選機制以及大學學科能力測驗 (以下簡稱大學學測) 與指定科目考試舉辦的時間先後, 以附加價值的設定方式, 評估各種投入對學生大學指定科目考試成績的加值效果。該估計策略 (identification strategy) 因此將有助於降低文獻普遍因無法控制學生過去各成長階段的投入與其能力稟賦的效果所產生的估計偏誤。值得注意的是, 由於大學學測與指定科目考試皆於學生高三的下學期舉辦, 故本文將可避免因老師選校、學校非隨機地分班, 以及學生選班 (或高二選組) 等所產生的內生性問題。其次, 指定科目考試與大學學測的考科因具有一致性, 故使用學生大學學測各考科的成績 (如大學學測國文成績) 做爲其對應的指定

[1]基於各高中的「學校聲譽」係建立在該所高中學生的平均表現 (亦即大學入學考試的表現), 故本文使用學校學生大學學測的平均成績做爲該校學校聲譽投入的衡量。

臺灣大學學術期刊資料庫

科目考試成績 (如指考國文成績) 的前期教育結果將可避免可能的前期結果測量誤差的問題。最後, 大學聯招考生成績檔的母體資料允許本文更進一步地控制個別學校不同學生世代的固定效果, 據以捕捉個別學校學生世代間學校政策、教師素質、同儕能力與非能力特質等未被觀察的異質性。實證結果顯示在我國高中入學篩選機制的設計下學校財務資源與學校聲譽二投入間對高中學生所有科目除了生物之外的教育產出具有互補關係。父母財務資源的投入則主要對學生指定科目考試文學社會相關學科的成績具有顯著的加值效果。本文的架構安排如下: 在第 3 節進行資料與樣本的說明之前, 本文首先回顧教育生產函數的相關文獻, 並探討學校品質與家庭資源二類投入間對學生教育結果產出可能的關係。第 4 節則呈現實證模型與估計結果。第 5 節爲結論。

2 文獻回顧

2.1 教育生產函數相關文獻

大多數探討教育政策的實證文獻使用教育生產函數, 研究學校品質與家庭資源的投入對學生教育成就的影響。Hanushek (1986) 主張教育生產模型的建立有助於政策決策者瞭解學校品質對教育產出的效能與公平性。教育生產函數爲廠商生產模型概念的延伸, 同時並併入教育體系特殊的誘因結構與政策考量等層面, 以建立學生智能發展結果與各種重要投入之間的關係。

儘管國內外有許多研究嘗試估計教育生產函數, 相關文獻對於各種投入的相對重要性及其成效則普遍未能達成共識。例如: 相關文獻發現家庭資源的投入 (父母時間的投入、家庭財務資源的投注、父母的教育程度、家庭所得) 對子女成績或教育報酬的影響不一: 估計值從家庭資源的投入具有顯著效果 (李敦仁・余民寧, 2005; 陳建州・劉正, 2004; Betts and Morell, 1999; Haile and Nguyen, 2008; Houtenville and Conway, 2008) 到不具任何效果 (Card and Krueger, 1992)。[2]

[2]李敦仁・余民寧 (2005) 使用2001年「臺灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey, TEPS) 內國中學生資料, 研究父母社經地位、手足數目與家庭教育資源對教育成就取得模式的影響。陳建州・劉正 (2004) 則使用該資料庫內高中職學生資料, 探討國

臺灣教育學術期刊資料庫

有關學校財務資源投入的效能方面, 實證研究亦由存疑的態度 (Hanushek, 1986; Hanushek et al., 1996) 逐漸轉變爲支持學校資源的增加有助於學生教育成就的提升之正向關係 (廖年淼・劉孟珊, 2004; Hedges et al., 1994; Wilson, 2001)。[3] 文獻對於其他與學校品質相關的投入產出效果, 包括班級規模的效果 (Krueger, 1999; Wößmann, 2005)、教師學經歷的影響 (Betts and Morell, 1999; Goldhaber and Brewer, 1997)、學校類別的效果 (Khan and Kiefer, 2007; Newhouse and Beegle, 2006) 等, 則存有不同的意見。例如: Krueger (1999) 使用美國於1985學年度所執行的大規模隨機實驗 — Tennessee Student/Teacher Achievement Ratio (STAR), 評估班級規模的效果。作者發現: 小班級有助於增加學生的成績約1至4個百分位點 (percentile points)。Wößmann (2005) 使用 Third International Mathematics and Science Study (TIMSS), 研究15個西歐國家 (17種學校體系) 初級中學的班級規模對學生成績的影響。作者發現班級規模對學生成績幾乎不具影響。

文獻有關教育生產函數中各種投入產出效果的爭論主要源自於資料的限制 (Todd and Wolpin, 2003)。根據教育生產理論, 學生的智能水準取決於現在與過去各成長階段家庭與學校資源的投入, 以及學生的能力稟賦。由於教育生產函數相關文獻所使用的資料往往僅包含部分重要的投入或同一時點的投入, 故估計效果可能會受到遺漏變數的影響而產生內生性的問題, 同時並獲得不一致的結論。

新近文獻則採取下列三種估計策略, 試圖解決遺漏變數的問題: (1) 附

中就讀班級的屬性、家庭背景與使用各種高中入學管道 (推薦甄試、申請入學、聯考、登記分發) 之間的關係。Betts and Morell (1999) 研究家庭背景與高中母校的學校資源對美國加州大學 (University of California, San Diego) 學生 GPA 成績的影響。Haile and Nguyen (2008) 使用2000年美國的 National Educational Longitudinal Study (NELS) 資料, 發現家庭背景對學生中學成績具有顯著的影響。Houtenville and Conway (2008) 使用1988年美國的 NELS 資料, 發現父母時間的投入 (包括父母與子女討論事情的頻率、討論班級生活的頻率、討論選課的頻率、父母參加學校會議的頻率與擔任子女學校義工的頻率) 相較於學校資源對十年級學生的閱讀與數學成績具有較大的影響效果。反之, Card and Krueger (1992) 使用美國各州的總體資料, 則獲得家庭背景 (各州父母世代的教育程度 (中位數) 與實質每人所得) 對教育報酬不具任何影響的結論。

[3]廖年淼・劉孟珊 (2004) 使用官方的時間序列資料, 比較高中職間生師比、教師學歷、學生單位成本與學雜費負擔的差異, 據以評估教育資源分配的公平性。

臺灣大學學術期刊資料庫

加價值的設定 (value-added specification) — 使用前期教育結果控制過去各成長階段的投入與學生能力稟賦的效果 (銀慶貞・陶宏麟・洪嘉瑜, 2012; Haile and Nguyen, 2008; Houtenville and Conway, 2008); (2) 固定效果的設定 — 估計學校、教師或學生的固定效果模型, 藉此排除其他不可觀察的干擾因素的影響 (黃芳玫・吳齊殷, 2010; Goldhaber and Brewer, 1997; Kane et al., 2008; Rivkin et al., 2005; Rockoff, 2004); (3) 工具變數的使用 — 探索學校行政規則 (例如: 學校分班的規則) 所形成的自然試驗 (natural experiment), 解決學校投入等相關變數可能產生的內生性問題 (Angrist and Lavy, 1999; Wößmann, 2005)。[4]

教育生產函數的附加價值模型試圖克服研究者缺乏各重要投入歷史資料的限制, 以前期教育結果控制過去各成長階段的投入與學生能力稟賦的效果, 並估計當期學校、家庭投入與學生能力稟賦的加值效果。由於附加價值模型使用前期教育結果做爲迴歸模型的其中一個解釋變數, 故其隱含假設過去與現階段的教育生產技術並不會隨著學生不同的求學階段而有所改變。另外, 該設定方式亦隱含前期各重要投入對當期教育結果的影響效果均等於其對前期教育結果影響的一個固定的比率 (= 附加價值模型中前期教育結果對當期教育結果的估計係數) (Todd and Wolpin, 2003)。

儘管附加價值模型解決大部分因資料限制所造成的估計難題, 其仍要求資料必須包含完整的當期家庭與學校資源的投入, 以及學生能力稟賦等變數, 以避免估計效果可能會受到遺漏變數的影響而產生內生性的問題。有鑑於此, 部分文獻進一步地採取學校、教師或學生固定效果模型, 藉此排除學校、教師或學生其他未被觀察的因素的影響。值得注意的是, 絕大

[4]銀慶貞等 (2012) 使用2005年「台灣高等教育整合資料庫」(Taiwan Higher Education Data System, THEDS) 內大一新生資料, 採取附加價值的設定方式以及 Heckman 兩階段自我選擇模型, 評估高中學生的補習行爲對大學學測成績的影響。其中, 作者以各高中最低入學基測成績 (作者分爲五個類別), 控制學生高中就讀階段的起始能力。作者發現學生高一至高三補習科目的總數對大學學測成績不具顯著的影響。黃芳玫・吳齊殷 (2010) 使用「青少年個人生活學業評量」問卷內於1996年入學的台北地區國一新生之追蹤資料, 評估家庭背景、個人特質對其高中職落點學校之最低錄取原始總分 (作者分爲五個成績區間) 的影響。作者採取 Chamberlain's random-effect ordered probit 模型, 控制學生不可觀察因素的影響。作者發現父母的教育程度、父親籍貫、父母的離異狀態對學生的學業成績具有顯著的影響。

期刊資料庫

多數採取學校或教師固定效果設定的附加價值模型皆未能控制學生能力稟賦的效果。

Rothstein (2010) 使用2000–2001年於美國北卡羅萊納州 (North Carolina) 公立學校就讀五年級的學生之追蹤資料, 執行測謊檢驗 (falsification test), 亦即檢驗未來教師對當期學生成績的影響, 並藉此探索三種文獻常見的附加價值模型 (包括應變數爲學生兩期成績差異的設定、應變數爲學生當期的成績且使用學生前期成績做爲其中一個解釋變數的設定, 以及應變數爲學生兩期成績的差異且考量學生其他未被觀察的固定效果的設定) 背後可能隱含的內生性問題。作者發現以上三種模型皆無法通過測謊檢驗, 且內生性的來源通常是那些班級或學生未被觀察的固定效果 (selection on unobservables)。

另外一派文獻則探索學校行政規則所形成的自然試驗, 試圖解決無法控制當期部分重要投入的限制。例如: Angrist and Lavy (1999) 探索以色列公立學校的分班規則 (Maimonides' Rule) 對班級規模所造成的外生變異, 研究班級規模對三年級至五年級學生的閱讀理解成績、數學成績的影響。然而, Todd and Wolpin (2003) 注意到該類文獻所回答的實證問題本質上其實與前兩種估計方式不同: 使用自然試驗所造成學校投入的外生變異做爲工具變數的這種實證策略估計的是政策的總效果, 包括學校投入水準改變的直接效果與家庭決策因此而改變的間接效果; 附加價值模型的估計方法則回答在給定其他投入維持不變的水準之下學校投入的效能。Todd and Wolpin (2003) 因此建議兩類文獻所獲得的估計結果並不能直接做比較。

本文主要使用2001–2003年的大學聯招考生成績檔, 研究高中教育生產函數中各種投入的相對重要性及其成效。儘管該資料缺乏學生各成長階段、詳細的學校品質與家庭資源投入等變數, 大學聯招考生成績檔的母體資料則允許本研究採取適當的估計策略以進行投入產出效果的評估。第一、由於大學多元入學方案的施行, 高中學生因此可依照2月舉辦的大學學測成績甄選入學或透過7月舉辦的大學指定科目考試成績分發入學。大學學測與指定科目考試舉辦的時間先後因而有助於本研究以附加價值的設定方式建構高中教育生產函數, 並藉此控制學生高三以前學校與家庭資源投入的效果。此外, 使用大學學測成績衡量學生前期的教育結果亦可解

臺灣大學學術期刊資料庫

決國內相關文獻普遍無法獲得學生高中入學成績資料的限制 (黃芳玫・吳齊殷, 2010; 銀慶貞・陶宏麟・ 洪嘉瑜, 2012; Ding and Lehrer, 2007)。[5] 第二、有鑑於大學學測與指定科目考試皆於學生高三的下學期舉行, 故探討學校品質與家庭資源投入在這兩個相差不到半年的大學入學考試期間的加值效果將可避免因老師任教選擇、學校分班規則, 以及學生組別選擇等所產生的內生性問題。最後, 本文更進一步地使用個別學校的虛擬變數與學生世代虛擬變數之交乘項、低出生體重的虛擬變數, 控制個別學校學生世代間其他未被觀察的固定效果與學生能力稟賦的效果。

2.2 學校投入、家庭資源與學生的教育成就

透過高中教育生產函數的估計, 本文研究學校品質與家庭資源等投入對應屆考生大學指定科目考試成績的影響。另外, 本文亦探討學校品質 (包括學校財務資源和學校聲譽的投入) 與家庭財務資源二類投入間對學生教育結果產出的關係。根據相關文獻衡量學校與家庭資源的慣例, 本文使用各高中的師生比衡量學校的財務資源、各高中應屆考生大學學測的平均成績衡量學校聲譽的投入、補習費用衡量父母資源的投入。

我國的高中入學篩選機制係依照學生的高中聯招考試成績與志願進行分派。[6] 基於各高中過往的學校聲譽, 學生有動機選擇學生平均表現較佳的學校就讀 (反映於高中聯招最低錄取成績的排名), 因而在我國的高中入學篩選機制下同所高中的學生往往具有相似的能力。此時若僅考量學校財務

[5] Ding and Lehrer (2007) 使用1995年中國江蘇省某縣市所有高中新生的入學成績、高中背景與1998年的大學聯招考試結果等詳細的資料, 評估同儕特質的影響。作者主張中國中等教育的特色在於高中的入學機制係依據可被觀察的高中聯招考試成績而非其他不可觀察的因素, 故若能掌握學生高中聯招考試成績的資料即能有效地降低因樣本選擇問題所造成的偏誤 (selection on unobservables)。國內基於學生成績保密的原則, 相關文獻則多半無法獲得完整的學生高中入學成績的資料, 並據此降低因遺漏變數所產生的偏誤。值得注意的是, 本文與黃芳玫・吳齊殷 (2010)、銀慶貞等 (2012) 等兩篇論文最大的差異在於本文所使用的學生前期 (大學學測) 與當期 (大學指定科目考試) 成績皆屬連續變數; 後兩者則有一期的成績爲類別變數, 因而忽略了各成績區間內學生能力的異質性。

[6] 我國的高中聯招制度至2000年正式結束, 其後高中入學分發規則改採以基測成績做爲高中入學分發的標準。由於本文使用2001–2003年參加大學入學考試的應屆考生樣本估計教育生產函數, 故本文所使用分析樣本的學生均是以傳統的高中聯招考試成績分派至各所高中就讀; 分析樣本的學生恰巧適逢最後三屆的高中聯招考試。

臺灣經濟研究院 期刊資料庫

資源對學生教育成就的影響將忽略學校聲譽投入與學校資源的交乘效果, 進而造成偏誤的估計。有鑑於此, 本文除了以師生比衡量學校財務資源外, 同時並使用師生比與各高中應屆考生大學學測的平均成績之交乘項控制因高中入學篩選機制所造成學校資源與學校聲譽投入間不可分割的效果。

由於學生智能的累積過程於教育體系的各個階段皆有不同的發展特性, 故家庭資源的投入亦呈現不同的型態。父母時間的投入對學齡前幼童或接受基礎教育 (國小與中學教育) 的學生其智能的發展具有決定性的影響 (Houtenville and Conway, 2008; Todd and Wolpin, 2003); 在學生高中或大學就讀階段, 父母財務資源的投入則扮演重要的角色。伴隨著台灣的聯招制度, 國內相關文獻大都以補習費用衡量家庭財務資源的投入 (李敦仁・余民寧, 2005; 李敦義, 2006; 林大森・陳憶芬, 2006; 孫清山・黃毅志, 1996; 黃健倫, 2008)。[7] 因爲本研究使用的大學聯招考生成績檔係屬行政資料而非調查資料, 故本文並未能取得學生於高中就讀階段所產生的補習費用等相關變數。爲了克服資料的限制並降低因遺漏家庭財務資源變數所可能產生的估計偏誤, 本文利用2001年「台灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey, TEPS) 內高中職樣本的補習費用迴歸式之估計係數預測父母財務資源的投入。

Todd and Wolpin (2003)、Houtenville and Conway (2008) 所建構的父母決策模型可爲學校品質、家庭資源投入與學生教育成就之間的關係提供一理論基礎。該模型假設父母在面對子女教育產出的生產技術與時間分配和家庭預算的限制下, 其將選擇一最適的子女教育成就與個人消費和休閒水準, 以追求最大的效用。該模型隱含家庭資源的投入水準取決於子女實際獲得的學校投入水準 (例如: 師生比、學校學生的平均能力等); 學校投入的總效果因而爲學校投入對學生教育成就的直接效果, 再加上其透過

[7]例如: 李敦仁・余民寧 (2005) 使用2001年 TEPS 資料庫內家長問卷中「他這學期課外補習平均每月的花費?」、「他這學期才藝補習平均每月的花費?」、「家中有訂閱或購買中文雜誌或刊物」、「家中有訂閱或購買外文報紙、雜誌」、「家中有百科全書」、「家中有裝網際網路」等六個題項建構測量指標, 用以衡量家庭的財務資源。黃健倫 (2008) 則使用2003年 TEPS 資料庫內國三學生的樣本, 研究補習對課業成績 (以 TEPS 問卷內「綜合分析能力測驗」與「數學或數字分析能力測驗」成績衡量) 的影響。作者發現補習對成績不具顯著的影響。另外, 孫清山・黃毅志 (1996) 發現台灣學生的家庭背景因素主要透過接受補習教育的份量、是否半工半讀以及家庭讀書環境等三個中介變項影響其教育的取得。

父母投入影響學生教育產出的間接效果。以學校聲譽投入對學生教育產出的影響效果爲例, 學校聲譽投入的總效果之理論關係爲

$$\frac{d\text{Score}}{d\text{HSAbility}} = \frac{\partial\text{Score}}{\partial\text{HSAbility}} + \frac{\partial\text{Score}}{\partial\text{CSExp}}\frac{\partial\text{CSExp}}{\partial\text{HSAbility}}, \tag{1}$$

其中, Score 表示學生的教育產出; HSAbility 表示學校聲譽的投入; CSExp 表示家庭資源的投入。學校聲譽投入的增加 (學校學生平均能力的提升) 預期將直接提升學生的教育產出 ($(\partial\text{Score}/\partial\text{HSAbility}) > 0$)。學校聲譽投入的間接效果則取決於學校聲譽與家庭資源二投入間的關係, 以及家庭資源投入對學生教育產出的效果。給定父母投入對學生教育成就的非負向影響 ($(\partial\text{Score}/\partial\text{CSExp}) \geq 0$), 若學校聲譽與家庭資源二投入間呈現替代關係, 亦即家庭資源的投入水準會隨著子女就讀學校學生平均能力的增加而減少 ($(\partial\text{CSExp}/\partial\text{HSAbility}) < 0$), 則學校聲譽投入的間接效果會抵銷直接效果而產生無法預測影響方向的結果。反之, 若學校聲譽與家庭資源二投入間呈現互補關係, 亦即家庭資源的投入水準會隨著子女就讀學校學生平均能力的增加而增加 ($(\partial\text{CSExp}/\partial\text{HSAbility}) > 0$), 則學校聲譽的投入預期將具有正向的影響效果。

3 資料與樣本

本文使用2001–2003年大學聯招考生成績檔、1978–1985年出生登記資料、勞保檔與公保檔的合併資料 (以下簡稱大學聯考資料), 評估高中教育生產函數。[8] 其中, 2001–2003年大學聯招考生成績檔取自大考中心; 1978–1985年出生登記資料取自內政部戶政司; 勞保檔、公保檔則分別取自勞保局與公保局。透過相關資料的串連, 本文將可取得2001–2003年所有考生的出生背景 (性別、年齡、出生體重、出生身份、胎次)、家庭背景 (父或母的投保薪資、父或母是否爲公務人員)、高中學歷背景 (畢業學校名稱、高中學力代碼、學校郵遞區號), 以及大學入學考試的表現 (大學學測各考科成績、指定科目考試成績、是否選擇甄選入學、甄選入學的結果) 等相關變數。

[8]大學聯招考生成績檔已經過大考中心與聯招會同意, 且協助合併出生登記資料、勞保檔與公保檔, 並將考生資料及生父母身份證統一編號保密轉碼處理後, 再交予研究者使用。

臺灣大學學術期刊資料庫

其次, 本文使用「高中學力代碼」串聯大學聯考資料與教育部統計處各校基本資料庫的學校層級資料 (包括高中適用學制、各年級班級數與學生數、專任教師數等), 以取得學校投入等相關變數。[9] 根據該學生個人與學校串連的資料, 本文以師生比衡量學校的財務資源、各高中應屆考生大學學測的平均成績衡量學校聲譽的投入、各高中低於貧窮線家庭的學生百分比 (實質家庭投保薪資低於當年台灣省、台北市、高雄市實質最低生活標準的學生百分比) 衡量學校學生非屬能力特質的投入。[10]

爲了建構補習費用變數, 本文首先使用 2001 年中央研究院、教育部、國立教育研究院籌備處和國科會所共同建構的 TEPS 內高中職的調查資料, 估計補習費用迴歸式。[11] 補習費用迴歸式的應變數爲每年的補習費用 (家長平均每個月投注於子女學業課外補習的費用 × 12); 解釋變數則包含普通高中的虛擬變數、公立高中的虛擬變數、男性學生的虛擬變數、婚生子女的虛擬變數、出生胎次、父親相關變數非遺漏值的虛擬變數分別與其教育程度 (年)、就業狀態、是否爲公務人員和 52 個出生世代的交乘項, 以及母親相關變數非遺漏值的虛擬變數分別與其教育程度 (年)、就業狀態、是否爲公務人員和 43 個出生世代的交乘項。[12] 接著, 本文使用大學聯考資料中的相關變數, 利用上述補習費用迴歸式之估計係數預測各應屆考生的補習費用。

另外, 本文利用教育部委託高雄市政府教育局所設計的直轄市及各縣市短期補習班「資訊管理系統」搜集考生所在縣市所有「文理類」與「外語類」、以高中生爲招生對象的補習班家數。[13] 本文使用各縣市每千位高中畢

[9] 教育部統計處各校基本資料庫的學校層級資料至 2000–2001 學年度開始才有各校專任教師數等的統計量。

[10] 歷年台灣省、台北市、高雄市的最低生活標準取自內政部社會司。內政部社會司網站請參見 http://www.moi.gov.tw/dsa/。家庭投保薪資與台灣省、台北市、高雄市的最低生活標準均經消費者物價指數 (CPI) 的平減 (以 2006 年爲基期)。

[11] 儘管 2003 年第二波的 TEPS 曾針對高中職學生進行問卷調查, 但因爲部分問項與 2001 年高中職的問卷並不相符 (例如: 2003 年的資料缺乏學生的出生胎次、父母出生年與教育程度等變數), 故本文使用 2001 年的 TEPS 調查資料, 估計補習費用迴歸式。

[12] 補習費用迴歸式的主要估計結果請參見附表1。

[13] 由於本文研究學校、家庭資源的投入對 2001–2003 年應屆考生大學指定科目考試成績的影響, 故本文使用該「資訊管理系統」, 分別檢索並計算各縣市立案日期在 2000 年 7 月 1 日、2001 年 7 月 1 日、2002 年 7 月 1 日之前的補習班家數, 藉此評估 2001–2003 年的

業生的補習班家數衡量補習班的密集度。由於補習產業具有群聚性 (例如: 台北市的南陽街、高雄市的七賢路等), 故本文使用補習班所在縣市做爲地理的劃分單位。值得注意的是, 各縣市補習班密集度的差異主要係爲各地區補習班的供給條件 (例如: 該縣市是否有知名大學學生提供家教服務等) 與需求力量 (例如: 該縣市原住民學生占比、平均所得水準等) 相互作用所產生的結果。本文因而使用補習班密集度捕捉各縣市學生所面臨的升學競爭程度的差異。

大學入學考試 (包括大學學測以及指定科目考試) 自大學多元入學方案施行以來一直是高中畢業生進入高等教育就學的主要管道。根據大學入學的篩選機制, 學生於高三下學期期初可參加大學學測的考試, 並依據學測成績選擇是否甄選入學。大學學測的考科包括國文、英文、數學、社會與自然等五項科目; 各考科的成績則以級分制採計 (0–15 級分)。若學生選擇放棄甄選入學的管道, 其亦可參加 7 月舉辦的大學指定科目考試, 並依照考試成績分發入學。指定科目考試的考科包括國文、英文、社會組數學 (數學乙)、歷史、地理、自然組數學 (數學甲)、化學、物理與生物等九項科目; 各考科的成績以 0–100 分衡量。

本文主要使用附加價值的設定方式, 評估高中教育生產函數中學校與家庭投入的加值效果, 並藉此降低因遺漏過去各成長階段重要投入變數所可能產生的估計偏誤。有鑑於此, 本文選擇以大學學測對應考科成績衡量學生前期的教育結果、指定科目考試成績衡量學生當期的教育結果。其中, 大學學測對應考科的成績係指對應特定的指定科目考試之教育生產函數, 學生大學學測相關考科的成績。在各指定科目教育生產函數中, 本文以學生大學學測的國文成績做爲其國文指考的前期結果; 大學學測的英文成績做爲英文指考的前期結果; 大學學測的數學成績做爲社會組/自然組數學指考的前期結果; 大學學測的社會成績做爲歷史、地理指考的前期結果; 大學學測的自然成績則做爲化學、物理、生物指考的前期結果。另外, 考量各

應屆考生在過去一年內所面臨補習班的密集度。另外, 基於台中縣市、台南縣市、高雄縣市合併之理由, 該系統僅能查詢 20 個縣市的補習班資訊。有鑑於此, 本文進一步地根據這三個新改制的直轄市內補習班的地址, 判斷並歸納各補習班於改制前的縣市中。教育部委託高雄市政府教育局所設計的直轄市及各縣市短期補習班「資訊管理系統」網站請參見 http://bsb.edu.tw/。

期刊資料庫

年考試題目難易程度的差異以及大學學測與指定科目考試成績計算方式的不同, 本文凡涉及學生考試成績的變數, 包括大學學測對應考科的成績 (衡量前期的教育結果)、學校學生大學學測對應考科的平均成績 (衡量學校聲譽投入的水準)、指定科目考試成績 (衡量當期的教育結果) 等, 均經標準化的轉換, 亦即本文以學生標準化的成績衡量其在所有應試考生的成績分配中的相對位置。[14]

本文使用2001–2003年的大學聯考資料, 建構同時參加大學學測與指定科目考試的應屆考生樣本, 並藉此分析學校、家庭資源的投入對高中學生大學指定科目考試成績的產出效果。表1說明本文的樣本篩選原則。在2001–2003年總共有215,441位學生參加大學學測的考試; 其中的160,538位學生選擇甄選入學 (甄選入學的錄取率爲13%); 其他的54,903位同學則未選擇甄選入學。表1顯示大學學測成績高於或低於平均成績的學生較傾向選擇以甄選入學的方式進入大學就讀。由於甄選入學於分發入學之前舉辦, 故無法透過甄選入學進入大學就讀或放棄錄取資格的學生 (140,468位), 以及未選擇甄選入學的學生 (54,903位) 勢必參加7月舉辦的大學指定科目考試, 以進行分發入學。本文最終使用的應屆考生樣本因而包含上述195,371位學生。

表2顯示應屆考生樣本的基本統計量。表中說明台灣絕大多數的高中係屬公立的普通高中, 且畢業班級的平均規模約爲40人、平均一位專職老師負責20位學生; 補習班的密集度則爲每2,000位高中畢業生約有3家補習班。另外, 應屆考生家庭平均每年估計約產生17,000元的補習費用; 每月實質的家庭投保薪資約爲42,000元; 父或母爲公務人員的家庭則占所有應屆考生家庭的17%。學生大學入學考試成績的相關統計量顯示學生大學學測的數學成績普遍低於其他考科的成績; 學生指定科目考試的化學、物理成績則遠低於其他考科的表現。

[14]由於學生的考試成績易受各年考試題目難易的影響而無法進行跨年的比較,故本文將學生的考試成績減去當年所有應試考生的平均成績,再除以當年所有應試考生成績的標準差, 據以排除以學生的考試成績衡量其在所有應試考生成績分配中的絕對位置之缺失。

期刊資料庫

表 1: 大學學測考生各考科的平均成績

	大學學測考生			
		甄選入學		
	所有樣本	錄取	錄取放棄/未錄取	未選擇甄選入學
國文	11.20	11.94	10.90	11.68
	(1.94)	(1.78)	(1.95)	(1.79)
英文	9.31	10.27	8.67	10.61
	(3.06)	(2.85)	(2.96)	(2.87)
數學	7.39	8.29	6.79	8.60
	(3.21)	(3.40)	(2.99)	(3.26)
社會	11.81	12.01	11.40	12.81
	(2.18)	(2.11)	(2.28)	(1.52)
自然	9.89	10.36	9.42	10.94
	(2.44)	(2.54)	(2.39)	(2.17)
總級分	49.61	52.88	47.17	54.64
	(9.47)	(8.89)	(8.99)	(8.48)
樣本數	215,441	20,070	140,468	54,903

註: 括弧內爲標準差。

4 學校品質與家庭資源的教育產出效果

4.1 實證策略

本研究的實證策略涉及學校品質與家庭資源投入的效能評估。本文主要以附加價值的設定方式, 使用學生大學學測對應考科的標準化成績, 控制學生高三以前所有重要投入與其能力稟賦的效果。此外, 本文更進一步地使用個別學校的虛擬變數與學生世代虛擬變數之交乘項、低出生體重指標等替代變數, 控制學生高三就讀階段個別學校學生世代間學校投入未被觀察的異質性以及學生個人能力稟賦的效果, 並藉此降低因遺漏當期部分重要投入變數所可能產生的估計偏誤。由於學生未被觀察的特質 (例如: 學習動機、時間偏好等) 會持續影響學生各個成長階段的教育結果, 故使用前期教育結果做爲迴歸模型的其中一個解釋變數將可能致使前期教育結果

表 2: 敘述統計量

	應屆考生樣本				
	平均數	標準差	最小值	最大值	樣本數
學校特性					
師生比	0.05	0.01	0.01	0.29	195,371
畢業班級規模	40.51	10.63	0	84	195,371
學校規模	1,967.52	925.63	20	4,695	195,371
普通高中 = 1	0.85	0.35	0	1	195,371
公立高中 = 1	0.72	0.45	0	1	195,371
學測平均成績 — 國文	11.18	0.96	3.67	13.58	195,371
學測平均成績 — 英文	9.28	1.87	1.67	13.36	195,371
學測平均成績 — 數學	7.44	1.88	1	11.84	195,371
學測平均成績 — 社會	11.80	1.34	3.67	13.93	195,371
學測平均成績 — 自然	9.90	1.37	2.33	13.07	195,371
低於貧窮線家庭的學生百分比	13.69	5.52	0	100	195,371
男校 = 1	0.04	0.19	0	1	195,371
女校 = 1	0.11	0.31	0	1	195,371
補習班密集度					
每千位高中畢業生補習班家數	1.43	1.37	0	6.03	195,371
家庭特性					
(估計) 每年補習費用 $\times 10^{-3}$	17.13	6.14	0	63.19	195,371
實質家庭投保薪資 $\times 10^{-3}$	41.54	25.44	0	145.47	195,371
父或母爲公務人員 = 1	0.17	0.38	0	1	195,371
學生特性					
男性 = 1	0.51	0.50	0	1	195,371
低出生體重 = 1	0.03	0.17	0	1	195,371
婚生子女 = 1	0.99	0.09	0	1	195,371
出生胎次	1.80	0.94	1	9	195,371
學生大學指定科目考試成績					
國文成績	51.54	13.87	0	93.1	195,154
前次考試成績 (學測 – 國文)	11.12	1.94	0	15	
英文成績	42.31	22.14	0	99.5	195,172
前次考試成績 (學測 – 英文)	9.22	3.06	0	15	

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	應屆考生樣本				
	平均數	標準差	最小值	最大值	樣本數
社會組數學成績	43.50	21.89	0	100	154,470
前次考試成績 (學測 – 數學)	6.79	2.95	0	15	
歷史成績	46.70	16.82	0	95.3	117,950
前次考試成績 (學測 – 社會)	12.20	2.08	0	15	
地理成績	58.47	16.73	0	100	117,092
前次考試成績 (學測 – 社會)	12.20	2.08	0	15	
自然組數學成績	48.05	20.46	0	100	94,393
前次考試成績 (學測 – 數學)	8.71	3.11	0	15	
化學成績	37.94	21.58	0	100	88,271
前次考試成績 (學測 – 自然)	11.31	2.10	0	15	
物理成績	29.15	22.41	0	100	88,130
前次考試成績 (學測 – 自然)	11.31	2.09	0	15	
生物成績	46.52	20.26	0	97.2	58,545
前次考試成績 (學測 – 自然)	11.41	2.15	0	15	

與學生未被觀察的特質產生相關性, 並進而造成內生性的問題 (Todd and Wolpin, 2003)。有鑑於此, 本文假設我國的高中入學制度可有效地針對擁有不同特質的學生進行篩選, 因此在給定學生的能力稟賦水準 (以低出生體重指標爲替代變數) 下學習動機較強且較有耐心的學生將有較高的可能性會被分發至學校聲譽較高的學校就讀。本文因而以學校聲譽投入捕捉部分學生未被觀察特質的影響。綜合上述, 假設學生其他未被觀察的特質與迴歸模型的解釋變數 (特別是前期的教育結果) 無關, 則使用 OLS 估計高中教育生產函數的附加價值模型將可判定 (identify) 學校品質與家庭資源投入的效果。

本文使用應屆考生樣本, 評估學校品質與家庭資源投入的效能, 同時並探討學校品質 (包括學校財務資源和學校聲譽的投入) 與家庭財務資源二類投入間對學生教育結果產出的關係。高中應屆考生的教育生產函數可以下列的迴歸模型表達:

$$\text{Score_7}_{ij} = \alpha + \delta \text{Score_2}_{ij} + \beta' S_{ij} + \gamma' F_i + \rho\mu_{i0} + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中, Score_7$_{ij}$ 表示學生 i 畢業於高中 j 的大學指定科目考試的標準化成績, 包括國文、英文、社會組數學、歷史、地理、自然組數學、化學、物理、生物等九項考科的成績; Score_2$_{ij}$ 表示 i 的大學學測對應考科的標準化成績, 包括國文 (對應指考國文)、英文 (對應指考英文)、數學 (對應指考社會組/自然組數學)、社會 (對應指考歷史、地理) 與自然 (對應指考化學、物理、生物) 等五項考科的成績; S_{ij} 爲一學校品質的向量, 包括師生比、畢業班級規模、學校規模 (取自然對數)、普通高中的虛擬變數 (參考組爲綜合高中)、公立高中的虛擬變數、低於貧窮線家庭的學生百分比、公立高中虛擬變數與低於貧窮線家庭的學生百分比之交乘項、男校的虛擬變數、女校的虛擬變數、22 個學校所在縣市的虛擬變數 (參考組爲澎湖縣的高中); F_i 爲一家庭資源與學生個人特質的向量, 包括縣市別補習班的密集度 (每千位高中畢業生)、家庭資源投入變數 (補習費用 (單位爲千元)、補習費用分別與師生比、公立高中的虛擬變數、男校的虛擬變數、女校的虛擬變數、男性學生的虛擬變數和子女出生胎次的交乘項、實質家庭的投保薪資 (單位爲千元)、父或母爲公務人員的虛擬變數)、學生個人特質變數 (男性的虛擬變數、婚生子女的虛擬變數、出生胎次), 以及衡量考試年度競爭程度的變數 (2 個應考年份的虛擬變數); μ_{i0} 表示學生天生的能力稟賦。[15] 迴歸模型的誤差項 ε_{ij} 符合 $i.i.d.$ 的假設。教育生產函數相關文獻通常因資料的限制而無法控制學生能力稟賦的影響, 進而產生內生性的問題。有鑑於此, 本文使用低出生體重的虛擬變數做爲學生能力稟賦 (μ_{i0}) 的替代變數, 據

[15]由於式 (2) 的解釋變數包含男校的虛擬變數 (M_School)、女校的虛擬變數 (F_School) 以及男性學生的虛擬變數 ($Male$), 故上述三個虛擬變數估計係數的解釋與一般的認知稍具差異。若將迴歸模型設定如下:

$$y = \beta_0 + \beta_1 M_School + \beta_2 F_School + \beta_3 Male + \cdots + \varepsilon,$$

則男校的平均效果爲 $E(y|M_School = 1,\ Male = 1) = \beta_0 + \beta_1 + \beta_3$; 女校的平均效果爲 $E(y|F_School = 1,\ Male = 0) = \beta_0 + \beta_2$; 男女混校男性學生的平均效果爲 $E(y|M_School = 0,\ F_School = 0,\ Male = 1) = \beta_0 + \beta_3$; 男女混校女性學生的平均效果爲 $E(y|M_School = 0,\ F_School = 0,\ Male = 0) = \beta_0$。綜合上述, 男校虛擬變數的迴歸係數 ($\beta_1$) 之解釋爲男校男性學生相對於男女混校男性學生表現的差異; 女校虛擬變數的迴歸係數 (β_2) 之解釋爲女校女性學生相對於男女混校女性學生表現的差異; 男性學生虛擬變數的迴歸係數 (β_3) 之解釋爲男女混校男性學生相對於男女混校女性學生表現的差異。

期刊資料庫

以降低因遺漏變數所產生的估計偏誤。[16]

本文將採取三種估計策略, 評估學校、家庭投入的加值效果: 第一、不考慮學校聲譽投入 (以各高中應屆考生大學學測對應考科的平均標準化成績衡量) 的效果; 第二、考慮學校聲譽投入的效果; 第三、考慮學校聲譽投入的效果與個別學校不同學生世代的固定效果。其中, 由於本文的分析樣本包含所有學校的高三學生, 故2001–2003年的應考年份同時亦反映出三個不同的學生世代。本文因而使用486所高中學校的虛擬變數與2個應考年份 (此處代表2個學生世代) 的虛擬變數之交乘項衡量個別學校不同學生世代的固定效果。儘管個別學校的虛擬變數與學生世代虛擬變數之交乘項 (最多共有972個解釋變數) 加入迴歸模型中將嚴重減少迴歸係數估計的自由度, 並大幅提升估計係數的標準差, 進而造成估計係數不易拒絕其爲零的虛無假設, 然而因本文使用的大學聯招考生成績檔係屬母體資料, 且加入該交乘項所帶來降低估計偏誤的好處將遠大於自由度減損所造成估計誤差的大幅增加, 則兩者權衡之下加入該交乘項應爲適當的選擇。

本文將比較前兩者估計模型的結果, 並藉此檢視學校品質與學校聲譽二投入對學生教育產出的影響是否因我國高中入學篩選機制的設計而呈現*互補*關係。後兩者估計結果的差異則反映出忽略個別學校學生世代間學校政策、教師素質、同儕能力與非能力特質等未被觀察的異質性對學校效能的估計所可能產生的偏誤方向 (Rivkin et al., 2005)。[17] 所有應屆考生大

[16]文獻普遍發現: 低出生體重 (出生體重低於2,500公克) 的個人其未來的教育程度與勞動市場結果均較其他非低出生體重的個人爲低 (Black et al., 2007)。

[17]Rivkin et al. (2005) 使用1990年代中期德州公立學校三個學生世代三年級至七年級的追蹤資料, 評估可被觀察與未被觀察的教師品質對學生成績的影響。作者使用個別學校同一年級不同學生世代的成績差異 ($\text{A_bar}^{c}_{gs} - \text{A_bar}^{c'}_{gs}$, 其中, g 代表年級; s 代表學校; c、c' 分別代表兩個不同的學生世代; A_bar^{c}_{gs} 代表學生世代 c 於學校 s 的 g 年級之平均成績; $\text{A_bar}^{c'}_{gs}$ 代表學生世代 c' 於學校 s 的 g 年級之平均成績) 消除學校政策、教育生產技術或同儕特質等不隨時間改變的固定效果, 相同年級不同學生世代的成績差異因而包含個別學校學生世代間教師品質、家庭資源與學生特質的固定效果, 以及其他未被觀察且隨時間改變因素的效果。爲區分出教師品質對學生成績的影響, 作者再更進一步地針對相同學生不同年級的表現進行相減 ($(\text{A_bar}^{c}_{gs} - \text{A_bar}^{c}_{g's}) - (\text{A_bar}^{c'}_{gs} - \text{A_bar}^{c'}_{g's})$, 其中, g、g' 分別代表兩個不同的年級), 以消除家庭與學生未被觀察的固定效果。作者發現教師品質 (特別是那些未被觀察的特質) 對學生成績具有顯著的影響。由於本文所使用的大學聯招考生成績檔爲橫斷面資料, 故本文嘗試擷取 Rivkin et al. (2005) 估計策略的方式, 以個別學校的虛擬變數與學生世代虛擬變數之交乘項控制相同年級不同學生世代的成績差異。

期刊資料庫

學指定科目考試成績的迴歸模型其變異數皆允許高中學校所在縣市與個別學校的集群效果 (clusters)。

4.2 估計結果

表3顯示在不考量學校聲譽投入的效果下學校品質與家庭投入對應屆考生大學指定科目考試成績的影響。估計結果相當符合教育生產理論的預期: 師生比對學生的大學指定科目考試成績有著正向但大多不具統計顯著 (國文成績、社會組/自然組數學成績、地理成績) 或僅具 10% 統計顯著 (歷史成績、化學成績、生物成績) 的效果; 學校低於貧窮線家庭的學生百分比與學生大學指定科目考試成績之間呈現負向關係; 家庭資源 (每年補習費用的投注、實質家庭投保薪資的水準、父或母爲公務人員) 的投入愈高則對學生的大學指定科目考試成績具有加值的效果。其中, 家庭財務資源的投入水準亦會隨著學校品質與子女個人特質的不同而有所差異。以子女英文成績的產出爲例, 父母應投注較多的補習費用於在公立高中/男校/女校就讀且家中排行較長 (出生胎次較低) 的子女身上, 據以提升子女英文科目學習的成效。若以子女社會組數學成績的產出爲例, 則父母應投注較多的補習費用於在女校就讀或在男女混校就讀的女性學生且家中排行較小 (出生胎次較高) 的子女身上。

其次, 表 3 顯示不同性別的學生對不同學科的學習亦具有異質性: 男女混校的男性考生其國文成績、英文成績與生物成績均較男女混校女性考生的表現平均低約 0.12、0.05、0.24 個標準差; 其社會組/自然組數學成績、歷史成績與物理成績則較女性同儕的表現平均高約 0.12、0.06、0.15 個標準差。低出生體重的學生其大學指定科目考試成績 (包括國文成績、英文成績、社會組數學成績、化學成績) 較其他非低出生體重的學生平均低約 0.02–0.03 個標準差。另外, 家中排行較小 (出生胎次較高) 的考生其所有指定科目考試成績除了社會組/自然組數學外均較家中排行較長的考生平均高約 0.01–0.03 個標準差。最後, 應屆考生大學學測對應考科的成績對其指定科目考試的表現則具有決定性的影響: 當學生大學學測對應考科的成績位於成績分配的第 1 個標準差時, 在給定其他條件不變之下, 其對應的指定科目考試成績將會位於成績分配的第 0.54–0.85 個標準差。此估計

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 3: 應屆考生教育生產函數的附加價值模型 — 不考慮學校學生的平均能力

	社會組				自然組				
	國文成績	英文成績	數學成績	歷史成績	地理成績	數學成績	化學成績	物理成績	生物成績
前次成績	0.5443***	0.8515***	0.7201***	0.6780***	0.6294***	0.6443***	0.6478***	0.5736***	0.6645***
(學測對應考科成績)	(74.36)	(205.02)	(103.84)	(123.85)	(101.87)	(76.81)	(42.69)	(36.36)	(68.00)
學校特性									
師生比	0.8670	2.2695**	1.2777	2.6799*	1.9835	1.9245	4.4796*	5.6016**	2.7361*
	(0.53)	(2.46)	(0.84)	(1.71)	(1.15)	(1.49)	(1.83)	(2.27)	(1.88)
畢業班級規模	0.0013	0.0003	0.0012*	0.0006	0.0010	0.0004	0.0006	0.0020**	0.0022**
	(1.62)	(1.01)	(1.72)	(1.02)	(1.65)	(0.62)	(0.66)	(2.06)	(2.57)
普通高中 = 1	0.0133	0.0115	0.0612**	0.0391*	0.0829***	0.0064	0.0507	0.0503	−0.0302
	(0.42)	(0.97)	(2.26)	(1.82)	(3.03)	(0.27)	(1.19)	(1.48)	(−0.94)
公立高中 = 1	0.2296***	0.0076	0.1203*	0.1342**	0.1814**	0.0522	−0.0518	−0.1882*	0.0408
	(2.88)	(0.24)	(1.72)	(2.48)	(2.43)	(0.96)	(−0.54)	(−1.94)	(0.51)
低於貧窮線家庭的學生百分比	−0.0136***	−0.0028*	−0.0108***	−0.0040	−0.0153***	−0.0079***	−0.0091*	−0.0114*	−0.0036
	(−3.21)	(−1.67)	(−2.87)	(−1.56)	(−4.17)	(−2.62)	(−1.73)	(−1.93)	(−0.85)
公立高中 × 低於貧窮線家庭的學生百分比	−0.0026	−0.0021	−0.0008	−0.0053**	0.0001	−0.0028	−0.0052	0.0023	−0.0012
	(−0.64)	(−1.36)	(−0.23)	(−2.14)	(0.02)	(−0.95)	(−1.01)	(0.44)	(−0.27)
男校 = 1	−0.0358	−0.0358	−0.0020	0.0263	0.0191	0.0093	−0.0073	0.0240	0.0859
	(−0.31)	(−1.33)	(−0.03)	(0.23)	(0.23)	(0.28)	(−0.07)	(0.25)	(0.83)
女校 = 1	−0.0078	−0.0059	−0.0282	−0.0686	−0.0906	−0.0022	−0.1156	−0.1502*	0.0250
	(−0.10)	(−0.23)	(−0.43)	(−1.35)	(−1.48)	(−0.04)	(−1.23)	(−1.86)	(0.31)
家庭特性									
(估計) 每年補習費用 $\times 10^{-3}$	0.0110**	0.0066**	0.0014	0.0126***	0.0008	0.0027	0.0033	0.0072	0.0140***
	(2.31)	(2.51)	(0.30)	(3.26)	(0.17)	(0.57)	(0.42)	(0.96)	(2.86)
× 師生比	−0.0231	−0.0720	−0.0074	−0.1369	−0.0316	−0.0476	−0.0549	−0.1253	−0.1084
	(−0.22)	(−1.23)	(−0.08)	(−1.56)	(−0.33)	(−0.46)	(−0.33)	(−0.80)	(−1.09)
× 公立高中	−0.0036	0.0024*	−0.0010	0.0002	−0.0006	0.0011	0.0022	0.0040	0.0026
	(−1.31)	(1.84)	(−0.45)	(0.11)	(−0.23)	(0.51)	(0.56)	(1.08)	(1.09)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	社會組				自然組				
	國文成績	英文成績	數學成績	歷史成績	地理成績	數學成績	化學成績	物理成績	生物成績
× 男校	0.0057	0.0055***	0.0026	0.0005	0.0030	0.0054***	0.0119**	0.0108**	0.0014
	(1.30)	(2.77)	(1.14)	(0.14)	(0.85)	(3.02)	(2.53)	(2.14)	(0.31)
× 女校	0.0071*	0.0040***	0.0068**	0.0087***	0.0093***	0.0043	0.0126***	0.0150***	0.0047
	(1.86)	(3.03)	(2.25)	(3.35)	(3.06)	(1.30)	(2.63)	(2.68)	(1.11)
× 男性學生	−0.0006	−0.0010	−0.0018*	−0.0019**	−0.0039***	0.0008	0.0009	0.0039**	−0.0024
	(−0.53)	(−1.52)	(−1.95)	(−2.23)	(−3.59)	(0.65)	(0.44)	(2.16)	(−1.34)
× 子女出生胎次	−0.0012***	−0.0004**	0.0010***	−0.0009***	0.0003	0.0003	0.0002	0.0002	−0.0014***
	(−4.78)	(−2.45)	(3.76)	(−3.08)	(0.89)	(0.89)	(0.43)	(0.43)	(−2.70)
實質家庭投保薪資 $\times 10^{-3}$	−0.0002***	0.0001**	0.0003***	−0.0000	0.0002***	0.0002*	0.0001	0.0002	−0.0006***
	(−2.95)	(2.36)	(4.03)	(−0.32)	(2.93)	(1.74)	(1.01)	(1.16)	(−4.03)
父或母爲公務人員 = 1	0.0706***	0.0239***	0.0198***	0.0429***	0.0208***	0.0298***	0.0619***	0.0598***	0.0574***
	(13.94)	(6.67)	(3.76)	(6.80)	(3.15)	(4.80)	(7.13)	(7.71)	(6.27)
學生特性									
男性 = 1	−0.1195***	−0.0514***	0.1288***	0.0587***	−0.0306	0.1103***	0.0013	0.1511***	−0.2420***
	(−6.87)	(−5.25)	(8.56)	(3.64)	(−1.55)	(5.72)	(0.05)	(6.78)	(−8.53)
低出生體重 = 1	−0.0252**	−0.0209***	−0.0327***	0.0052	−0.0084	−0.0120	−0.0321**	−0.0104	0.0203
	(−2.41)	(−3.57)	(−3.61)	(0.46)	(−0.76)	(−0.87)	(−2.19)	(−0.70)	(1.14)
婚生子女 = 1	−0.0202	−0.0028	0.0149	−0.0046	0.0369*	−0.0374	−0.0348	−0.0331	−0.0413
	(−1.06)	(−0.24)	(0.93)	(−0.20)	(1.76)	(−1.43)	(−1.29)	(−1.26)	(−1.33)
出生胎次	0.0078*	0.0121***	−0.0021	0.0106**	0.0085*	0.0062	0.0271***	0.0334***	0.0147*
	(1.91)	(4.40)	(−0.51)	(2.26)	(1.76)	(1.02)	(3.86)	(5.01)	(1.78)
樣本數	195,154	195,172	154,470	117,950	117,092	94,393	88,271	88,130	58,545

註: 所有迴歸模型亦控制 ln (學校規模)、22 個學校所在縣市虛擬變數、補習班密集度、2 個應考年份虛擬變數。括弧內爲計算自允許高中學校所在縣市與個別學校集群效果 (clusters) 的標準誤差的 t 值。*** 代表1% 的統計顯著性; ** 代表5% 的統計顯著性; * 代表10% 的統計顯著性。

臺灣大學 期刊資料庫

結果證實學生智能的發展具有持續性以及累積性, 故若無法以前期的教育結果控制過去各成長階段的投入與學生能力稟賦的效果, 則估計效果將可能會受到遺漏變數的影響而產生內生性的問題。

由於我國的高中入學分發規則係依據高中聯招考試成績針對國中畢業生的能力進行篩選, 故此時若忽略學校品質與學校聲譽投入間所存在不可分割的效果, 則學校財務資源效能的估計將可能會因爲內生性的問題而產生偏誤。表 4 說明在考量學校聲譽投入的效果下, 學校的財務資源與學校聲譽二投入間對學生所有指定科目考試成績的產出除了物理成績之外皆呈現互補關係: 在學校聲譽較高的學校 (學生大學學測對應考科的平均成績較其他學校學生的表現高出 1 個標準差的學校), 師生比每增加 0.01 (每一百位學生增加 1 位專職老師) 將使得學生對應的指定科目考試成績提升約 0.01–0.06 個標準差。另外, 表 4 顯示家庭的財務資源與學校聲譽二投入間亦呈現互補關係: 在學校聲譽較高的學校, 補習費用每增加 1 千元將提升學生所有的指定科目考試成績除了社會組數學成績之外約 0.01–0.02 個標準差。

比較表 3 與表 4 的估計結果可知, 在我國高中入學篩選機制的設計下學校財務資源效能的顯現主要與學校聲譽有關: 給定學校學生的平均能力水準, 師生比的增加將可提升學生大學指定科目考試的表現。此外, 上述結果亦說明在不考量學校聲譽投入的效果下師生比對學生絕大多數的指定科目考試成績不具統計顯著或僅具邊際顯著 (10% 的顯著水準) 影響 (表 3) 的理由: 在未控制學校學生的平均能力水準下學校學生的素質將會干擾學校財務資源投入的效能。換言之, 師生比的加值效果可能會被學校學生平均擁有較低的學術能力所造成的負向效果所抵銷, 進而致使師生比不具統計顯著的影響。

爲了捕捉個別學校學生世代間其他未被觀察的異質性, 本文再更進一步地控制個別學校的虛擬變數與學生世代虛擬變數之交乘項。表 5 顯示在考量個別學校不同學生世代的固定效果下高中教育生產函數的估計結果呈現與 OLS 估計係數 (表 4) 符號一致但師生比的直接影響效果更小、師生比與學校聲譽投入之交乘項的影響效果更大的估計值: 個別學校不同學生世代的固定效果模型其師生比的估計值約爲 OLS 估計值的 0.6–0.9 倍;

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 應屆考生教育生產函數的附加價值模型 — 考慮學校學生的平均能力

	社會組				自然組				
	國文成績	英文成績	數學成績	歷史成績	地理成績	數學成績	化學成績	物理成績	生物成績
前次成績 (學測對應考科成績)	0.4943***	0.8275***	0.6617***	0.6529***	0.5938***	0.6047***	0.5866***	0.5127***	0.6270***
	(84.66)	(200.07)	(111.52)	(126.59)	(106.60)	(74.71)	(42.76)	(34.40)	(65.06)
學校特性									
師生比	4.7221***	2.5052***	5.9937***	4.1992***	3.8716***	3.1433***	3.2457	2.8830	2.8598
	(3.50)	(3.61)	(6.78)	(3.35)	(2.80)	(2.99)	(1.56)	(1.36)	(1.65)
師生比 × 學測對應考科平均成績	5.1240***	1.0675***	6.3471***	2.6148***	3.5147***	2.5814***	2.0015***	0.9847	1.8016**
	(8.37)	(5.07)	(12.11)	(4.63)	(4.98)	(6.58)	(3.28)	(1.47)	(2.27)
家庭特性									
(估計) 每年補習費用 $\times 10^{-3}$	0.0168***	0.0068***	0.0086***	0.0152***	0.0042	0.0065**	0.0041	0.0052	0.0159***
	(5.15)	(3.83)	(3.01)	(4.94)	(1.11)	(2.31)	(0.84)	(1.05)	(3.81)
× 師生比	−0.1716**	−0.0714*	−0.1872***	−0.1700**	−0.0677	−0.1353**	−0.0326	−0.0311	−0.1224
	(−2.30)	(−1.87)	(−2.87)	(−2.48)	(−0.85)	(−2.41)	(−0.30)	(−0.28)	(−1.37)
× 學測對應考科平均成績	0.0101***	0.0046***	−0.0002	0.0080***	0.0120***	0.0054***	0.0156***	0.0185***	0.0075***
	(5.39)	(7.43)	(−0.18)	(4.64)	(5.27)	(4.78)	(6.87)	(8.82)	(3.51)
實質家庭投保薪資 $\times 10^{-3}$	−0.0002***	0.0001**	0.0003***	−0.0000	0.0002***	0.0002*	0.0001	0.0002	−0.0005***
	(−2.78)	(2.39)	(4.47)	(−0.34)	(2.87)	(1.96)	(1.17)	(1.20)	(−3.91)
父或母爲公務人員 = 1	0.0577***	0.0187***	0.0085*	0.0360***	0.0110*	0.0201***	0.0446***	0.0416***	0.0470***
	(12.38)	(5.66)	(1.76)	(5.91)	(1.71)	(3.29)	(6.04)	(6.15)	(5.55)
學生特性									
男性 = 1	−0.1218***	−0.0521***	0.1467***	0.0694***	−0.0153	0.1291***	0.0372*	0.1900***	−0.2190***
	(−8.08)	(−5.53)	(10.88)	(4.46)	(−0.81)	(7.40)	(1.80)	(10.30)	(−8.34)
低出生體重 = 1	−0.0162	−0.0184***	−0.0276***	0.0100	−0.0015	−0.0098	−0.0267*	−0.0059	0.0233
	(−1.62)	(−3.15)	(−3.12)	(0.90)	(−0.14)	(−0.73)	(−1.89)	(−0.41)	(1.31)
婚生子女 = 1	−0.0208	−0.0034	0.0137	−0.0048	0.0366*	−0.0361	−0.0344	−0.0327	−0.0411
	(−1.11)	(−0.29)	(0.86)	(−0.21)	(1.75)	(−1.39)	(−1.32)	(−1.24)	(−1.34)
出生胎次	−0.0039	0.0079***	−0.0067*	0.0047	−0.0000	0.0008	0.0153**	0.0201***	0.0076
	(−0.98)	(2.96)	(−1.74)	(0.98)	(−0.00)	(0.14)	(2.27)	(3.18)	(0.98)
樣本數	195,154	195,172	154,470	117,950	117,092	94,393	88,271	88,130	58,545

註: 所有迴歸模型亦控制畢業班級規模、ln (學校規模)、普通高中虛擬變數、公立高中虛擬變數、低於貧窮線家庭的學生百分比、公立高中虛擬變數與低於貧窮線家庭的學生百分比之交乘項、男校虛擬變數、女校虛擬變數、22 個學校所在縣市虛擬變數、補習班密集度、補習費用分別與公立高中虛擬變數、男校虛擬變數、女校虛擬變數、男性學生虛擬變數、子女出生胎次之交乘項、2 個應考年份虛擬變數。括弧內爲計算自允許高中學校所在縣市與個別學校集群效果 (clusters) 的標準誤差的 t 值。*** 代表1% 的統計顯著性; ** 代表5% 的統計顯著性; * 代表10% 的統計顯著性。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 應屆考生教育生產函數的附加價值模型 — 考慮學校學生的平均能力、個別學校不同學生世代的固定效果

	社會組				自然組				
	國文成績	英文成績	數學成績	歷史成績	地理成績	數學成績	化學成績	物理成績	生物成績
前次成績 (學測對應考科成績)	0.4910***	0.8276***	0.6519***	0.6469***	0.5858***	0.5977***	0.5762***	0.5110***	0.6214***
	(85.25)	(198.67)	(112.10)	(127.12)	(107.09)	(69.74)	(40.77)	(33.91)	(65.00)
學校特性									
師生比	2.6384*	1.9336***	3.4044***	3.7271***	3.3004**	2.4833*	1.6320	0.6127	−0.3160
	(1.84)	(3.00)	(3.15)	(3.08)	(2.50)	(1.72)	(0.69)	(0.27)	(−0.17)
師生比 × 學測對應考科平均成績	7.5192***	1.5457***	7.2886***	4.5458***	6.3366***	2.9619***	4.3192***	4.5456***	0.8366
	(13.10)	(5.47)	(14.39)	(6.85)	(8.10)	(4.88)	(5.65)	(5.78)	(1.12)
家庭特性									
(估計) 每年補習費用 $\times 10^{-3}$	0.0079**	0.0055***	−0.0010	0.0109***	−0.0027	0.0018	0.0006	0.0005	0.0114***
	(2.59)	(3.44)	(−0.44)	(4.14)	(−0.80)	(0.53)	(0.16)	(0.12)	(3.09)
× 師生比	0.0085	−0.0302	0.0003	−0.1072*	0.0351	−0.0335	0.0358	0.0485	−0.0459
	(0.13)	(−0.90)	(0.01)	(−1.89)	(0.51)	(−0.49)	(0.40)	(0.58)	(−0.63)
× 學測對應考科平均成績	0.0060***	0.0022***	0.0018**	0.0020	0.0025	0.0040***	0.0111***	0.0120***	0.0049***
	(4.40)	(3.53)	(2.16)	(1.25)	(1.47)	(3.70)	(7.73)	(8.34)	(3.83)
實質家庭投保薪資 $\times 10^{-3}$	−0.0002***	0.0001***	0.0003***	−0.0000	0.0003***	0.0002**	0.0002*	0.0002	−0.0005***
	(−2.73)	(2.69)	(4.36)	(−0.08)	(3.01)	(2.10)	(1.67)	(1.27)	(−3.80)
父或母爲公務人員 = 1	0.0575***	0.0185***	0.0095**	0.0369***	0.0128**	0.0196***	0.0431***	0.0412***	0.0459***
	(12.81)	(5.63)	(2.00)	(6.10)	(2.01)	(3.31)	(5.70)	(6.03)	(5.71)
學生特性									
男性 = 1	−0.1296***	−0.0573***	0.1459***	0.0736***	−0.0088	0.1282***	0.0337*	0.1785***	−0.2276***
	(−9.00)	(−6.55)	(12.08)	(4.83)	(−0.49)	(7.54)	(1.65)	(9.79)	(−9.37)
低出生體重 = 1	−0.0160	−0.0179***	−0.0273***	0.0101	−0.0034	−0.0097	−0.0243*	−0.0019	0.0323*
	(−1.62)	(−3.11)	(−3.10)	(0.92)	(−0.31)	(−0.71)	(−1.79)	(−0.13)	(1.87)
婚生子女 = 1	−0.0274	−0.0039	0.0114	−0.0108	0.0276	−0.0430	−0.0421	−0.0394	−0.0421
	(−1.49)	(−0.33)	(0.71)	(−0.49)	(1.36)	(−1.64)	(−1.64)	(−1.50)	(−1.41)
出生胎次	−0.0014	0.0097***	−0.0066*	0.0071	0.0033	0.0033	0.0189***	0.0226***	0.0065
	(−0.37)	(3.69)	(−1.81)	(1.56)	(0.74)	(0.54)	(3.01)	(3.66)	(0.83)
樣本數	195,154	195,172	154,470	117,950	117,092	94,393	88,271	88,130	58,545

註: 所有迴歸模型亦控制畢業班級規模、ln (學校規模)、普通高中虛擬變數、公立高中虛擬變數、低於貧窮線家庭的學生百分比、公立高中虛擬變數與低於貧窮線家庭的學生百分比之交乘項、男校虛擬變數、女校虛擬變數、22 個學校所在縣市虛擬變數、補習班密集度、補習費用分別與公立高中虛擬變數、男校虛擬變數、女校虛擬變數、男性學生虛擬變數、子女出生胎次之交乘項、2 個應考年份虛擬變數、2 個應考年份虛擬變數與 486 所高中學校虛擬變數之交乘項。括弧內爲計算自允許高中學校所在縣市與個別學校集群效果 (clusters) 的標準誤差的 t 值。
*** 代表1% 的統計顯著性; ** 代表5% 的統計顯著性; * 代表10% 的統計顯著性。

臺灣大學 期刊資料庫

師生比與學校聲譽投入之交乘項的影響效果則約爲 OLS 估計值的1–2倍。例如: 在學校聲譽較高的學校 (學生大學學測對應考科的平均成績較其他學校學生的表現高出1個標準差的學校), 師生比每增加0.01 (每一百位學生增加1位專職老師) 將使得學生對應的指定科目考試成績提升約0.02–0.08個標準差。在個別學校不同學生世代的固定效果的設定下, 家庭財務資源投入的加值效果約等同於 OLS 的估計效果: 父母對子女每年多增加1千元的補習費用將使得學生的國文成績、英文成績、歷史成績、生物成績增加約0.01個標準差。綜合上述, 高中教育生產函數的估計若忽略了學校投入其他未被觀察的固定效果將可能會造成學校投入效能估計的偏誤。

根據個別學校不同學生世代的固定效果模型之估計結果, 表6說明學校聲譽投入主要透過下列兩個途徑影響學生的指定科目考試成績: (1) 學校學生大學學測對應考科的平均成績每增加1個標準差將直接增加學生所有指定科目考試的成績除生物成績之外約0.1–0.4個標準差 (表6第2列); (2) 給定家庭財務資源投入的加值效果, 家庭財務資源的投入水準將進一步地「強化」學校聲譽投入的效果, 唯效果相當微小 (表6第4列)。

最後, 本文逐步加入學生當期的重要投入變數至教育生產函數的附加價值模型中, 以藉此檢驗在不同的模型設定下師生比相關投入變數之估計係數的改變。若以子女英文成績、社會組/自然組數學成績的產出爲例, 表7顯示迴歸模型在控制學校投入以及家庭與學生特性 (排除補習費用與其他投入的交乘項、低出生體重的虛擬變數) 的效果下補習費用與其他投入之交乘項與低出生體重指標等變數的加入將改變師生比估計係數的大小唯不改變其統計的顯著性 (比較模型2與模型3、模型4)。其次, 學校聲譽與其他投入之交乘項的加入則大幅地增加師生比的估計效能 (包括師生比的直接效果以及透過學校聲譽與家庭財務資源投入影響學生成績的間接效果) (比較模型4與模型5)。迴歸模型若再進一步地加入個別學校不同學生世代的固定效果, 則師生比的直接效果將部分轉移至其與學校聲譽投入的交乘效果中; 師生比與補習費用的交乘項則失去原有的統計顯著性 (比較模型5與模型6)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 學校學生平均能力的投入與家庭財務資源間的產出關係

	社會組					自然組			
	國文成績	英文成績	數學成績	歷史成績	地理成績	數學成績	化學成績	物理成績	生物成績
直接效果									
(1) 師生比 × 學測對應考科平均成績	7.5192***	1.5457***	7.2886***	4.5458***	6.3366***	2.9619***	4.3192***	4.5456***	0.8366
	(13.10)	(5.47)	(14.39)	(6.85)	(8.10)	(4.88)	(5.65)	(5.78)	(1.12)
(2) $\frac{\partial \text{Score}}{\partial \text{HSAbility}}$ = 平均師生比 $\times \frac{\partial \text{Score}}{\partial (TSR \cdot \text{HSAbility})}$	0.4010	0.0824	0.3887	0.2424	0.3379	0.1579	0.2303	0.2424	0
間接效果									
(3) (估計) 每年補習費用 × 學測對應考科平均成績	0.0060***	0.0022***	0.0018**	0.0020	0.0025	0.0040***	0.0111***	0.0120***	0.0049
	(4.40)	(3.53)	(2.16)	(1.25)	(1.47)	(3.70)	(7.73)	(8.34)	(3.83)
(4) $\frac{\partial \text{Score}}{\partial \text{CSExp}} \times \frac{\partial \text{CSExp}}{\partial \text{HSAbility}}$ = 平均補習費用 $\times \frac{\partial \text{Score}}{\partial (\text{CSExp} \cdot \text{HSAbility})}$	0.1028	0.0377	0.0308	0	0	0.0685	0.1901	0.2055	0.0839
學校學生平均能力投入的總效果 = 直接效果 (2) + 間接效果 (4)	0.5037	0.1201	0.4195	0.2424	0.3379	0.2265	0.4204	0.4479	0.0839

註: 表中相關變數的估計係數取自表5。表中不具統計顯著性的估計係數視同爲0。(2)、(4) 式等號左邊代表學校學生平均能力投入總效果的理論關係; 等號右邊則爲實證模型對應的估計式。平均師生比 = 0.05; 平均補習費用 = 17.13 (千元) (請參見表 2)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 模型設定檢驗

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
英文成績						
師生比	0.7714	1.2940**	2.2674**	2.2695**	2.5052***	1.9336***
	(1.29)	(2.55)	(2.46)	(2.46)	(3.61)	(3.00)
× 學測對應考科	-	-	-	-	1.0675***	1.5457***
平均成績					(5.07)	(5.47)
× (估計) 每年補	-	-	-	-	−0.0714*	−0.0302
習費用 $\times 10^{-3}$					(−1.87)	(−0.90)
社會組數學成績						
師生比	0.3550	1.2255	1.2737	1.2777	5.9937***	3.4044***
	(0.38)	(1.20)	(0.84)	(0.84)	(6.78)	(3.15)
× 學測對應考科	-	-	-	-	6.3471***	7.2886***
平均成績					(12.11)	(14.39)
× (估計) 每年補	-	-	-	-	−0.1872***	0.0003
習費用 $\times 10^{-3}$					(−2.87)	(0.01)
自然組數學成績						
師生比	1.3395	1.2272	1.9245	1.9245	3.1433***	2.4833*
	(1.60)	(1.52)	(1.49)	(1.49)	(2.99)	(1.72)
× 學測對應考科	-	-	-	-	2.5814***	2.9619***
平均成績					(6.58)	(4.88)
× (估計) 每年補	-	-	-	-	−0.1353**	−0.0335
習費用 $\times 10^{-3}$					(−2.41)	(−0.49)
控制:						
學校特性	Y	Y	Y	Y	Y	Y
家庭與學生特性 (排除						
補習費用的交乘項與低						
出生體重的虛擬變數)	N	Y	Y	Y	Y	Y
補習費用的交乘項	N	N	Y	Y	Y	Y
低出生體重的虛擬變數	N	N	N	Y	Y	Y
學校學生平均能力的交乘項	N	N	N	N	Y	Y
個別學校與學生世代的交乘項	N	N	N	N	N	Y

註: 表中模型5的估計係數取自表 4; 模型 6 的估計係數取自表 5。補習費用的交乘項包括補習費用分別與師生比、公立高中虛擬變數、男校虛擬變數、女校虛擬變數、男性學生虛擬變數和子女出生胎次之交乘項。學校學生平均能力的交乘項包括學測對應考科平均成績分別與師生比、補習費用之交乘項。個別學校與學生世代的交乘項包括 2 個應考年份虛擬變數與 486 所高中學校虛擬變數之交乘項。括弧內爲計算自允許高中學校所在縣市與個別學校集群效果 (clusters) 的標準誤差的 t 值。*** 代表1% 的統計顯著性; ** 代表5% 的統計顯著性; * 代表10% 的統計顯著性。

5 結論

許多教育生產函數相關文獻嘗試估計學校財務資源的投入對學生教育成就產出的效能。然而實證研究往往因資料的限制 (包括資料僅包含部分重

臺灣大學學術期刊資料庫

要的投入或同一時點的投入, 以及資料的加總程度) 而受制於內生性的問題, 進而造成學校財務資源效能估計的偏誤。本文主要使用 2001–2003 年的大學聯招考生成績檔, 估計高中應屆考生教育生產函數中各種投入的相對重要性及其成效。爲了克服缺乏各重要投入歷史資料的限制, 本文使用學生大學學測成績做爲該學生前期的教育結果, 並藉此控制學生高三以前所有重要投入與其能力稟賦的效果。另外, 本文亦使用個別學校的虛擬變數與學生世代虛擬變數之交乘項、低出生體重指標分別做爲個別學校學生世代間學校投入未被觀察的異質性以及學生能力稟賦的替代變數, 以避免因遺漏當期部分的重要投入變數所產生的內生性問題。

實證結果顯示學校財務資源 (師生比) 效能的顯現主要與學校聲譽的投入水準 (學校學生的平均能力水準) 有關。在我國高中入學篩選機制的設計下學校財務資源與學校聲譽二投入間對高中學生所有科目除了生物之外的教育產出具有互補關係: 在學校聲譽較高的學校 (學生大學學測對應考科的平均成績較高的學校), 師生比的增加對學生大學指定科目考試的成績具有加值效果。家庭財務資源的投入則主要對學生文學社會相關學科的成績 (包括國文成績、英文成績與歷史成績) 有著正向的影響效果, 唯效果較學校投入的效能爲小。該項結果因此說明學校體制內 (學校財務資源、學校聲譽投入) 與體制外 (家庭財務資源) 的投入對學生於不同學科學習的效能具有異質性: 學校投入對高中學生所有科目除了生物之外的學習具有加值效果; 家庭投入 (補習費用) 則主要對學生文學社會相關學科的學習具有效能。若探究其背後的原因, 上述結果則可能肇因於學校與補習班對學生學習目標設定的差異, 亦即學校主要著重於學生能瞭解各科目背後的意涵, 而補習班則強調能於短時間內提升學生學習的成效。其中, 相對於數學、化學、物理等著重理解的科目, 學生對國文、英文、歷史等科目的學習較能在短時間內有大幅度的進展。另外, 上述結果亦隱含高中入學制度依照學生能力進行篩選對其學習成效的重要性 (此反映於學校聲譽投入的效果中)。

最後, 儘管本文所使用的大學聯招考生成績檔涵蓋了許多高中教育生產函數中重要的投入變數, 但由於該獨特的串連檔案係屬橫斷面資料而非追蹤資料, 故本文並未能有效地控制學生其他未被觀察的固定效果。有鑑

臺灣大學學術期刊資料庫

於此, 本文判定學校品質與家庭資源投入產出效果的假設爲學生未被觀察的特質與本文所使用的附加價值模型內所有重要的投入變數並不存在相關性。另外, 因資料的限制, 本文使用 TEPS 內高中職樣本的補習費用迴歸式之估計係數預測大學聯招考生成績檔內高三學生每年的補習費用。由於本文無法判斷學生實際補習的狀態、補習的科目以及補習的時數, 故使用學生單一一筆的補習費用估計其對該學生所有指定科目考試成績的影響將可能會是偏誤的估計結果。

附表 1: 補習費用迴歸模型之估計 — 2001 年 TEPS 內的高中學生樣本

		補習費用	
	樣本平均數	估計係數	*t* 值
學校特性			
普通高中 = 1	0.80	7,383.77***	(14.72)
公立高中 = 1	0.70	3,837.87***	(8.04)
家庭特性			
父親相關變數非遺漏值的虛擬變數			
× 教育程度 (年)	11.96	684.76***	(7.41)
× 就業 = 1	0.89	3,353.62***	(5.06)
× 公務人員 = 1	0.16	751.03	(1.10)
母親相關變數非遺漏值的虛擬變數			
× 教育程度 (年)	11.16	494.36***	(4.67)
× 就業 = 1	0.70	−372.51	(−0.78)
× 公務人員 = 1	0.13	492.47	(0.63)
學生特性			
男性 = 1	0.49	1,497.24***	(3.50)
婚生子女 = 1	0.95	1,199.67	(1.32)
出生胎次	1.81	−1,712.99***	(−6.60)
樣本數	6,746		

註: 該迴歸模型亦控制父親相關變數非遺漏值的虛擬變數與52個出生世代的交乘項、母親相關變數非遺漏值的虛擬變數與43個出生世代的交乘項。括弧內爲計算自允許變異數異質 (robust) 的標準誤差的 *t* 值。*** 代表1%的統計顯著性; ** 代表5%的統計顯著性; * 代表10%的統計顯著性。

臺灣博碩士論文 期刊資料庫

參考文獻

李敦仁・余民寧 (2005), “社經地位、手足數目、家庭教育資源與教育成就結構關係模式之驗證: 以 TEPS 資料庫資料爲例”, 《台灣教育社會學研究》, 5(2), 1–48。(Lee, Duen-Ren and Min-Ning Yu (2005), “The verification of a structural equation model on SES, siblings, household education resources and educational achievement: using the empirical data of the 2001 TEPS”, *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 5(2), 1–48.)

李敦義 (2006), “補習有助於升學嗎? — 分析補習、多元入學與教育取得間的關係”, 《教育與心理研究》, 29(3), 489–516。(Lee, Duen-Yi (2006), “The effects of cram schooling on educational attainment in the secondary school diversified admission plan”, *Journal of Education and Psychology*, 29(3), 489–516.)

林大森・陳憶芬 (2006), “台灣高中生參加補習之效益分析”, 《教育研究集刊》, 52(4), 35–70。(Lin, Da-Sen, and Yi-Fen Chen (2006), “Cram school attendance and college entrance exam scores of senior high school students in Taiwan”, *Bulletin of Educational Research*, 52(4), 35–70.)

孫清山・黃毅志 (1996), “補習教育、文化資本與教育取得”, 《台灣社會學刊》, 19, 95–139。(Sun, Ching-Shan and Yih-Jyh Hwang (1996), “Shadow education, cultural capital and educational attainment”, *Taiwanese Journal of Sociology*, 19, 95–139.)

陳建州・劉正 (2004), “論多元入學方案之教育機會均等性”, 《教育研究集刊》, 50(4), 115–146。(Chen, Jian-Jhou and Jeng Liu (2004), “The multi-phase high school entrance program and the equity of educational opportunity”, *Bulletin of Educational Research*, 50(4), 115–146.)

黃芳玫・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(1), 65–97。(Huang, Fung-Mey and Chyi-In Wu (2010), “Individual characteristics, family backgrounds, and educational outcomes of Taiwanese junior high school

臺灣大學學術期刊資料庫

students — panel data analysis", *Taiwan Economic Review*, 38(1), 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", 碩士論文, 台北: 國立台灣大學經濟學研究所。(Huang, Chien-Lun (2008), "Determinants and effect on achievement of cram schools attend of junior high school students", Master Thesis, Graduate Institute of Economics, National Taiwan University.)

廖年淼・劉孟珊 (2004), "高中職教育資源投入之比較分析", 《教育政策論壇》, 7(1), 41–58。(Lyau, Nyan-Myau and Meng-Shan Liu (2004), "A comparative analysis of the input of educational resources in Taiwan's academic and vocational education", *Educational Policy Forum*, 7(1), 41–58.)

銀慶貞・陶宏麟・洪嘉瑜 (2012), "補習對考大學眞的有用嗎?", 《經濟論文叢刊》, 40(1), 73–118。(Yin, Ching-Chen, Hung-Lin Tao, and Chia-Yu Hung (2012), "The effects of cram school on the performance in the college entrance examination in Taiwan", *Taiwan Economic Review*, 40(1), 73–118.)

Angrist, J. D. and Lavy, V. (1999), "Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 533–575.

Betts, J. R. and Morell, D. (1999), "The determinants of undergraduate grade point average: The relative importance of family background, high school resources, and peer group effects", *Journal of Human Resources*, 34(2), 268–293.

Black, S. E., Devereux, P. J., and Salvanes, K. G. (2007), "From the cradle to the labor market? The effect of birth weight on adult outcomes", *Quarterly Journal of Economics*, 122(1), 409–439.

Card, D. and Krueger, A. B. (1992), "Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States", *Journal of Political Economy*, 100(1), 1–40.

Ding, W. and Lehrer, S. F. (2007), "Do peers affect student achievement in China's secondary schools?", *Review of Economics and Statistics*, 89(2), 300–312.

臺灣大學學術期刊資料庫

Goldhaber, D. D. and Brewer, D. J. (1997), "Why don't schools and teachers seem to matter? Assessing the impact of unobservables on educational productivity", *Journal of Human Resources*, 32(3), 505–523.

Haile, G. A. and Nguyen, A. N. (2008), "Determinants of academic attainment in the United States: A quantile regression analysis of test scores", *Education Economics*, 16(1), 29–57.

Hanushek, E. A. (1986), "The economics of schooling: Production and efficiency in public schools", *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1141–1177.

Hanushek, E. A., Rivkin, S. G., and Taylor, L. L. (1996), "Aggregation and the estimated effects of school resources", *Review of Economics and Statistics*, 78(4), 611–627.

Hedges, L. V., Laine, R. D., and Greenwald, R. (1994), "Does money matter? A meta-analysis of studies of the effects of differential school inputs on student outcomes", *Educational Researcher*, 23(3), 5–14.

Houtenville, A. J. and Conway, K. S. (2008), "Parental effort, school resources, and student achievement", *Journal of Human Resources*, 43(2), 437–453.

Kane, T. J., Rockoff, J. E., and Staiger, D. O. (2008), "What does certification tell us about teacher effectiveness? Evidence from New York city", *Economics of Education Review*, 27(6), 615–631.

Khan, S. R. and Kiefer, D. (2007), "Educational production functions for rural Pakistan: A comparative institutional analysis", *Education Economics*, 15(3), 327–342.

Krueger, A. B. (1999), "Experimental estimates of education production functions", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 497–532.

Newhouse, D. and Beegle, K. (2006), "The effect of school type on academic achievement: Evidence from Indonesia", *Journal of Human Resources*, 41(3), 529–557.

Rivkin, S. G., Hanushek, E. A., and Kain, J. F. (2005), "Teachers, schools, and academic achievement", *Econometrica*, 73(2), 417–458.

Rockoff, J. E. (2004), "The impact of individual teachers on student achievement: Evidence from panel data", *American Economic Review*, 94(2), 247–252.

Rothstein, J. (2010), "Teacher quality in educational production: Tracking, decay, and student achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 175–214.

臺灣大學學術期刊資料庫

Todd, P. E. and Wolpin, K. I. (2003), "On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement", *Economic Journal*, 113(485), F3–33.

Wilson, K. (2001), "The determinants of educational attainment: Modeling and estimating the human capital model and education production functions", *Southern Economic Journal*, 67(3), 518–551.

Wößmann, L. (2005), "Educational production in Europe", *Economic Policy*, 20(43), 445–504.

投稿日期: 2012年2月7日, 接受日期: 2012年9月13日

臺灣大學學術期刊資料庫

Estimates of Education Production Functions: The Effectiveness of School Inputs and Parental Financial Resources

Wehn-Jyuan Tsai

Department of Economics, Shih Hsin University

A key element of the policy discussion surrounding schools has been the effectiveness of additional resources in raising student achievement. This study uses the 2001–2003 Taiwanese Joint College Entrance Examination (JCEE) files to estimate a value-added production function for achievement by high school students. We use the score on a compentency test as a student's lagged test score and use teacher-student ratios to measure school expenditure, the average score on the competency test within schools to measure school rankings and cram schooling expenditure to measure parental financial resources. The empirical results suggest that for the most prestigious schools higher school expenditure (higher teacher-student ratios) raises the standardized JCEE scores of high school graduates. Moreover, the estimates show that an increase in parental financial resources increases the standardized scores on Chinese, English and History.

Keywords: education production function, value-added specification, school resources, high school

JEL classification: I2

臺灣大學學術期刊資料庫