補習對考大學真的有用嗎?

銀慶貞・陶宏麟・洪嘉瑜*

相較於過去分析補習成效的文獻, 本文主要有兩項差異, 一是增加考慮高中畢業生的「起始能力」, 這個變數以高中入學的基測成績表示。二是採用 Heckman「兩階段自我選擇的模型估計法」。研究結果顯示家庭背景對於補習參與有正向影響; 未考慮自我選擇的 OLS 估計會高估補習的功效。若針對補習者分析, 在不考慮自我選擇的情況下, 補習具顯著正向效果。但在控制起始能力後, 補習雖仍有成效, 然幅度大幅減弱, 顯著性也降低。若同時考慮自我選擇與起始能力, 不論線性或允許遞減的補習成效都大幅下降, 且都不顯著。最後, 我們估算補習者若不補習、以及不補習者若補習的預期成績, 結果顯示兩者成績都會退步, 顯示兩者都已自我選擇各自較有利的學習途徑。總之, 若不考慮自我選擇, 不僅會高估補習者的補習效果, 亦會誤以爲不補習者若補習可提高學測成績。

關鍵詞: 補習, 高中生, 學科能力測驗, 基本學力測驗
JEL 分類代號: I20, I21

1 前言

台灣教育長久受文憑主義、升學爲上的意識所影響, 形成考試引導教學的走向。爲強化自身競爭力以期進入好學校, 許多學生會參加校內的課後輔導、校外補習班、或家教形式的教學活動。這種正常上課時間外的加強輔導, 對現今教育體制下的學生並不陌生, 或可視爲一普遍的現象。

*作者分別爲國立東華大學經濟系博士生、東吳大學經濟系教授與東華大學經濟系教授。洪嘉瑜爲通訊作者。作者感謝兩位匿名評審、于若蓉教授與郭祐誠教授對本文的建議, 文中任何疏失當由作者自負。

期刊資料庫

對於多數求好心切的學生及家長們, 即使學校有好的師資與教學方式, 仍希望藉由「補習班」的輔助取得更好的升學表現以進入精英學校。而升學錄取率是補習班生存競爭的主要條件, 爲了提升競爭力吸引更多學生上門補習, 補習班會使盡所有的可能找到強大的師資群, 提供活潑有效的教學方式, 蒐集各版本教科書, 幫助考生歸類、整理, 並教授解題答題技巧, 補習班形同一所設備齊全的「考試訓練班」。因此, 不論是爲了增強或是補救成績的學生, 都希望憑藉補習班的協助爭取更好的表現。

然而, 補習對於升學成績眞有其成效嗎? 或只是學生、家長的安慰劑? 亦或它已衍然形成一股現象、一種文化? 台灣經過十幾年教改, 現今升大學的錄取率已近百,[1] 但升學的壓力並未減輕, 許多學生仍然尋求補習班的協助。依據教育部委託高雄市政府教育局設計的「直轄市及各縣市短期補習班資訊管理系統」資料顯示,「文理類」補習班, 即升學補習班, 從2000年的1,977家增至2009年的9,284家, 近10年成長了4.70倍, 其中尙不包含未立案補習班 (高雄市政府教育局, 2009)。

從經濟學的供需原理來看, 如此快速的成長率, 市場上確實存在著對補習的需求量。而補習班家數的不斷擴張, 雖然未能全然解釋是升學競爭所致, 卻反映出一個事實: 即升學補習的熱潮並未因教改的實施而減緩, 反倒衍生出另一現象, 即多元入學, 多元補習。教改政策似乎無意中助長了補習班的成長 (蕭詠太, 2007)。台大校長李嗣涔曾表示:「只要有競爭, 就有壓力, 即使大學升學率已達到百分之百, 爲擠進少數明星大學, 還是有學生會進補習班; 補習已成爲華人世界的文化, 美國華人子弟想進哈佛大學等名校, 還不是照樣補習。」張錦弘 (2001) 表示「不管是高中或大學多元入學方案, 都很難杜絕補習文化。」

既然補習班有其長遠的歷史與存在的空間, 或可說是國人的一種文化。本文即希望探究具有哪些特質的學生會參與補習? 或者是人人都會參與補習? 進一步討論是否補習的科目愈多成效愈好? 或是還可能愈補愈大洞? 以及各年級各學科的補習成效爲何? 最後則分析補習相較於不補習者的學習成效。本文採用「台灣高等教育整合資料庫」(Taiwan Higher Education

[1]根據大學考試入學分發委員會 (2008) 公佈, 2008年 (民國97學年度) 大學可登記志願人數共90,894人, 完成登記志願人數共83,841人, 錄取人數81,409人, 占完成登記志願人數的97.10%。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Data System, 簡稱 THEDS) 2005年 (民國94學年度) 大一新生的資料, 對於補習的行爲與成效進行量化的分析。相對於過去文獻, 我們希望能控制樣本在進入高中之前的「起始能力」。我們考慮此變數的替代變數 (proxy variable), 應以樣本的「個人基測成績」爲最佳, 次爲「各校最低入學基測成績」。然而 THEDS 中並無前者資料; 爲保護個人資料, 該資料庫也無法提供樣本之高中畢業學校。因此, 作者自行蒐集各高中的「最低」入學基測分數, 先依研究所需按分數高低劃分爲31組, 再交由 THEDS 資料服務部門重新定義一新變數, 作爲高中入學時「起始能力」的替代變數。在計量方面, 爲了避免樣本可能有的選擇性偏誤 (sample selection bias), 本文採用 Heckman (1979) 的「兩階段估計法」(two-step estimation procedure), 於第一階段探討個人與家庭背景變項如何影響是否參與補習的決定, 第二階段除了控制影響升學成績的變數, 並加入選擇性偏誤修正項, 以探討補習與否對於升學成績的影響。進一步針對參與補習者, 我們觀察高中3年來是否補得愈多, 愈有助於學測成績的提升; 並分析各年級各學科的補習對於成績的影響。最後, 由迴歸式估算預期成績, 藉以比較補習相對於不補習的學習成效。藉由本研究的實證探討, 期能有助於在台灣教育體制下的學子及家長們, 瞭解補習對於升學成績的影響, 面對補習的選擇時能依據個人所需, 做出最適當的抉擇。

本文共分6節。第1節前言, 第2節回顧與彙整台灣補習機率與成效分析的文獻, 第3節介紹 Heckman「兩階段估計法」的實證模型, 第4節說明資料來源與變數, 第5節呈現補習機率與升學成績迴歸式的實證結果, 第6節爲結論。

2 文獻回顧

補習對於台灣多數家長或學生而言, 已成爲重要考慮的學習機制之一。然而學生是否參與補習, 仍需考量多方因素, 例如: 家庭背景因素 (家庭收入、父母教育程度或職業、單/雙親家庭、兄弟姊妹數、與父母對子女的期望或個人對自己教育成就的抱負)、以及學校相關因素 (學校成績、公立或私立學校、學校所處地區) 等, 都直接或間接影響到個人參與補習的機率。

首先, Stevenson and Baker (1992) 分析日本高中三年級學生的補習行

臺灣大學學術期刊資料庫

爲, 研究結果顯示, 較高社經背景的家庭能提供較佳的教育資源, 其子女參與補習的機率較高。台灣較早有關補習的實證研究, 也都傾向家庭背景變項對於參與補習機率具有正向影響。孫清山・黃毅志 (1996)、陳怡靖・鄭燿男 (2000)、章英華・伊慶春 (2001)、林大森 (2001)、于若蓉・羅淇 (2003) 的研究結果也顯示, 父母親教育程度、職業、或經濟能力等較佳的家庭, 其子女補習有較高的參與率。

然而, 隨著教改政策的多變, 伴隨而來的補習產業的轉型和擴張, 近年來補習在台灣日漸普及, 文獻也發現家庭背景變項對於學生參與補習的影響力並不全然爲正向關係。其中劉正 (2006) 分析國中生參與補習的狀況, 發現家庭收入越高對子女參與補習的影響不一定是正向影響; 父親職業類型與子女補習機率也未有特定模式。[2] 而林大森・陳憶芬 (2006) 也發現家庭背景變項對於高中生參與補習的影響力並不大, 原因是由於「大家都參與補習」, 社經條件相對不高的家庭也設法讓孩子補習。黃毅志・陳俊瑋 (2008) 分析高中生參與補習的機率, 也得到類似的結果。

考慮家庭資源分配上的限制, 文獻中也常探討性別與兄弟姊妹數對於補習參與率的影響。首先, 關於性別對於補習參與的影響, 文獻未有一致的結論; 但近年來文獻多指出男女參與補習的機率已無差異。其中, 孫清山・黃毅志 (1996) 指出男性補習機率較女性高。章英華・伊慶春 (2001) 則發現男女性參與補習的機率相近, 但若屬於自願性補習者, 則女性有較高的參與傾向。而于若蓉・羅淇 (2003) 得到女性有較高的校內補習機率, 而男性則有較高的校外補習機率。劉正 (2006)、林大森・陳憶芬 (2006) 則指出男女參與補習的機率已無差異。黃毅志・陳俊瑋 (2008) 發現男性參與補習的機率低於女性, 但差異不大。關於兄弟姊妹數對於補習參與率的實證研究, 則有一致性的通則, 即兄弟姊妹數多的家庭參與補習的機率較低 (于若蓉・羅淇, 2003; 章英華・伊慶春, 2001; 黃健倫, 2008)。陳怡靖・鄭燿男 (2000)、黃毅志・陳俊瑋 (2008)、林大森・陳憶芬 (2006) 更進一步區分兄弟數及姊妹數對補習參與的影響, 結果發現兄弟數增加使得補習機

[2]劉正 (2006) 發現中等收入的家庭, 其子女參與補習的機率最高。父母學歷是大專程度者, 子女參與補習的機率也較大。相對的, 研究所以上學歷與較低學歷者, 其子女參與補習的機率並無差別。

期刊資料庫

率減少, 而姊妹數增加卻無影響, 或者是二者個數的增加都使得參與補習的機率減少。

除了家庭社經背景因素外, 章英華・伊慶春 (2001) 發現國三生個人及父母對教育的期望較高者, 其參與校外補習的傾向較強。關秉寅・李敦義 (2008) 也發現學習環境及個人先備能力較佳的國三生, 參與數學補習的機率較大。另外, 章英華・伊慶春 (2001) 針對學校因素討論, 發現成績較佳、學業跟得上、感覺到升學壓力、老師注重成績、升學聲望較高地區的學校, 學生參與補習的機率也愈高。

至於補習的成效爲何? 過去文獻的實證結果多少呈現補習在不同面向的幫助, 成績方面可能是先升後降的趨勢, 或需考慮補習的科目別與年級差異, 甚至是入學管道的差異。首先, 孫清山・黃毅志 (1996) 以及陳怡靖 (2001) 分別分析1992年及1997年「台灣地區社會變遷基本調查」資料, 研究結果顯示, 子女接受愈多補習教育有助於順利升學, 或補習對於教育年數的取得有正向的影響。劉正 (2006) 分析「台灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey, 簡稱 TEPS) 資料, 以綜合與數學分析能力 (Item Response Theory, 簡稱 IRT) 作爲學習成效的指標, 研究發現國中生參與補習對其學習成效的增進有明顯的助益。江芳盛 (2006) 也以 TEPS 的 IRT 作爲學習表現指標, 研究國中一年級的補習成效, 發現課業補習的時數對於學習表現的影響呈曲線關係, 亦即補習對於學習表現有邊際報酬遞減的趨勢, 若每週補習超過12小時以上, 學習成效出現下滑現象。黃毅志・陳俊瑋 (2008) 也發現, 高中學科補習的補習科目數, 對大學入學學測成績及進入公立大學機率的影響, 呈現先升後降的趨勢, 原因是補習項數過多, 會降低複習的時間。李敦義 (2006) 則以國中升學是否進入普通體系或技職體系, 公立或是私立高中作爲判斷補習的成效。實證結果顯示, 補習成效在不同入學管道上產生不同的結果: 對於推薦及申請入學管道, 補習的量有助於升上普通體系和公立學校, 但對於聯考及登記分發管道者則未發現任何關係。而且補習的量雖有助於推薦及申請入學, 但補習的最佳效果也不出現在補習次數最多的組別。林大森・陳憶芬 (2006) 指出高中生參與補習對升大學的學測成績不一定有實質幫助, 補習成效視補習的科目別與年級而有差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

社會學者在探討補習與學習成就之間的關聯時，一般將「補習」視爲一個給定的外生變數。但補習與否的決策可能直接或間接受到個人因素與家庭資源的影響，若要精確的衡量補習與學習成就之間的關係，則不可將補習視爲外生變數。于若蓉・羅淇 (2003) 分析國中補習對升高中的機率，已將「補習與否」視爲內生變數。實證結果顯示，無論是校內或是校外補習，參與補習者升高中的機率顯著較高，且校外補習 (相對於校內補習) 更是一種較有效的教育投資。黃健倫 (2008) 以工具變數兩階段最小平方法 (two stage least square)，解決補習與學習成績之間的內生性問題。實證結果顯示，在排除內生性問題後，補習的比率與時間對於課業成績並無顯著影響。關秉寅・李敦義 (2008) 以反事實推論和傾向分數配對 (propensity score matching，簡稱 PSM) 的分析方法，處理自我選擇及未觀察變數的問題。研究結果顯示國三補習數學對參與補習者雖有正面功效，但平均成效不大。

綜觀上述文獻，就家庭背景變項對補習機率的影響，可以得知早期家庭背景變項對補習參與有顯著影響，近期則因補習普及，使得家庭背景變項對補習參與的影響不大。就補習對於學習成效的關係而言，雖未得到一致性全然有效的結果，但多少呈現補習在不同面向上的幫助。我們將過去文獻使用之資料、計量模型與實證結果整理於附錄1。

本文主要議題有二：仍以探討個人背景變項對於補習參與的影響，以及補習對於升學成績的影響。但與過去文獻不同之處在於計量方法的使用，本文採用 Heckman「兩階段估計法」，以修正因「樣本選擇偏誤」導致對學測成績估計的誤差。因爲補習與否取決於個人特徵、家庭狀況及學習歷程，屬於選擇行爲而非隨機狀態。因此，第一階段迴歸將先考慮補習與否的自我選擇行爲。選擇是否參與補習後的第二階段，我們將分開估計補習者與不補習者的升學成績迴歸式。若以涵括全體樣本的一條迴歸式估計補習/不補習二者對於升學成績的影響，等於事先認定補習與不補習者的迴歸係數完全相同。

此外，前人的研究大多只以公、私立高中區隔各高中的差異，本文則蒐集學生於國中畢業後考入高中的基測成績，作爲該學生高中入學的「起始能力」之替代變數。此項變數的加入，使本文能在控制學生不同起始能

臺灣大學學術期刊資料庫

力之下, 分析補習變項對於學測成績的影響, 而不會因模型遺漏重要變數 (omitted variable) 而導致結果偏頗。[3] 另外, 本文也可以比較納入或忽略起始能力時迴歸係數的差異, 使本文的研究內容更爲豐富。例如以往實證分析結果都是公立高中學測成績較高。但這相對較高的成績究竟是因爲接受公立高中教育使學生在考試上較具有競爭力? 或是因爲公立高中的學生本來起始能力就較佳所致? 過去的研究並無法回答這類的問題。因此, 本文在分析上控制公私立高中學生在初入高中時的起始能力, 藉以判定是公立或私立高中所提供的教育較能讓學生在考試上更具競爭力。

3 實證模型

本文分析主要分爲兩部分: 個人、家庭背景變項對補習機率的影響, 以及高中生補習對於升學成績的影響。補習與否是一種自我選擇行爲, 並非隨機狀態, 因此於選擇行爲後分別估計補習者 (c) 與不補習者 (nc) 對於升學成績的影響較爲適當, 未考慮自我選擇機制前, 二者的升學成績迴歸式分別爲:

$$S_i^c = \beta_0^c + X_i^c \beta^c + e_i^c, \tag{1}$$

$$S_i^{nc} = \beta_0^{nc} + X_i^{nc} \beta^{nc} + e_i^{nc}, \tag{2}$$

其中, S 爲升學成績, X 爲可觀察到的個人特質和外生變數, β 爲迴歸係數, 下標 i 爲第 i 位學生, e 爲隨機誤差項。由於補習者只能觀察到補習後的成績, 無法得知若不參與補習時的成績。同理, 不補習者也只能觀察到不補習時的成績, 無法得知若參與補習後的成績。因此, 升學成績迴歸式

[3]在薪資估計文獻中, 能力變項 (innate ability) 也一直是因資料缺乏、常被遺漏的重要變項。若有個體追蹤資料, 多能改善這個問題。本文估計升學成績, 可以將學生於國中畢業考入高中的基測成績視爲個體的追蹤資料, 作爲「起始能力」的替代變數, 有類似的重要意義。當然, 這項「起始能力」的替代變數並不能完全代表天生資質, 因爲入高中的基測成績也會受國中補習的影響。但本文的研究意義不在給定天生資質下, 檢驗高中時期補習對考大學的影響, 而在「給定」進入高中時的起始能力下, 高中時期是否補習, 以及補習的量是否影響進入大學的學測成績。換言之, 本文探討的如同是, 給定同一所高中的兩位學生, 一位高中時參與補習, 另一位沒有, 那麼他們的學測成績是否有所差別。

期刊資料庫

需分別觀察補習者與不補習者的成績,

$$E\left(S_i^c|X_i^c, \text{選擇補習者}\right) = \beta_0^c + X_i^c\beta^c + E\left(e_i^c|\text{選擇補習者}\right), \quad (3)$$

$$E\left(S_i^{nc}|X_i^{nc}, \text{選擇不補習者}\right) = \beta_0^{nc} + X_i^{nc}\beta^{nc} + E\left(e_i^{nc}|\text{選擇不補習者}\right)。 \quad (4)$$

因此, 若升學成績沒有考慮到未觀察到的樣本特性, 將可能產生「樣本選擇偏誤」問題, 因而導致升學成績迴歸式的估計係數不具一致性 (consistent) (Heckman, 1979)。

Heckman 提出「兩階段估計法」以修正樣本選擇偏誤的問題。首先, 第一階段, 先估計樣本選擇補習的機率, 其模型設爲

$$P_i^* = Z_i\alpha + u_i, \quad (5)$$

其中, P^* 表示 i 樣本選擇補習的機率, 爲一無法觀察到的潛在變數 (latent variable), Z_i 爲影響樣本補習機率的外生變數向量, α 爲未知參數向量, u_i 爲隨機誤差項。補習與否爲「二元選擇模型」, 令可觀察到的選擇結果由虛擬變數 P_i 表示, 其與 P^* 的關係如下:

$$P_i = \begin{cases} 1, & \text{若 } P_i^* > 0, \\ 0, & \text{其他。} \end{cases} \quad (6)$$

若樣本選擇補習, 則 $P_i = 1$, 否則 $P_i = 0$。

我們在第一階段使用 probit 模型。由式 (5) 估計影響補習機率的因素, 並由估計的參數分別計算出補習與不補習者的自我選擇項 (inverse Mills ratio), 以 λ 表示:

$$\lambda_i^c = \phi\left(Z_i\alpha\right) / \left[\Phi\left(Z_i\alpha\right)\right], \quad (7)$$

$$\lambda_i^{nc} = \phi\left(Z_i\alpha\right) / \left[\left(1 - \Phi\left(Z_i\alpha\right)\right)\right], \quad (8)$$

式中, ϕ、Φ 分別爲標準常態機率密度函數與累積分配函數。我們將自我選擇項, 式 (7) 和式 (8), 分別加入第二階段的升學成績迴歸式 (1) 和 (2) 中, 並以 OLS 進行估計, 即可獲得一致性的估計量。經過推導, 加入自我選擇

臺灣大學學術期刊資料庫

項後的升學成績的迴歸式爲

$$S_i^c = \beta_0^c + X_i^c \beta^c + \rho_{\varepsilon u}^c \sigma_\varepsilon^c \lambda_i^c + \varepsilon_i^c, \tag{9}$$

$$S_i^{nc} = \beta_0^{nc} + X_i^{nc} \beta^{nc} + \rho_{\varepsilon u}^{nc} \sigma_\varepsilon^{nc} \lambda_i^{nc} + \varepsilon_i^{nc}, \tag{10}$$

式中, ε_i 爲隨機誤差項, σ_ε 爲升學成績估計式誤差項的標準誤, $\rho_{\varepsilon u}$ 爲樣本補習機率與升學成績迴歸二式誤差項的相關係數。若 λ_i 的係數估計值與 $(\rho_{\varepsilon u}\sigma_\varepsilon)$ 的相乘積大於0, 則表示樣本選擇偏誤屬於「正選擇」(positive selection), 亦即觀察樣本中具有 X_i 特性的升學成績, 將比從常態母體隨機抽取出之相同特性者的升學成績要高。若該相乘積小於 0, 則表示樣本選擇偏誤屬於「負選擇」(negative selection), 亦即觀察樣本中具有 X_i 特性的升學成績, 將比從常態母體隨機抽取出之相同特性者的升學成績要低。本文採用兩階段估計法, 修正了補習與否的自我選擇偏誤問題, 因此在分析補習/不補習對於升學成績的影響將可得到更具一致性的估計結果。

自我選擇的 Heckman 估計方法雖然在理論上有其正確性, 但實際操作上可能遇到難以解決的共線性 (multicollinearity) 問題。一般來說, 因爲個人特性會影響到第一階段的選擇行爲與第二階段的表現, 所以 Heckman 方法中兩階段所使用的自變數有相當的部分會重疊。此外, 第一階段的變數 Z 會透過選擇項 $\lambda(Z\alpha)$ 也進入第二階段。雖然 $\lambda(Z\alpha)$ 是 $Z\alpha$ 的非線性函數, 但卻與 $Z\alpha$ 在大半的範圍幾乎呈直線關係, 致使第二階段選擇項 $\lambda(Z\alpha)$ 與 Z 具有高線性關係, 造成在第二階段 Z 的係數估計將無法認定 (Nawata, 1993; Puhani, 2000)。[4] 因此, 爲了認定問題, 一般會要求第一階段的自變數至少要有 1 個變數與第二階段不同, 即所謂的「排除條件」(exclusion restriction)。不過即使有這樣的排除條件, Nawata (1993) 及 Leung and Yu (1996) 仍驗證出這樣的條件不必然能改善問題。尤其, 後者強調在 $\lambda(Z\alpha)$ 與 Z 高線性相關下, 考慮選擇性的 Heckman 估計量因變異數放大, 其效率損失, 可能比不考慮選擇性造成估計量偏誤所產生的問題更爲嚴重。所謂不考慮選擇性的估計量是指兩部分模型 (2-part model, 簡稱 2PM), 包括第一階段的式 (5), 與第二階段去除選擇項 λ 的式 (9) 或

[4]這項直線關係可參看 Puhani (2000), 頁57; Nawata (1993), 頁16的圖形。作者感謝評審之一在這方面的提醒, 有助於加強本文實證分析的強韌性。

臺灣大學學術期刊資料庫

式 (10), 亦即兩階段沒有再利用選擇項做連結。[5] 在 $\lambda(Z\alpha)$ 與 Z 具有高度相關時, Leung and Yu (1996) 認爲兩部分模型優於 Heckman 模型。

Leung and Yu (1996) 建議兩種方法來辨識可能存在的高相關問題, 第一個方法利用條件數值 (conditional number) 來判定, 條件數值的定義爲第二階段自變數矩陣 $X'X$ 的最大 eigenvalue 除以最小 eigenvalue 的平方根。Belesy et al. (1980) 建議條件數值若大於30, 可以判定二變數具有高度相關; Leung and Yu (1996) 則建議20以上爲分界, 更爲嚴格。另一個方法考慮第二階段迴歸中 λ 的 t 值, 若 t 值小於1.96, 則判定 $\lambda(Z\alpha)$ 與 Z 可能具有高度相關。類似 t 值判定, Bushway et al. (2007) 則以 Heckman 模型迴歸係數標準誤的膨脹做爲判定標準。這些方法我們都將用來判別 Heckman 估計量的適當性, 同時也將提供 2PM 的估計結果。

最後, 爲比較補習相較於不補習是否可提高學測成績, 我們採用 Idson and Feaster (1990) 與莊奕琦・許碧峰 (1999) 估算大小廠工資差異的設定, 分析補習相對於不補習的學測成績差異。該方法在考慮自我選擇行爲後, 給定補習者或不補習者的個人特質爲平均向量 $\bar{X}$ (視爲代表性個人), 代入升學成績的迴歸式 (9) 與 (10), 計算其在補習與不補習狀況下的成績差異。首先, 設算補習者 (c) 在補習 (c) 的預期成績與其在不補習 (nc) 時的預期成績, 差異爲:

$$\begin{aligned} \text{成績差異}|\text{補習者} &= E\left(S^{c}|P=1\right) - E\left(S^{nc}|P=1\right) \\ &= \left(\beta^{c'}\bar{X}^{c} + \rho_{\varepsilon u}^{c}\sigma_{\varepsilon}^{c}\bar{\lambda}^{c}\right) - \left(\beta^{nc'}\bar{X}^{c} + \rho_{\varepsilon u}^{nc}\sigma_{\varepsilon}^{nc}\bar{\lambda}^{c}\right), \quad (11) \end{aligned}$$

上式中的 β 爲 (9) 與 (10) 中的常數與迴歸係數。同樣地, 設算不補習者 (nc) 在補習與不補習時的預期成績差異爲:

$$\begin{aligned} \text{成績差異}|\text{不補習者} &= E\left(S^{c}|P=0\right) - E\left(S^{nc}|P=0\right) \\ &= \left(\beta^{c'}\bar{X}^{nc} + \rho_{\varepsilon u}^{c}\sigma_{\varepsilon}^{c}\bar{\lambda}^{nc}\right) - \left(\beta^{nc'}\bar{X}^{nc} + \rho_{\varepsilon u}^{nc}\sigma_{\varepsilon}^{nc}\bar{\lambda}^{nc}\right)。 \quad (12) \end{aligned}$$

由式 (11) 及 (12), 估算代表性補習者與代表性不補習者若選擇補習與不補習時的成績差異, 由此判斷其選擇補習或不補習時的學習成效。

[5] 2PM 的第二階段, 即分別以補習者或不補習者之資料進行迴歸, 因不考慮選擇性, 分別的迴歸結果即是補習者的 OLS 與不補習者的 OLS。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

4 資料來源與變數說明

4.1 資料來源

本研究以國立台灣師範大學教學評鑑與發展研究中心負責執行之「台灣高等教育整合資料庫」的資料進行量化分析, 分析對象爲2005年 (民國94學年度) 大一新生。這份資料由教育部協助發文至全國各大專院校, 彙整各校大一學生 (包括一般大學、四技及二專一年級) 基本資料檔, 共計161所大專院校186,709人, 抽樣比例爲25%, 共計抽出75,084人。採「網路問卷」方式進行資料搜集, 總回收樣本52,315份, 回收率爲69.68%。

本文主要探討補習對高中生考大學的影響, 因此在樣本的選擇上, 先將就讀高職者排除。其次, 技職體系大學/學院第一階段考試採「統一入學測驗」(簡稱「統測」), 而一般大學/學院則採「學科能力測驗」(簡稱「學測」), 二者體制不同、入學考試類型不同。基於研究目的, 我們刪除技職體系大學/學院樣本, 僅保留一般體系大學/學院樣本。總計符合本文所需的普通高中生且進入一般體系大學/學院樣本者有20,313人。

另外, 作者自行蒐集「高中入學基測分數」作爲高中「起始能力」的替代變數。因爲教育部規定統一登記分發中心不得公布各校最低錄取成績, 因此各公私立高中入學最低基測分數的蒐集, 主要來源爲網路、E-MAIL問卷及電話訪問。其中, 公立學校的基測分數在網路上較易取得 (占樣本的67%), 私立學校則透過E-MAIL問卷或電話訪問, 請各學校的教務處主任或是註冊組組長協助提供 (二者詢問方式占33%)。除了直升的學校無需基測成績外, 其他經過E-MAIL問卷及至少三次電話訪問仍不方便提供的學校, 則與直升學校一併列爲「其他」群組。待各學校的基測分數蒐集完成後, 將基測分數依高低排序區分群組, 並請資料調查機構依據樣本所屬群組重新定義基測分數群組的新變數。

4.2 變數說明

本文採 Heckman「兩階段估計法」, 第一階段爲補習機率迴歸式。影響參與補習的因素包括個人特徵變數 (性別、身分別)、家庭背景變數 (父親職業、家庭收入及有無兄弟姊妹) 以及學校相關變數 (高中起始能力、高中類

臺灣大學學術期刊資料庫

型、自然組或社會組組別、高中所在地區)。由第一階段補習機率迴歸式中計算而得的自我選擇項 (λ) 將放入第二階段升學成績迴歸式中, 爲避免升學成績迴歸式的自變數與 λ 線性重合, 第二階段迴歸式所選取的自變數, 不能完全與第一階段迴歸式的自變數相同。

更明確的說, 兩個階段考量的自變數重點是, 第一階段的補習與否考慮家庭外部資源的獲取與分配, 因爲補習須耗費家庭資源, 所對應的變數爲家庭所得與兄弟姊妹人數, 又因父親通常是家庭賺取外部資源的主要角色, 第一階段自變數亦加入父親職業。第二階段的學測成績主要考慮家庭內部資源的提供, 因家中內部教養子女的角色一般是由母親來擔任, 因此將母親教育程度放入第二階段自變數。[6] 除母親教育程度外, 第二階段學測成績迴歸式也包括個人特徵變數、高中起始能力、高中類型、組別、及高中所在地區等變數, 另放入高中 (學業) 成績變數, 部分反應樣本在校的努力程度。[7] 兩個階段的自變數不同, 滿足 Heckman 模型的排除限制。

而補習的成效該如何衡量? 入學考試成績無疑是衡量補習成效最直接的指標。THEDS 的資料中, 2 月份的「學測」與7 月份的「指考」兩項指標可以用來衡量入學成績, 因多數學校會將「學測」成績列爲考試入學檢定項目, 視同入學資格考試, 因此基本上學生都會參加學測考試。因而本文採用「學測」作爲衡量補習成效的指標。[8]「學測」考試科目共計 5 科, 包括

[6]本文也嘗試第二階段同時加入父母教育程度, 但出現解釋力抵消及與預期相反的結果, 如母親教育程度愈低學測成績反而愈好的結果。一般來說, 彼此的教育程度常是決定婚姻配對 (marital sorting) 的重要因素, 這在文獻上也得到印證, 例如 Plug (2004)、Ermisch et al. (2006) 與 Nielsen and Svarer (2006) 的實證都顯示夫妻間教育程度具顯著正相關, 也因此迴歸中若同時有父母親教育程度, 易產生線性重合的問題, 有些文獻會採用父母的平均教育。Plug (2004) 的實證結果顯示母親教育程度對子女的教育成就的影響較父親教育程度的影響高, 這與一般的認知吻合, 即母親是投入兒女教養較多的一方, 故本文第二階段學測迴歸採用母親教育程度, 一方面與文獻及一般認知吻合, 另一方面也可增加第二階段係數估計的認定。

[7]從另一個角度來看, 某些控制變數是在個人自我選擇補習行爲前即經考量的, 例如: 家庭經濟狀況。而某些控制變數則是在選擇補習行爲後才決定的, 例如: 高中在校成績, 因而兩階段迴歸式的解釋變數不會全然相同。

[8]學科能力測驗主要評量考生是否具有接受大學教育所應具備的基本知能, 考試科目包括國文、英文、數學、社會與自然5科, 每科成績都需採計, 是許多大學校系招生的基本檢定門檻, 標準一致。而指定科目用來檢測考生是否具備校系要求的能力。考試科目爲 9 科, 大學校系可以依據發展特色及需要採計指定考科 3–6 考科。各校系指定考科、加權科目不

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

國文、英文、數學、社會與自然, 成績計算每一科爲0–15級分, 5科加總最低分爲0級分, 最高分爲75級分,[9] 以此成績作爲第二階段升學成績迴歸式的因變數。詳細變數說明列於表1。

關於是否補得愈多成績愈好? 補得多寡係以高中3年來的總補習科目數來計算。學測考試範圍雖爲高一、高二的課程, 但高三期間爲了加強複習仍會考慮藉由補習班的協助獲取高分, 因此補習總科目數的計算, 是以高中3年各年級的補習科目數加總起來計算。[10] 據 THEDS 有關補習科目的選項有25個科目, 其中與學測成績相關的學科有8科,[11] 包括國文、英文、數學、地理、歷史、物理、化學及生物。假設每年8科全補, 則高中3年來的總補習科目數計爲24科, 以此總補習科目數來測量補習對於升學成績的影響。

4.3 變數基本統計量

表2列出本文樣本參與補習的基本統計量。全部樣本20,313人, 參與補習的比率爲82.29%, 其中女生補習的比率爲83.26%, 略高於男生的81.06%。一般生的補習參與率82.39%, 高於原民/身障生的74.82%。就家庭背景變數方面, 父親是失業/無業、或是工作性質屬非技術/農林漁牧者, 其子女參與補習的機率較低。家庭年收入在300萬元 (含) 以下的家庭, 其子女參與補習的機率隨著年收入的增加而增高; 但年收入超過300萬元以上家庭, 補習參與率反而較低。家中只有1個或2個子女數 (即兄弟姊妹數爲無或1個) 的家庭, 相較於子女個數多的家庭, 其參與補習的機率較高, 可能是家庭的補習資源不會因子女個數多而分散。[12] 就學校相關變數方面, 起始能

一, 標準互異, 難以做爲衡量學生成績的指標。

[9]學測爲了不要讓考生爲了0.1分的差距而計較, 於是捨棄傳統以原始分數爲直接成績標準的方式, 而改用「級分制」, 級分之換算先以該科前面1%考生 (取整數, 小數無條件進位) 的平均原始分數除以15 (取至小數第二位, 第三位四捨五入) 作爲各該科之級距, 原始得分0分者爲0級分, 每增加一個級距, 依次往上得1、2、3、……, 最高爲15級分, 由此得出考生的成績落在那個區間即爲該級分 (缺考以0級分計)。

[10]黃毅志·陳俊瑋 (2008) 認爲高三的補習有可能是在下學期,因在學科能力後進行不能做爲學測總分的解釋變項。本文則認爲補習班會因應大部分的學生會參與學測考試, 而於上學期便開始複習。

[11]事實上有9科, 包括地球科學, 但補習該科的人數相對少了許多。

[12]感謝評審委員的提醒。表2中「兄弟姊妹數」爲「3個及以上」者的比例達28%, 其中

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 變數說明

	變數	說明
因變數	補習機率	二元選擇模型: 補習 = 1、未補習 = 0。
因變數	學測成績	學科能力考試科目共計 5 科, 最低分爲 0 級分, 最高分爲 75 級分。
個人特徵變數	性別	以虛擬變數表示。分爲男、女兩組, 以「女性」爲參照組。
	身分別	以虛擬變數表示。分爲一般生、原民/身障生 2 類, 以「一般生」爲參照組。
家庭背景變數	父親職業[a]	以虛擬變數表示。原問項有 17 個類別, 爲精簡起見, 將已退休人員、失業/待業人員、農林漁牧人員/非技術工、服務買賣人員/技術工/機械設備操作工、事務工作人員/職業士官兵、中小學及特教老師/技術員及助理專業人員、民意代表/一專業人員/職業軍官、高層專業人員合併轉換爲 9 個類別, 設定 8 個虛擬變數, 以「失業/待業人員」爲參照組。
	母親教育程度[b]	以虛擬變數表示。分爲國中以下、高中職、專科、大學、研究所以上 5 類, 設定 4 個虛擬變數, 以「國中以下」爲參照組。
	家庭年收入	以虛擬變數表示。分爲 50 萬元以下、50–114 萬元、115–150 萬元、151–300 萬元、300 萬元以上 5 類, 設定 4 個虛擬變數, 以「50 萬元以下」爲參照組。
	兄弟姊妹	以虛擬變數表示。分爲無兄弟姊妹、1 個、2 個、3 個及以上 4 類, 設定 3 個虛擬變數, 以「無」兄弟姊妹爲參照組。
學校相關變數	高中起始能力	以虛擬變數表示。個人起始能力的衡量, 以國中入學高中的最低基測成績替代, 此變數主要作爲區分個人高中階段的起始能力。分爲 199 分以下、200–249 分、250–274 分、275 分以上、其他[c] 等 5 個類別, 設定 4 個虛擬變數, 以「199 分以下」爲參照組。
	高中成績	以虛擬變數表示。3 年學業總平均成績分爲 69 分以下、70–79 分、80 分以上 3 組, 設定 2 個虛擬變數, 以「69 分以下」爲參照組。
	高中組別	以虛擬變數表示。分爲社會組、自然組 2 類, 以「社會組」爲參照組。
	高中類型	以虛擬變數表示。分爲公立學校、私立學校 2 類, 以「公立學校」爲參照組。
	高中畢業地區	以虛擬變數表示。分爲北部、中部、南部、東部 4 區, 設定 3 個虛擬變數, 以「東部」爲參照組。
自我選擇變數	λ	由第一階段補習機率迴歸式中計算出。

說明: [a] 高中時父親職業, 以 94 學年度大一所填寫問卷之父親職業替代。[b] 高中時母親教育程度, 以 94 學年度大一所填寫問卷之母親教育程度替代。[c] 不方便提供的學校, 與直升學校一併列爲「其他」群組。

期刊資料庫

表 2: 參與補習的基本統計量

變數名稱	樣本人數	樣本比例 (%)	參與補習者 (%)	變數名稱	樣本人數	樣本比例 (%)	參與補習者 (%)
性別				兄弟姊妹			
女	11,326	55.76	83.26	無	1,383	6.81	83.15
男	8,987	44.24	81.06	1個	7,723	38.02	84.57
身分別				2個	5,470	26.93	81.74
原民/身障生	278	1.37	74.82	3個及以上	5,737	28.24	79.54
一般生	20,035	98.63	82.39	高中起始能力			
父親職業				199分以下	2,437	12.00	74.60
失業/無業[a]	776	3.82	73.45	200–249分	6,090	29.98	81.36
已退休	917	4.51	86.15	250–274分	5,974	29.41	85.92
非技術/農林漁牧	1,403	6.91	75.91	275分以上	3,923	19.31	88.91
技術/機械工	8,136	40.05	80.60	其他	1,889	9.30	69.93
事務人員	687	3.38	86.61	高中組別			
中小學老師	2,097	10.32	85.07	社會組	9,702	47.76	80.18
民意代表/一般專業	4,299	21.16	86.14	自然組	10,611	52.24	84.21
高層專業人員	719	3.54	89.85	高中類型			
其他	1,279	6.30	78.50	私立	4,519	22.25	75.92
家庭年收入				公立	15,794	77.75	84.11
50萬元以下	7,826	38.53	78.11	高中畢業地區			
50–114萬元	8,258	40.65	83.63	東部	1,001	4.93	83.82
115–150萬元	2,761	13.59	87.14	北部	9,267	45.62	82.43
151–300萬元	1,109	5.46	89.09	中部	4,418	21.75	78.93
300萬元以上	359	1.77	84.12	南部	5,627	27.70	84.41
全體樣本	20,313	82.29					

說明: [a] 因父親爲家管者佔總樣本的比率很小, 爲 1.06%, 因此將之與失業/無業的父親樣本合併。[b] 表格中除樣本人數外, 其餘變數皆採百分比表示。

「4個及以上」的爲 22%, 看似與母體不合, 但這很可能是全母體與單一年齡層觀察上的差異。我們假設一個簡單的情況, 說明兄弟姐妹數多的家戶在單一年齡層出現的機率高於母體出現的機率。在 1 個僅 4 戶的經濟社會, 1 位子女與 2 位子女的家庭各占兩戶, 即各占 50%。假設只有 94 與 95 年兩個年度, 1 位子女的家庭其子女分別在 94 與 95 年入學, 兩位子女者則在兩個年度都要入學。由單一年齡層入學新生觀察 (樣本爲 3 人) 時, 會發現塡報 1 位子女者由母體的 1/2 降爲 1/3; 塡報 2 位子女者由母體的 1/2, 升爲 2/3。這種單一年齡層樣本與母體在兄弟姐妹數的比例差異, 會隨兄弟姐妹數越多而差異越大。由於資料是受訪者自塡, 本文無法完全排除「4 個及以上」者的高比例的部分爲誤塡所造成, 在資料處理

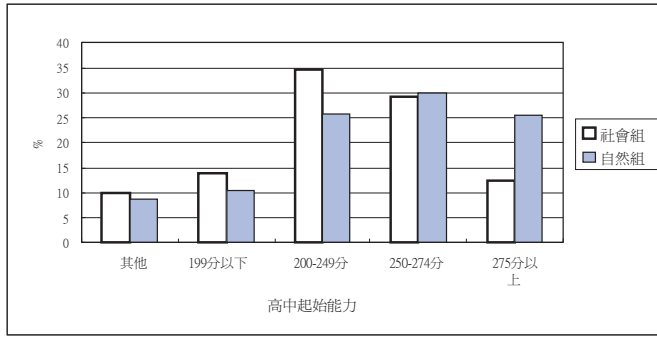


圖 1: 高中起始能力的分配 (%): 依「高中組別」觀察

力愈高者、自然組以及公立高中學生相較於參考組, 其參與補習的機率也愈高。東部和南部地區的高中生參與補習的平均機率比北部略高, 而中部地區的學生補習比例最低。

爲瞭解不同群組的起始能力分佈概況, 分別以「高中組別」、「高中類型」與「高中畢業地區」各類群分析, 並將分佈概況列於圖 1 至 3。由圖 1, 自然組學生獲得 275 分以上的比例遠遠高過社會組; 社會組學生起始能力在 200–249 分者比例較高。圖 2 顯示「高中類型」差異, 獲得 275 分以上的學生集中於公立高中, 多數公立學生基測分數在 200 分以上; 相對的, 40% 的私立高中沒有或不願提供基測成績的資訊; 提供資訊者, 也聚集在 200–249 分與 199 分以下。圖 3 則顯示區域差異, 北區獲得 250–274 分者比例最高, 而獲得 275 分以上或其它分數的學生比例在北、中、南三區無顯著差異; 但東區起始能力 (學校基測最低錄取分數) 在 275 分以上或 250–274 分者比例爲 0, 多聚集在 200–249 分與 199 分以下。

表 3 列出樣本補習者與不補習者的學測平均成績。就個別變數言, 無論有無參與補習, 群組的學測成績排序都是一致的。補習與不補習的男性平均學測成績分別爲 52.408 與 49.954 級分, 都較女性的 51.241 與 48.609 級分爲高。一般生的學測成績優於原民/身障生。母親教育程度愈高者, 學生的學測成績也隨之提升, 表示母親教育程度對提升其子女的成績有助益。高中起始能力愈高者其學測成績也愈高。在校成績愈佳者, 學測成績也愈

時僅將填寫有 10 位以上兄弟姐妹者刪除。

臺灣大學學術期刊資料庫

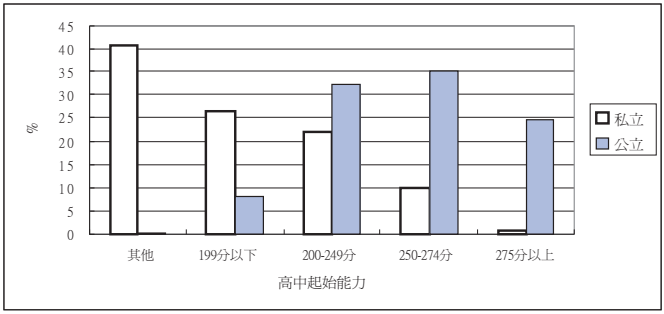


圖 2: 高中起始能力的分配 (%): 依「高中類型」觀察

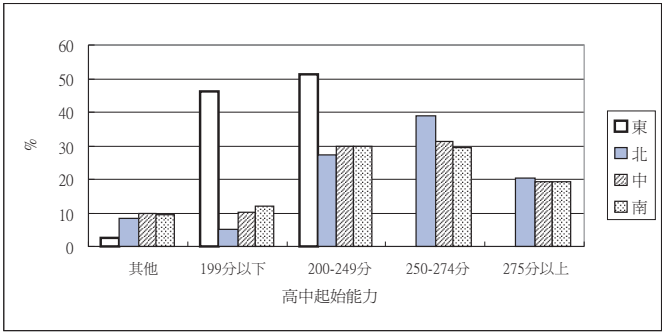


圖 3: 高中起始能力的分配 (%): 依「高中畢業地區」觀察

好。自然組較社會組的學測成績好。而公立高中的學測成績優於私立高中。高中畢業所在地區顯示, 中部地區的學測成績最高, 其次依序是南部、北部地區, 而學測成績最低的則是東部地區。

就全體樣本言, 補習者的平均學測成績爲 51.749 級分, 高於不補習者的 49.245 級分。以下比較相同的群組, 補習與不補習者的學測成績差異。我們看到明顯的趨勢, 不論是男性、女性、一般生、原民/身障生、母親教育程度、公立高中、私立高中、社會組、自然組、任一高中成績類別、任一高中畢業地區, 各群組皆是參與補習者的學測成績高於不補習者。但高中起始能力最高的兩個組別例外, 亦即學生高中起始能力在 250 分以上的組群, 未參與補習者的成績反而高於補習者。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 補習者與不補習者的學測平均成績

	補習者人數	大學學測平均成績	不補習者人數	大學學測平均成績
性別				
女	9,430	51.241	1,896	48.609
男	7,285	52.408	1,702	49.954
身分別				
原民/身障生	208	46.240	70	42.271
一般生	16,507	51.819	3,528	49.384
母親教育程度				
國中以下	4,302	50.201	1,386	48.058
高中職	6,640	51.056	1,361	48.930
專科	2,774	52.626	407	50.160
大學	2,392	54.406	341	52.501
研究所以上	607	55.834	103	54.990
高中起始能力				
199分以下	1,818	44.809	619	43.331
200–249分	4,955	48.106	1,135	47.568
250–274分	5,133	53.133	841	53.163
275分以上	3,488	60.135	435	60.269
其他	1,321	47.449	568	44.799
高中成績				
69分以下	3,495	47.251	756	44.466
70–79分	8,565	51.068	1,782	48.308
80分以上	4,655	56.381	1,060	54.231
高中組別				
社會組	7,779	49.041	1,923	46.842
自然組	8,936	54.108	1,675	52.004
高中類型				
私立	3,431	48.228	1,088	45.727
公立	13,284	52.659	2,510	50.771
高中畢業地區				
東部	839	47.962	162	44.951
北部	7,639	51.804	1,628	48.899
中部	3,487	52.241	931	50.346
南部	4,750	51.970	877	49.513
全部樣本	16,715	51.749	3,598	49.245

說明: 學測成績以「級分」計算。

臺灣大學學術期刊資料庫

表4列出高中各年級參與補習的狀況。包括各學科補習的比率及各年級補習科目數比率。表4上半部補習學科的比率顯示, 高一補習英文、數學的比率最高。高二開始區分組別, 包括社會組的第一類組, 及自然組的第二、三類組。此階段無論是社會組或是自然組補習英文、數學的比率仍舊很高, 而自然組補習物理、化學的比率在此階段明顯增加, 分別爲44.98%及30.90%。高三階段, 無論是社會組或是自然組其共同科目 (國文、英文、數學) 的補習比率皆大幅度增加, 而各組別專業科目 (包括社會組的地理、歷史及自然組的物理、化學、生物) 的補習比率也在這一年達到最高點。總體而言, 高中3年各年級、各組別補習英文、數學兩科的比率一直都很高, 高二開始區分組別, 自然組補習物理、化學的人數驟增, 高三是衝刺的一年, 不論是社會組或是自然組, 其共同科目以及各組別專業科目的補習比率皆同時大幅增長。

各年級補習科目數的變化, 由表4下半部可知高一補習1至3科的比率爲54.77%。高二始分組別, 社會組、自然組補習1至3科的比率分別爲51.65%及54.62%, 高三社會組、自然組補習1至3科的比率分別爲44.71%及47.77%, 由此數據的變化可看出, 不論是二年級或是三年級自然組補習1至3科的比率和皆高於社會組。表中也可得知自然組補習4至6科的比率和也高出社會組許多, 表示自然組因學科屬性關係, 理解性科目居多, 對於補習科目數的需求大於社會組的學生。由以下圖4、圖5的長條圖, 更能清楚看出社會組及自然組在補習科目上的差異。

表5列出高中3年總補習科目數百分比, 以及學測的平均成績。就總樣本數言, 補習1–3科的比率最高, 佔總樣本數的27.77%; 其次爲補習4–6科的比率, 佔25.84%; 之後比率遞減。若以組別區分, 自然組和社會組的總補習科目數的分佈稍有差異, 社會組高中3年的總補習科目數主要集中在1–3科及4–6科。而自然組的總補習科目數則大略分配在1–3科、4–6科及7–9科。

至於是否補得愈多學測成績愈好? 由總體樣本數觀察, 似乎是有補得愈多學測成績愈好的趨勢, 但有其極限。明確的說, 沒有補習者成績最低, 隨著補習科目數遞增, 成績也漸高, 至總補習科目數10–15科者成績最好, 但補習超過16科以上者, 成績反降。自然組補習科目與學測成績的關係也

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 4: 高中各年級補習學科及補習科目數百分比

	高一[a]		高二					高三				
				社會組		自然組			社會組		自然組	
	總樣本人數	%	總樣本人數	樣本人數	(%)	樣本人數	(%)	總樣本人數	樣本人數	(%)	樣本人數	(%
補習學科												
國文	1,379	6.79	1,587	713	7.35	874	8.24	5,864	3,082	31.77	2,782	26.
英文	8,551	42.10	7,207	3,394	34.98	3,813	35.93	8,632	4,333	44.66	4,299	40.
數學	11,231	55.29	10,931	4,880	50.30	6,051	57.03	11,128	5,118	52.75	6,010	56.
地理	1,274	6.27	1,236	649	6.69	587	5.53	2,532	2,171	22.38	361	3.
歷史	1,266	6.23	1,209	628	6.47	581	5.48	2,573	2,193	22.60	380	3.
物理	2,265	11.15	5,061	288	2.97	4,773	44.98	5,349	381	3.93	4,968	46.
化學	1,867	9.19	3,504	225	2.32	3,279	30.90	4,353	355	3.66	3,998	37.
生物	1,278	6.29	917	276	2.84	641	6.04	1,486	369	3.80	1,117	10.
補習科目數												
沒有補	7,566	37.25	7,077	4,022	41.46	3,055	28.79	6,144	3,349	34.52	2,795	26.
1科	5,070	24.96	4,921	2,819	29.06	2,102	19.81	3,832	2,059	21.22	1,773	16.
2科	5,462	26.89	4,113	2,016	20.78	2,097	19.76	3,335	1,517	15.64	1,818	17.
3科	594	2.92	1,773	176	1.81	1,597	15.05	2,240	762	7.85	1,478	13.
4科	332	1.63	1,045	98	1.01	947	8.92	1,378	360	3.71	1,018	9.
5科	60	0.30	412	303	3.12	109	1.03	2,110	1,282	13.21	828	7.
6科	37	0.18	330	177	1.82	153	1.44	706	74	0.76	632	5.
7科	51	0.25	170	23	0.24	147	1.39		63	0.65	84	0.
8科	1,141	5.62	472	68	0.70	404	3.81	421	236	2.43	185	1.
總計	2,0313	100	20,313	9,702	100	10,611	100	20,313	9,702	100	10,611	10

說明: [a] 高中一年級尚未區分組別, 因此高一階段的數據不區分自然/社會組。

臺灣人口學會 期刊資料庫

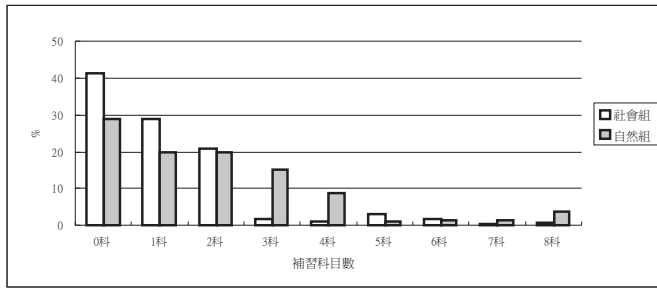


圖 4: 高二社會組/自然組補習科目數百分比

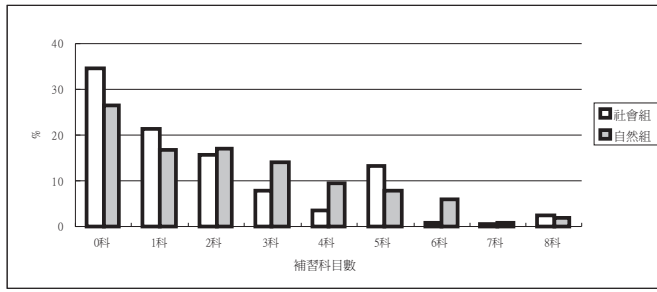


圖 5: 高三社會組/自然組補習科目數百分比

表 5: 高中3年總補習科目數百分比及學測平均成績

高中3年總補習科目數	全體樣本			社會組			自然組		
	總樣本人數	加權比例%	學測平均成績	樣本人數	加權比例%	學測平均成績	樣本人數	加權比例%	學測平均成績
沒有補	3,598	17.71	49.245	1,923	19.82	46.842	1,675	15.79	52.004
1–3科	5,640	27.77	50.243	3,159	32.56	48.405	2,481	23.38	52.584
4–6科	5,249	25.84	51.704	2,609	27.00	49.606	2,640	24.88	53.777
7–9科	3,312	16.30	53.421	1,217	12.54	50.047	2,095	19.74	55.381
10–15科	1,281	6.31	54.272	294	3.03	47.735	987	9.30	56.220
16–24科	1,233	6.07	51.723	500	5.15	48.426	733	6.91	53.971
總計	20,313	100		9,702	100		10,611	100	

臺灣大學學術期刊資料庫

是雷同。不過, 社會組學測成績最好的出現在總補習科目數7–9科者, 補習超過10科者成績反而下降。

5 實證結果

表6列出第一階段補習機率的迴歸結果。補習與否屬二元選擇, 我們採用 probit 模型進行估計。probit 模型的迴歸係數無法說明各自變數對參與補習機率的變動效果, 因此我們也列出各自變數的邊際效果。如表6所示, 個人特徵方面, 女性參與補習的機率較男性高 3.9%, 類似近年的文獻分析, 補習已無重男輕女的現象。一般生較原民/身障生高。過去文獻提及家中子女多寡會影響其子女參與補習的機率, 有的更細分爲兄弟數及姊妹數對補習參與率的影響, 主要是因早期較重男輕女且家庭子女數衆多。現代家庭子女數不多, 如上分析, 表6顯示補習方面並無重男輕女的現象, 因此, 本文將兄弟姊妹數加總分析, 探究兄弟姊妹多的家庭是否會使得家庭補習資源分散。迴歸結果顯示家中兄弟姊妹有2個以上的係數爲負, 但皆不顯著, 表示家中兄弟姊妹多寡對於參與補習的機率無差異。[13] 相較於章英華・伊慶春 (2001)、于若蓉・羅淇 (2003)、黃健倫 (2008) 的發現: 兄弟姊妹數多的家庭參與補習的機率較低, 我們與之不同。

家庭背景方面, 父親職業爲高層專業人員其子女補習機率最高, 其次, 父親已退休、爲事務人員、民意代表或一般專業、中小學老師、技術或機械工, 以及屬於其他職業和非技術或農林漁牧業者, 其子女補習機率依序高於父親失業或無業者。家庭年收入愈高者, 其子女參與補習的機率也愈高, 但補習機率最高的群組並不是落在年收入最高的300萬元以上家庭, 而是落在次高的151–300萬元的家庭。我們的實證結果傾向支持補習參與和家庭資源多寡有關。這個發現和孫清山・黃毅志 (1996)、陳怡靖・鄭燿男 (2000)、章英華・伊慶春 (2001)、林大森 (2001)、以及于若蓉・羅淇 (2003) 的研究結果相同。但與劉正 (2006)、林大森・陳憶芬 (2006)、黃毅志・陳俊瑋 (2008) 的結論不同, 他們發現補習在台灣日漸普及, 家庭收入或父母親

[13]補習機率迴歸中, 本文亦嘗試以「有無兄弟姐妹」設單一虛擬變數 (有或無), 係數亦是不顯著, 其他迴歸結論並無改變。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 補習機率迴歸結果: probit 模型

變數名稱	迴歸係數	邊際效果	變數名稱	迴歸係數	邊際效果
性別			兄弟姊妹數		
女 (參)			無		
男	−0.157***	−0.039***	1 個	0.034	0.008
身分別			2 個	−0.030	−0.007
原民/身障生 (參)			3 個及以上	−0.014	−0.003
一般生	0.217**	0.060**	高中起始能力		
父親職業			199 分以下 (參)		
失業/無業 (參)			200–249 分	0.300***	0.070***
已退休	0.409***	0.084***	250–274 分	0.494***	0.111***
非技術/農林漁牧	0.107*	0.025*	275 分以上	0.570***	0.118***
技術/機械工	0.211***	0.051***	其他	−0.106**	−0.027**
事務人員	0.396***	0.081***	高中組別		
中小學老師	0.322***	0.070***	社會組 (參)		
民意代表/一般專業	0.354***	0.079***	自然組	0.143***	0.036***
高層專業人員	0.475***	0.093***	高中類型		
其他	0.154**	0.036**	私立 (參)		
家庭年收入			公立	−0.025	−0.006
50 萬元以下 (參)			高中畢業地區		
50–114 萬元	0.153***	0.037***	東部 (參)		
115–150 萬元	0.259***	0.059***	北部	−0.344***	−0.087***
151–300 萬元	0.308***	0.066***	中部	−0.414***	−0.114***
300 萬元以上	0.180**	0.041**	南部	−0.136**	−0.035**
			常數項	0.344***	
樣本數			20,313		

說明: *** 表1% 顯著水準; ** 表5% 顯著水準; *表10% 顯著水準。

職業對子女參與補習的影響不是太高。[14] 在學校相關變數方面, 高中起始能力愈高者參與補習的機率愈大, 補習功能在此似乎成了增強作用而非補救作用。自然組學生補習的機率大於社會組學生。公立、私立高中參與補習的機率並無差異。東部地區畢業的高中生, 其參與補習的機率相較於北、中、南區要高。

[14]劉正 (2006) 使用90學年度中學生資料分析, 林大森·陳憶芬 (2006) 使用高教資料92學年大一新生分析。黃毅志·陳俊瑋 (2008) 與本文皆使用94學年「台灣高等教育資料庫」大一新生資料進行分析, 作者將顯著但較小的迴歸係數解釋爲家庭背景變數對補習參與的影響小, 這與一般解釋迴歸結果的認知不同。

期刊資料庫

表7爲補習對於升學成績影響的迴歸結果。本文以「高中起始能力」作爲解析升學成績迴歸式的一重要變數, 因此迴歸模型分成兩部分討論, 第一部分 (欄 (1) 至 (5)) 未考慮高中起始能力, 第二部分 (欄 (6) 至 (10)) 則加入高中起始能力變數。兩部分之下則分別建構三組迴歸式: 全體樣本 OLS (簡寫爲 OLS)、Heckman 補習/不補習 (簡寫爲 Heckman)、以及 2PM 補習/不補習 (簡寫爲 2PM)。藉此比較前者及後二者模型的迴歸結果, 亦即比較有/無考慮選擇行爲模型間的差異。再者, 後二者模型是分別分析補習者及不補習者樣本。其中, Heckman 爲避免選擇偏誤問題, 在第二階段加入選擇修正項, 另一 2PM 爲避免高線性重合問題, 則在第二階段捨去選擇修正項, 此兩種模型對於選擇項的取捨將對升學成績有何影響, 是我們觀察的重點。

首先, 第一部分的模型先不考慮高中起始能力。其中欄 (1) 爲全體樣本 OLS 的迴歸結果。迴歸結果顯示男生學測成績較女生顯著地高 0.680 級分; 而一般生相較於原民/身障生的學測成績高了 3.154 級分。母親教育程度愈高、在校成績愈佳、自然組學生也都有助於學測成績的提升。公立高中學測成績優於私立高中。北、中、南地區高中生學測成績優於東部地區。此部分 (忽略起始能力), 公立高中以及東部以外地區的高中生其學測成績較優的結果, 與表3及一般認知是一致的, 也與林大森・陳憶芬 (2006) 的結論相同。最後, 補習者較不補習者, 成績顯著地高了1.465級分, 顯示補習對升學有其助益。雖然這個估計提供補習與不補習者的直接比較, 但卻忽略補習與不補習並非隨機選擇, 也強制補習者/不補習者的迴歸係數必須相同。

欄 (2) 與 (3) 爲 Heckman 的迴歸結果, 亦即考慮補習的選擇行爲且修正選擇偏誤的迴歸結果。大致上, 無論補習/不補習各變數對學測成績的影響, 其顯著性幾乎相同, 僅是係數上的大小差異。結果皆顯示: 男生學測成績優於女生; 高中成績較優、自然組學生、公立高中學生, 其學測成績亦優於相對組; 北中南區高中生學測成績優於東部高中學生。與欄 (1) 不同之處, 在於採用 Heckman 模型後, 一般生與原民/身障生之學測成績無差異。母親教育程度對其學測成績的影響, 則依有無參與補習而異。對於參與補習者而言, 母親教育程度爲何對其學測成績無影響; 但對於不補習者, 母

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 補習與主要變數對學測成績的影響: OLS、Heckman、2PM 模型

	未考慮高中起始能力				
	OLS	Heckman		2PM	
	全體樣本 (1)	補習 (2)	不補習 (3)	補習 (4)	不補習 (5)
性別					
女 (參)					
男	0.680***	2.240***	2.821***	0.555***	1.238***
身分別					
原民/身障生 (參)					
一般生	3.154***	−0.155	0.925	2.788***	4.246***
母親教育程度					
國中以下 (參)					
高中職	0.980***	0.059	0.110	0.942***	1.088***
專科	2.222***	0.321	0.135	2.204***	2.198***
大學	3.779***	1.064	1.305***	3.690***	4.222***
研究所以上	4.900***	1.740	1.632**	4.716***	5.860***
個人起始能力					
199 分以下 (參)					
200–249 分					
250–274 分					
275 分以上					
其他					
高中成績					
69 分以下 (參)					
70–79 分	4.221***	3.971***	3.936***	4.210***	4.304***
80 分以上	9.607***	9.123***	9.325***	9.546***	9.961***
高中組別					
社會組 (參)					
自然組	5.026***	2.950***	2.425***	5.102***	4.698***
高中類型					
私立 (參)					
公立	4.692***	1.030*	1.330***	4.566***	5.145***
高中畢業地區					
東部 (參)					
北部	3.547***	4.466***	3.892***	3.668***	2.936***
中部	4.461***	6.539***	6.121***	4.590***	3.744***
南部	4.276***	3.980***	3.337***	4.405***	3.585***
補習與否					
不補習 (參)					
補習	1.465***				
λ		−29.905***	16.396***		
常數項	30.376***	48.112***	12.978***	32.257***	29.254***
樣本數	20,313	16,715	3,598	16,715	3,598

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	考慮高中起始能力				
	OLS	Heckman		2PM	
	全體樣本 (6)	補習 (7)	不補習 (8)	補習 (9)	不補習 (10)
性別					
女 (參)					
男	0.924***	1.246***	1.711***	0.828***	1.329***
身分別					
原民/身障生 (參)					
一般生	3.536***	2.455***	3.549***	3.246***	4.357***
母親教育程度					
國中以下 (參)					
高中職	0.395***	0.190	0.279	0.371***	0.424
專科	0.846***	0.465***	0.528	0.825***	0.850**
大學	1.845***	1.240***	1.845***	1.749***	2.320***
研究所以上	2.653***	1.952***	2.402***	2.542***	3.066***
個人起始能力					
199 分以下 (參)					
200–249 分	4.239***	2.883***	4.175***	3.976***	5.140***
250–274 分	9.325***	7.236***	8.808***	9.029***	10.479***
275 分以上	14.835***	12.562***	13.957***	14.586***	15.922***
其他	2.148***	2.871***	2.145***	2.395***	1.796***
高中成績					
69 分以下 (參)					
70–79 分	3.790***	3.755***	3.845***	3.776***	3.877***
80 分以上	8.771***	8.655***	9.067***	8.695***	9.123***
高中組別					
社會組 (參)					
自然組	3.598***	3.169***	3.107***	3.613***	3.545***
高中類型					
私立 (參)					
公立	−0.804***	−0.622***	−0.448	−0.844***	−0.681*
高中畢業地區					
東部 (參)					
北部	−2.534***	−1.337***	−1.738**	−2.477***	−2.780***
中部	−1.507***	−0.034	−0.357	−1.499***	−1.741***
南部	−0.558**	−0.097	0.253	−0.644**	−0.219
補習與否					
不補習 (參)					
補習	0.480***				
λ		−8.435***	4.072***		
常數項	35.293***	40.102***	28.569***	36.383***	33.479***
樣本數	20,313	16,715	3,598	16,715	3,598

說明: *** 表1% 顯著水準; ** 表5% 顯著水準; * 表10% 顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

親教育程度爲大學以上者, 其學測成績優於母親教育程度爲國中以下者。Heckman 模型的補習者 λ 係數顯著爲負, 不補習者的 λ 係數顯著爲正, 補習/不補者的 λ 平均值皆爲正, 因此, 由 λ 係數與平均值相乘結果, 我們判斷參與補習者爲「負選擇」, 不參與補習者爲「正選擇」, 表示若不考慮自我選擇行爲而直接以 OLS 估計, 會高估參與補習者的成績、低估不參與補習者的成績。

如前所述, 考慮自我選擇行爲的迴歸式, 理論上會使補習/不補習者的估計係數具一致性, 但可能失去效率 (變異數放大)。爲了檢視 Heckman 迴歸的適當性, 我們接著比較 Heckman 與 2PM 的迴歸結果, 發現大部分係數正負符號與顯著程度幾乎一致, 但身分別及母親教育程度係數的顯著性較有差異。其中, 2PM 的迴歸結果顯示, 不論補習與否, 一般生的成績優於原民/身障生; 母親教育程度愈高者其子女學測成績愈佳, 似乎較符合常理。以下, 我們以 Heckman 迴歸選擇項 λ 的 t 值、條件數值、以及迴歸係數標準誤 (與 2PM 比較), 檢視 Heckman 迴歸第二階段自變數與選擇項 λ 是否具有高度線性相關。首先, λ 的 t 值大於 1.96, 推論無高度相關問題。但計算條件數值與迴歸係數標準誤, 則顯示可能存在高度相關的問題。其中, 欄 (2) 與 (3) 的條件數值分別爲 42.87 與 31.39。又, 欄 (2) 補習者迴歸一般生係數的標準差爲 1.947, 較欄 (4) 不考慮選擇項的同樣係數標準差 (0.547) 有放大的現象 (表 7 未列出); 欄 (3) 一般生係數的標準差 (1.468) 也較欄 (5) 的 1.009 稍大。[15] 本文也懷疑欄 (2) 補習者一般生的係數不顯著異於原民/身障生, 可能即是 λ 與自變數高度相關, 造成線性重合的結果。但目前的模型尚未考慮高中起始能力, 有待進一步的討論。

表 7 第二部分則考慮高中起始能力。首先, 全體樣本 OLS、Heckman 補習/不補習、以及 2PM 補習/不補習, 五條迴歸式皆顯示起始能力對於學測成績有顯著的影響, 起始能力愈高者, 學測成績也愈高。與第一部分忽略高中起始能力的迴歸結果比較, 大多數變數係數的正負符號與顯著程度一致。最大差異在於高中類型及高中畢業地區兩組變數。首先, 在考慮高中起始能力之後, 迴歸結果顯示私立高中學測成績優於公立高中。此項結果反映了控制高中起始能力的必要性, 若不考慮學生起始能力的不同 (如之

[15] 因表格篇幅問題, 表格內未顯示係數標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

前第一部分忽略考慮高中起始能力的分析), 我們將得到公立高中學測成績優於私立高中一般化的結論, 而忽略公立高中學生在入學時其基礎已優於私立高中的學生。因此, 我們的結果顯示若具有相同的起始能力, 就讀私立高中對於學測成績更有助益, 意涵私立高中基於學校生存的競爭性, 可能有更積極的作爲以提升學測成績。

另外, 在考慮高中起始能力之後, 欄 (7) 至 (10) 四條迴歸結果也顯示: 東部高中生學測成績優於北部或中部地區高中生。此結果與表 3 不同, 也不符合一般的認知。迴歸結果更精確的解釋是, 給定當初相同的基測分數, 東部學生在後來的成績上表現較佳。但這樣的結果, 可能是因爲高中起始能力是以學生所就讀高中的基測最低錄取分數代表所造成。不同地區高中的基測最低錄取分數的細緻程度差異頗大。北部因高中多, 每所高中的最低基測錄取分數差異不大, 因而其最低基測錄取分數較能細緻代表學生的起始能力。相對的, 東部高中少, 高中包含的基測分數範圍較大。我們以基測最低錄取分數代表東部高中學生的起始能力, 必然忽略那些高分進入東部高中的學生, 而低估東部學生的起始能力。而這部分的低估, 將造成東部係數的高估。[16] 本文雖較前人研究有較周詳的考慮, 但仍有資料上的限制。

再觀察補習成效, 欄 (6) 的全體樣本 OLS 迴歸結果顯示, 補習者的學測成績優於不參與補習者 0.480 級分, 此估計小於忽略高中起始能力迴歸式的 1.465 級分, 表示若忽略高中起始能力會高估補習對於成績的影響。這是因爲起始能力高者, 較可能參與補習 (表 6), 若忽略起始能力, 便會將他們較高的成績全誤迴歸至補習的功能。

其次, 比較 Heckman 與 2PM 兩模型於考慮起始能力後的迴歸結果。表 7 欄 (7) 與 (8) 的 Heckman 模型的條件數值分別爲 46.18 與 33.59, λ 的 t 值大於 1.96, 而 Heckman 模型迴歸係數則未異常膨脹。雖然條件數值顯

[16] 另外, 我們猜測造成東部高中生學測成績較高的原因可能還有東部學生較有潛力, 他們當初入學高中的基測分數不像都市學生是已用盡周遭所有可能的資源。東部的國中較西部國中更可能座落於鄉村地區, 相對而言, 東部高中相較其國中就更座落於「都市化」地區, 因而高中時期的教育資源提供就較其國中時期更爲豐富, 進而明顯提升東部高中生的學測成績。第二種可能是東部高中的教育提供學生更具考試的能力, 換句話說, 東部學生學測平均分數低是輸在起跑點上, 輸在入學高中時的基測分數較低, 並非輸在高中教育上。但這些推測仍缺乏直接證據佐證。

期刊資料庫

示 λ 與自變數可能有高相關現象, 但後兩項檢驗並未顯示這樣的問題。更重要的是, 考慮起始能力後, Heckman 與 2PM 有一致的結論, 只是 2PM 的顯著性較強。是故本文認爲 Heckman 模型的迴歸結果, 並無產生選擇項 λ 與自變數高度相關的問題, 表7考慮起始能力的 Heckman 迴歸結果也將爲本文主要結論的依據。如同欄 (2) 與 (3), 欄 (7) 與 (8) 補習者 λ 係數顯著爲負, 不補習者的 λ 係數顯著爲正, 因補習/不補者的 λ 平均值皆爲正, 故可判斷參與補習者爲「負選擇」, 不參與補習者爲「正選擇」, 表示若不考慮自我選擇行爲而直接以 OLS 估計, 會高估參與補習者的成績、低估未參與補習者的成績。

對於已參與補習者, 是否表示補得愈多學習成效愈好? 以下表8針對全體樣本及已參與補習者樣本分析。針對補習者進行分析, 迴歸式除了包括表7原有的變數之外, 加入高中3年總補習科目數、總補習科目數的平方項、以及各年級各學科補習的虛擬變數。表5的補習科目數與學測平均成績的關係似乎隱含補習科目數增加到一定科數時, 其學測平均成績有遞減的現象, 因此表8的迴歸模型除了探討補習科目的增加對於學測成績的影響外, 我們也關心當補習多達一定科目數時, 其成績有否呈現遞減現象, 以及高中各年級各學科的補習對學測成績的影響。將全體樣本 OLS 及 Heckman 與 2PM 補習者樣本同時呈現, 一方面是全體樣本的迴歸結果可與過去文獻作一比較, 再方面是 Heckman 與 2PM 參與補習者樣本的兩模型迴歸結果, 不僅可以相互對應, 更可以嚴謹的說明參與補習者的成效。最後, 爲區分起始能力的重要性, 我們同時列出有/無考慮高中起始能力兩部分。因爲篇幅所限, 表8與以下迴歸結果僅列出重點變數, 其他變數將不呈現。

首先, 全體樣本的欄 (1), 在忽略高中起始能力的情況下, 迴歸結果顯示, 高中3年總補習科目數每多補一科則可提升其學測成績0.088級分。欄 (2) 的迴歸式加入總補習科目數的平方項, 該係數爲負, 顯示補習科目數增加時效果呈遞減的現象, 顯示並非補愈多科成績愈好。欄 (3) 與 (4) 在考慮高中起始能力後, 使得補習科目數對學測成績的影響明顯減弱。欄 (5) 至 (10) 則爲修正選擇項的 Heckman 兩階段迴歸。迴歸結果顯示無論有/無考慮高中起始能力, 高中3年總補習科目數對提升學測成績皆無顯著幫助

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 8: 補習科目數/學科補習對學測成績的影響: 全體 (OLS)/已參與 (Heckman, 2PM) 模型

	全體樣本			
	(OLS)			
	未考慮高中起始能力		考慮高中起始能力	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高 1–3 總補習科目數	0.088***	0.354***	0.019*	0.080***
(高 1–3 總習科目)^2		−0.014***		−0.003**
個人起始能力				
199 分以下 (參)				
200–249 分			4.272***	4.250***
250–274 分			9.372***	9.335***
275 分以上			14.878***	14.828***
其他			2.133***	2.139***
高一補習學科				
國文 1				
英文 1				
數學 1				
地理 1				
歷史 1				
物理 1				
化學 1				
生物 1				
高二補習學科				
國文 2				
英文 2				
數學 2				
地理 2				
歷史 2				
物理 2				
化學 2				
生物 2				
高三補習學科				
國文 3				
英文 3				
數學 3				
地理 3				
歷史 3				
物理 3				
化學 3				
生物 3				
高中組別				
社會組 (參)				
自然組	4.974***	4.911***	3.592***	3.582***
λ				
常數項	31.142***	30.818***	35.580***	35.487***
樣本數	20,313	20,313	20,313	20,313

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	已參與補習樣本 (Heckman)					
	未考慮高中起始能力			考慮高中起始能力		
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
高 1–3 總補習科目數	0.024	0.124		0.003	0.025	
(高 1–3 總習科目)^2		−0.005			−0.001	
個人起始能力						
199 分以下 (參)						
200–249 分				2.884***	2.884***	2.889***
250–274 分				7.236***	7.236***	7.190***
275 分以上				12.561***	12.556***	12.410***
其他				2.870***	2.869***	2.834***
高一補習學科						
國文 1			−1.839			−1.582***
英文 1			−0.348			−0.493***
數學 1			0.478			0.359***
地理 1			0.733			0.634
歷史 1			−0.220			−0.129
物理 1			0.288			0.459*
化學 1			0.135			0.255
生物 1			0.196			−0.196
高二補習學科						
國文 2			−0.981			−0.453
英文 2			0.028			0.081
數學 2			0.059			−0.024
地理 2			−0.615			−0.384
歷史 2			1.290			0.694
物理 2			1.028*			0.452**
化學 2			0.179			0.159
生物 2			1.007			0.983***
高三補習學科						
國文 3			0.034			−0.172
英文 3			0.263			0.111
數學 3			0.100			0.087
地理 3			−0.755			−0.177
歷史 3			−0.375			−0.330
物理 3			0.653			0.438**
化學 3			0.292			0.093
生物 3			−0.736			−0.396*
高中組別						
社會組 (參)						
自然組	2.922***	2.907***	1.779***	3.166***	3.163***	2.520***
λ	−29.855***	−29.700***	−28.792***	−8.430***	−8.400***	−8.149***
常數項	48.000***	47.697***	47.838***	40.088***	40.022***	40.108***
樣本數	16,715	16,715	16,715	16,715	16,715	16,715

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	已參與補習樣本 (2PM)					
	未考慮高中起始能力			考慮高中起始能力		
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
高 1–3 總補習科目數	0.047***	0.304***		0.005	0.044	
(高 1–3 總習科目)^2		−0.012***			−0.002	
個人起始能力						
199 分以下 (參)						
200–249 分				3.976***	3.970***	3.942***
250–274 分				9.027***	9.015***	8.911***
275 分以上				14.582***	14.562***	14.348***
其他				2.394***	2.395***	2.373***
高一補習學科						
國文 1			−2.083***			−1.565***
英文 1			−0.236			−0.491***
數學 1			0.744***			0.379***
地理 1			1.127			0.605
歷史 1			−0.321			−0.180
物理 1			0.312			0.488*
化學 1			0.140			0.254
生物 1			0.069			−0.213
高二補習學科						
國文 2			−1.468***			−0.477
英文 2			0.166			0.110
數學 2			0.193			−0.005
地理 2			−0.811			−0.349
歷史 2			1.310**			0.663
物理 2			1.440***			0.476***
化學 2			0.245			0.151
生物 2			1.231***			1.029***
高三補習學科						
國文 3			0.400**			−0.155
英文 3			0.288**			0.117
數學 3			0.157			0.094
地理 3			−1.072***			−0.163
歷史 3			−0.445			−0.356
物理 3			0.798***			0.452**
化學 3			0.435**			0.096
生物 3			−1.464***			−0.446*
高中組別						
社會組 (參)						
自然組	5.041***	4.973***	3.467***	3.606***	3.598***	2.932***
λ						
常數項	32.091***	31.523***	32.462***	36.362***	36.269***	36.484***
樣本數	16,715	16,715	16,715	16,715	16,715	16,715

說明: a. 表 8 的迴歸式也包括表 7 原有的變數, 但因爲篇幅所限, 迴歸結果僅列出重點變數。
b. *** 表1% 顯著水準; ** 表5% 顯著水準; * 表10% 顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

(欄 (5)、(6) 及 (8)、(9)), 其係數大幅下降。可見若忽略個人的選擇行爲, 而以全體樣本估計升學成績迴歸式, 可能高估補習科目數對於學測成績的影響。爲觀察高中各年級各學科的補習效果, 欄 (7) 與 (10) 加入各年級學科的虛擬變數。我們發現在未考慮起始能力的條件下 (欄 (7)), 各年級各學科的補習對 (學測) 成績幾無影響, 而在考慮起始能力後 (欄 (10)) 則顯示高一補習國文、英文使得成績下降, 補習數學與物理則可提升成績。高二補習物理、生物可提升成績。而高三補習物理仍使得成績提升, 但補習生物則使得成績下降。大致上, 數理等理解性科目的補習成效較好, 而文科等記憶性科目的補習反而使學測成績下降。猜測是補記憶性科目的學生反映了某些無法觀察的特性, 例如父母較可能要求欠缺自發性讀書的子女補習記憶性的科目, 而這些學生即使補習記憶性科目, 學測成績也相對較差。

表 8 的欄 (5)、(6) 及欄 (8)、(9) 的條件數值介於 44 至 49, 顯示 λ 與自變數可能有高相關問題, 然而 λ 的 t 值卻都大於 1.96, 也沒有係數標準差異常放大現象, 後兩者並不支持有高相關問題。爲嚴謹起見, 表 8 也呈現 2PM 的迴歸結果。首先, 不考慮起始能力的 2PM (欄 (11)、(12)), 補習對學測成績有顯著的影響。但加入起始能力的 2PM (欄 (14)、(15)), 則顯示不論是線性或允許遞減設定下, 補習對學測成績都無顯著的影響。欄 (11) 的補習科目數係數爲 0.047, 在考慮起始能力後, 欄 (14) 此係數大幅下降至 0.005, 類似的降幅也可見於欄 (12) 與 (15) 的係數變化。欄 (13) 及 (16) 爲涵蓋各年級各學科的迴歸結果, 條件數值分別爲 69 及 72, 顯示 λ 與自變數可能存在高相關問題。然而, λ 的 t 值皆大於 1.96, 則不支持有高相關的問題。再考慮迴歸係數的標準差, 在未考慮起始能力的模型中部分標準差有異常放大現象, 但若考慮起始能力模型則無此現象。因納入起始能力的模型爲本文的重點, 且迴歸係數顯著性與符號與 2PM 的實證結果一致, 因此本文仍以 Heckman 模型作爲分析各年級各學科對成績影響的結論。

總結來說, 表 8 在考慮選擇性及起始能力後, Heckman 模型相對於 OLS 模型在 (補習科目數) 對成績的影響其係數已不顯著。即使以 2PM 分析, 同時考慮起始能力的實證結果亦顯示, 補習科目數對學測成績無顯著的影響。此結果來自係數本身的明顯下降, 非來自標準差的膨脹。而各年級各學科對成績的影響, Heckman 與 2PM 的結果也達成一致, 即數理等理

臺灣大學學術期刊資料庫

解性科目的補習成效較好, 而文科等記憶性科目的補習反而使學測成績下降。至此, 以各年級各學科的補習來研判補習成效, 得到有正向或負向的效果, 然而以高中3年總補習科目數來衡量高中生涯的補習成效, 則得到無顯著效果的結論。因爲考慮選擇性及起始能力的兩種模型 (Heckman, 2PM) 結論一致, 顯示這項結論的強韌性 (robustness)。[17]

與過去文獻相較, 孫清山・黃毅志 (1996)、陳怡靖 (2001)、于若蓉・羅淇 (2003)、劉正 (2006)、江芳盛 (2006)、黃毅志・陳俊瑋 (2008) 都認爲補習對於升學有正向的影響。只是後兩份研究補充說明補習時數及補習科目數對成績的影響有其極限, 呈現邊際報酬遞減的趨勢。這些所說的補習會有成效, 也如本文表8的欄 (1) 至 (4) 所顯示, 很可能是未考慮樣本選擇行爲所造成, 亦或是如欄 (9) 至 (10) 所顯示, 是未考慮起始能力時的結果。

以上的補習科目數分析是針對已參與補習者, 並無法回答補習相對於不補習之學測成績是否會進步。最後, 爲分析補習相對於不補習的學習成效, 我們採用式 (11) 與 (12), 計算具平均個人特質的代表性個人在補習與不補習狀況下的成績變化。首先, 設算補習者在補習與不補習時預期成績的差異:

$$
\begin{aligned}
\text{成績差異} \mid \text{補習者} &= E\left(S^{c} \mid P=1\right) - E\left(S^{nc} \mid P=1\right) \\
&= \left(\beta^{c'}\bar{X}^{c} + \rho_{\varepsilon u}^{c}\sigma_{\varepsilon}^{c}\bar{\lambda}^{c}\right) - \left(\beta^{nc'}\bar{X}^{c} + \rho_{\varepsilon u}^{nc}\sigma_{\varepsilon}^{nc}\bar{\lambda}^{c}\right) \\
&= (54.284 - 2.534) - (45.398 + 1.223) \\
&= 51.749 - 46.621 \\
&= 5.128。
\end{aligned}
$$

根據算式, 補習者若補習的平均成績爲51.749, 補習者若不補習的預期成績爲46.621。亦即, 補習者的學測成績優於他若不補習時的成績, 平均高出5.128分。

[17]補習無效果的另一種可能原因是「高中成績」可能受到補習影響, 因而可能造成補習與高中成績在迴歸中的高度相關, 導致線性重合問題, 使迴歸中的補習成效減弱。換言之, 本文補習成效的不顯著, 也有可能是因爲補習與高中成績的高相關所造成。爲確認這一點, 我們刪除「高中成績」變數另跑迴歸, 結果仍顯示總補習科目數對學測成績無影響, 亦即維持補習成效不顯著的結論。

期刊資料庫

同樣地, 由式 (12) 設算不補習者在補習與不補習時的預期成績差異:

$$
\begin{aligned}
\text{成績差異} \mid \text{不補習者} &= E\left(S^{c} \mid P=0\right)-E\left(S^{nc} \mid P=0\right) \\
&=\left(\beta^{c'} \bar{X}^{nc}+\rho_{\varepsilon u}^{c} \sigma_{\varepsilon}^{c} \bar{\lambda}^{nc}\right)-\left(\beta^{nc'} \bar{X}^{nc}+\rho_{\varepsilon u}^{nc} \sigma_{\varepsilon}^{nc} \bar{\lambda}^{nc}\right) \\
&=(52.783-11.774)-(43.562+5.684) \\
&=41.008-49.245 \\
&=-8.237。
\end{aligned}
$$

根據算式, 不補習者若補習的預期成績爲 41.008, 但不補習的平均成績爲 49.245。亦即, 不補習者的學測成績優於他若參與補習時的成績; 若參與補習, 平均成績反而下降 8.237 分。根據上述預期成績的估算, 我們發現這份研究樣本在考慮補習與否的自我選擇行爲時, 皆選擇對自己較有利的學習途徑: 即原先選擇補習者, 補習比不補習成績佳; 原先未選擇補習者, 不補習比參與補習的成績佳。然而, 如果模型設定不考慮選擇行爲, 在給定補習者的平均個人特質條件下, 原先選擇補習者, 平均成績高出不補習時的 8.886 分 (54.284 − 45.398), 高估考慮選擇行爲時的 5.128 分。相對地, 在給定不補習者的個人特質條件下, 原先不補習者, 若參與補習, 其平均成績增加 9.221 分 (52.783 − 43.562), 此與考慮選擇行爲時的平均成績減少 8.237 分的結果相反。由此觀之, 若未考慮補習的選擇性偏誤, 在給定補習者/不補習者平均個人特質條件下, 不但會高估補習者的補習成效, 還會誤以爲不補習者若亦補習, 其學測成績會進步。這也再次彰顯本文所欲強調的, 未考慮選擇性的補習效果, 很可能高估補習的成效。

6 結論

本文補習機率的分析結果顯示, 在個人特徵方面, 女性、一般生參與補習的機率較大。就家庭背景方面, 父親失業或無業、職業性質屬非技術/農林漁牧或其他職業者, 補習機率最小, 父親職業專業層次愈高者其子女參與補習的機率愈大。大致上, 家庭年收入高參與補習的機率較大。實證結果雖未完全與過去文獻結果一致, 但仍傾向支持補習參與和家庭資源多寡有關。就學校相關變數方面, 高中起始能力愈高者參與補習的機率愈大。自

臺灣大學學術期刊資料庫

然組補習的機率較社會組高。公私立高中則無差異。東部地區的高中生參與補習的機率高於其他地區。

在台灣, 高中入學考試已經將平均素質較高的學生篩選進入公立高中, 素質較高的公立高中學生考大學的學測成績較高是必然的結果, 並無法說明公立高中提高學生的學測競爭能力。一如預期, 若忽略高中起始能力, 公立高中的成績優於私立高中, 北、中、南地區的高中生成績優於東部地區的高中生。若考慮高中起始能力, 則私立高中提升成績的能力優於公立高中, 東部地區高中生成績優於北部地區。此結果說明, 在給定相同的高中起始能力下, 私立高中與東部高中的學生在後來的學測考試成績表現上反而可能較佳。不過, 本文因資料限制, 僅能以高中入學最低基測成績代表學生起始能力, 因此東部學生起始能力有低估的可能, 因此本文對後項結論也持保留態度。未來研究如能蒐集到個人的基測分數, 資料精確度將能大幅提升。

本文進而分析高中3年總補習科目數的學習成效, 是否補習科目愈多, 學測成績就愈高? 就全體樣本的 OLS 分析而言, 迴歸結果顯示高中3年總補習科目數每多補一科, 會以遞減的速率提升成績, 這項結論與現存文獻一致。考慮起始能力之後, 補習科目數對於學測的影響雖仍存在, 但效果大幅減弱。這是因爲起始能力高者的補習機率較高, 補的科目數也較多, 模型若未控制起始能力變數, 將會誤迴歸此項變因至補習, 而高估補習的功效。其次經由選擇行爲且考慮起始能力後的補習參與者, 高中各年級各學科的學習成效顯示, 各科分別有其正向或負向的效果。然而3年來總補習科目數的學習成效則顯示, 無論有無考慮高中起始能力因素, 皆使得線性與允許先升後減的補習成效不顯著。考慮起始能力的兩部分模型亦支持總補習科目數對學習成效不顯著的結論。最後, 分析補習相對於不補習者的學習成效, 結果顯示在考慮選擇行爲後, 補習/不補習者皆選擇對自己較有效的學習途徑, 即原先補習者選擇補習的成績較佳, 而原先不補習者則不補習時之成績較優。本文也發現, 不考慮選擇性不僅高估補習者的補習成效, 還會誤以爲不補習者若亦補習, 其學測成績會進步。

相較於以往文獻, 林大森・陳憶芬 (2006)、關秉寅・李敦義 (2008)、以及黃健倫 (2008) 三篇論文的實證結果多少突顯補習成效不顯著, 尤其是

臺灣大學學術期刊資料庫

黃健倫的結論與本文的實證結論具有相當的一致性。差異在於他使用的是兩階段最小平方法, 以工具變數法排除內生性問題而得到國中補習對學科成績無影響的結論。本文則是以 Heckman 兩階段估計法, 修正選擇性偏誤問題並多考慮樣本的起始能力, 得到高中總補習科目數對於升大學學測成績無影響的結論。本文認爲分析補習對學測成績影響時, 應考慮自我選擇問題, 也應加入高中生能力的變數, 直接採用 OLS 的估計或遺漏能力變數, 很可能高估補習的功效, 導致結果偏頗。本文 Heckman 兩階段模型的選擇項係數都顯著異於零, 顯示模型中需要考慮自我選擇的因素, 我們也推論不考慮自我選擇行爲而直接以 OLS 估計時, 會高估參與補習者的成績、低估未參與補習者的成績。

最後, 本文加入自我選擇行爲的考量後, 得到補習及不補習者都分別選擇對自己較有利的學習途徑。但是本文分析補習是否有效的樣本, 僅限於高中3年來至少補習1科的學生 (約佔全體樣本的82%)。尤其, 值得提醒的是迴歸結果顯示補習成效不顯著, 是指平均效果而言, 亦即補習可能對其中某些人有效, 但對其他人可能無效。至於對哪些人可能有效, 本文因資料有限, 尙無法進行分析。因爲高等教育整合資料庫有關補習的問項只有「您就讀高中職3年間曾補習哪些科目?」, 並無更多補習相關資訊, 包括補習的意願, 是出於自發性或是基於被動, 補習班的型態是屬於大班制、小班制或是家教型式的, 以及每週補習時數等相關資訊, 皆未詢問。未來若能得到較多補習相關資訊, 可能可以更細緻更有效的分析補習成效。另一方面, 關秉寅・李敦義 (2008) 採用傾向分數配對法, 以潛在結果推估不補習者若參與補習之後的成績, 除能比較補習者與不補習者的補習成效差異, 還能進一步討論不同背景的學生補習成效的差異。因此, 傾向分數配對法也是將來補習成效文獻可以考慮採用的研究方法之一。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄1 台灣補習文獻的彙整: 議題、資料、模型、與結論

作者	年份	議題	資料	學習階段	實證模型	重要變數效果
孫清山·黃毅志	1996	補習教育、文化資本與教育取得	1992「台灣地區社會變遷基本調查社會階層資料」	20–64 歲在台灣出生的樣本之升國小至升大學階段	邏輯迴歸(logistic regression)、最小平方法迴歸 (OLS regression)	家庭背景較佳者, 其子女參與補習率較高, 進而有助於升學之順利。
陳怡靖·鄭燿男	2000	台灣地區教育階層化之變遷— 檢證社會資本論、文化資本論及財務資本論在台灣的適用性	1997「台灣地區社會變遷基本調查三期三次計劃社會階層組」	20至64歲成年民眾之國中階段	邏輯迴歸、最小平方法迴歸	父母教育程度愈高, 居住地愈都市者, 接受補習的項數愈多, 進而對中以上教育年數的取得有顯著有影響。
陳怡靖	2001	台灣地區高中/技職分流與教育機會不均等性之變遷	1997「台灣地區社會變遷基本調查三期三次計劃社會階層組」	20至64歲成年民眾之國中階段	邏輯迴歸	家庭背景較佳者, 往往社會資本高, 因而補習項數較多, 也較有利升學。

續接下

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

作者	年份	議題	資料	學習階段	實證模型	重要變數效果
林大森	2001	家庭教育資源對教育分流、教育取得之影響	1997「台灣地區社會變遷基本調查三期三次計劃社會階層組」	20–64 歲的台灣居民之國、高中階段	邏輯迴歸、最小平方法迴歸	1. 父母社經地位 (父親職業、父教育程度) 愈高, 皆有利於國中階段的補習教育。 2.「國中階段」補習愈多者, 愈有能進入一般體系高中。 3.「高中階段」的補習對於教育數的取得有助益。
章英華·伊慶春	2001	家庭、學校與補習	2000「青少年健康行爲調適評量問卷」國三學生評量問卷	國三階段	邏輯迴歸、多元邏輯迴歸 (multi-nominal logistic regression)	家長教育程度高、家庭能提供較教育資源者, 其參與校外補習的機較高。
于若蓉·羅淇	2003	補習與升學機率: 台灣的實證分析	1999–2000「華人家庭動態資料庫 (PSFD)」	國中階段	將「補習與否」視爲內生變數	1. 以父親教育作爲所得的替代數, 結果顯示所得較高者較有力參與補習。 2. 校內、校外補習均對個人升高的機率有正向影響, 而校外補又更爲顯著。

續接下

臺灣大學 期刊資料庫

承接上頁

作者	年份	議題	資料	學習階段	實證模型	重要變數效果
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	2001「台灣教育長期追蹤資料庫(TEPS)」	國中階段	邏輯迴歸	補習的成效對於不同入學管道者有不同的影響: 推薦及申請入學者補習對於教育取得 (升上普通體系高中) 有正向影響; 聯考及登記分發者補習則對於教育取得並無影響。
江芳盛	2006	國中生課業補習效果之探討	2001「台灣教育長期追蹤資料庫(TEPS)」	國一階段	單因子變異數分析 (one-way ANOVA) 最小平方法迴歸	1. 家庭背景愈佳之國中生, 其補習的時數也愈多。 2. 補習時數對於學習表現之間呈邊際效用遞減趨勢。
劉正	2006	補習在台灣的變遷、效能與階層化	2001「台灣教育長期追蹤資料庫(TEPS)」	國中階段	邏輯迴歸、最小平方法迴歸	1. 補習日漸普級, 家庭背景變項對於補習參與已不明顯。 2. 補習對國中的學習成效有明顯助益。
黃健倫	2008	國中生補習的決定因素與補習對成績的影響	「台灣教育長期追蹤資料庫 (TEPS)」(文中沒有標示資料年度)	國中階段	多元邏輯迴歸、最小平方法迴歸、兩階段最小平方法 (TSLS), 以工具變數排除內生性問題	排除內生性的影響後, 補習的比率與時間對於課業成績並無顯著影響。

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

作者	年份	議題	資料	學習階段	實證模型	重要變數效果
關秉寅·李敦義	2008	補習數學有用嗎? 一個「反事實」的分析	2001、2003「台灣教育長期追蹤資料庫 (TEPS)」	國三階段	邏輯迴歸、傾向分數配對 (PSM)	1. 家庭背景、學習環境愈佳以及學先備能力愈高者, 愈可能在三時期參與數學補習。 2. 數學補習有其正面功效, 但對國三參與補習者, 其效果不大 3. 國三參與補習者中, 數學先能力愈好, 或是父母教育程度高者, 其數學補習的平均效果小。
林大森·陳憶芬	2006	台灣高中生參加補習之效益分析	2003「台灣高等教育整合資料庫」	高中階段	最小平方法迴歸	1. 家庭背景變項對學生參與補雖有正向影響, 但影響力並大。 2. 補習對大學入學考試學測成未必有完全助益, 需視補習的目與年級而定。
黃毅志·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爲例	2005「台灣高等教育整合資料庫」	高中階段	邏輯迴歸、最小平方法迴歸	1. 家庭背景變項對補習參與的響很小。 2. 補習科目數對大學入學考試學測成績與進入公立大學機之影響, 則都是先升後降的。

臺灣大學博碩士論文資料庫

參考文獻

于若蓉・羅淇 (2003), “補習與升學機率: 台灣的實證分析”, 台灣經濟學會研討會, 2003年12月。(Yu, Ruoh-Rong and Luo, Chi (2003), “Cram schooling and the opportunity of college entrance: Taiwan’s evidence”, *Taiwan Economic Association Conference*, December, 2003, Taipei, Taiwan.)

大學考試入學分發委員會 (2008), “九十七學年度大學考試入學登記生人數統計”, URL: http://www.uac.edu.tw/97data/97_06.pdf, 2008年8月9日。(Committee of Admission of College Entrance Examination (2008), “Statistics on number of applicants for admission of college entrance examination in 2008 school year”, URL: http://www.uac.edu.tw/97data/97_06.pdf, August 9, 2008.)

江芳盛 (2006), “國中生課業補習效果之探討”, 《台北市立教育大學學報: 教育類》, 37(1), 131–148。(Chiang, Fang-Shen (2006), “On the effects of cram schooling of junior high school students”, *Journal of Taipei Municipal University of Education: Education*, 37(1), 131–148.)

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 (2001), “家庭教育資源對教育分流、教育取得之影響”, 《政大社會學報》, 31, 45–75。(Lin, Da-Sen (2001), “The effect of family educational resources on tracking and educational status attainment, *NCCU Journal of Sociology*, 31, 45–75.)

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 Chen, Yi-Fen (2006), “Cram school attendance and college entrance exam scores of senior high school students in Taiwan”, *Bulletin of Educational Research*, 54(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

臺灣大學學術期刊資料庫

學刊》, 19, 95–139。(Sun, Ching-shan and Huang, Yih-Jyh (2006), "Shadow education, cultural capital and educational attainment", *Taiwanese Journal of Sociology*, 19, 95–139.)

高雄市政府教育局 (2009), "直轄市及各縣市短期補習班資訊管理系統", URL: http://bsb.edu.tw/afterschool/html/statistics.html, 2009年12月31日。(Education Bureau of Kaohsiung City Government (2009), "Municipal and county information management system on cram schools", http://bsb.edu.tw/afterschool/html/statistics.html, November 30, 2009.)

張錦弘 (2001), "多元入學, 多元補習?", 《聯合報》, 2001年7月4日。(Chang, Jin Hong (2001), "More diversified admission channels for college entrance, more cram schooling?", *United Daily News*, July 4, 2001.)

莊奕琦・許碧峰 (1999), "台灣不同規模廠商工資差異之實證分析", 《經濟論文叢刊》, 27, 241–267。(Chuang, Yih-Chyi and Hsu, Pi-Fem (1999), "An empirical study on wage differentials and firm size in Taiwan", *Taiwan Economic Review*, 27, 241–267.)

陳怡靖 (2001), "台灣地區高中/技職分流與教育機會不均等性之變遷", 《教育研究集刊》, 47, 253–282。(Chen, Yi-Gean (2001), "The division of senior high school/vocational school and the change of the inequality in education opportunities in Taiwan", *Bulletin of Educational Research*, 47, 253–282.)

陳怡靖・鄭燿男 (2000), "台灣地區教育階層化之變遷 — 檢證社會資本論、文化資本論及財務資本論在台灣的適用性", 《國科會研究刊: 人文及社會科學》, 10(3), 416–434。(Chen, Yi-Gean and Cheng, Jao-Nan (2000), "The changing of educational stratification in Taiwan area: To explore cultural capital, social capital, and financial capital of fit in Taiwan", *Proceedings of the National Science Council: Humanities and Social Sciences*, 10(3), 416–434.)

章英華・伊慶春 (2001), "家庭、學校與補習", 收錄於《青少年生命歷程與生活調適研討會論文》, 台北: 中央研究院社會學研究所。(Chang,

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Ying-Hwa and Yi, Chin-Chun (2001), "Family, school, and cram schooling", *Conference on Adolescent Life Course and Adjustment, Institute of Sociology*, Academia Sinica, Taipei, Taiwan.)

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.)

黃毅志・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爲例", 《教育研究集刊》, 54(1), 117–149。(Huang, Yih-Jyh and Chen, Chun-Wei (2008), "Academic cram schooling, academic performance, and opportunity of entering public universities", *Bulletin of Educational Research*, 54(1), 117–149.)

劉正 (2006), "補習在台灣的變遷、效能與階層化", 《教育研究集刊》, 52(4), 1–33。(Liu, Jeng (2006), "The transition, effect, and stratification of cram schooling in Taiwan", *Bulletin of Educational Research*, 52(4), 1–33.)

蕭詠太 (2007), "釐清「補習班數目增加與教育改革」之關係", URL: http://www.edu-2.org/edu2/modules/article/sel.php?aid=524, 2007年8月7日。(Xiao, Yong-Tai (2007), "On the relationship between the increasing number of cram schools and educational reform", http://www.edu-2.org/edu2/modules/article/sel.php?aid=524, August 7, 2007.)

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

Belesy, D., Kuh, E., and Welsch, R. (1980), *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*, New York: Wiley.

Bushway, S., Johnson, B. D., and Slocum, L. A. (2007), "Is the magic still there? The use of the Heckman two-step correction for selection bias in criminology", *Journal of Quantitative Criminology*, 23(2), 151–178.

臺灣大學學術期刊資料庫

Ermisch, J., Francesconi, M., and Siedler, T. (2006), "Intergenerational mobility and marital sorting", *Economic Journal*, 116, 659–679.

Heckman, J. J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, 153–161.

Idson, T. L. and Feaster, D. J. (1990), "A selectivity model of employer-size wage differentials", *Journal of Labor Economics*, 8, 99–122.

Leung, S. F. and Yu, S. (1996), "On the choice between sample selection and two-part models", *Journal of Econometrics*, 72, 197–229.

Nawata, K. (1993), "A note on estimation of models with sample-selection biases", *Economic Letters*, 42, 15–24.

Nielsen, H. S. and Svarer, M. (2006), "Educational homogamy: Preferences or opportunities?", Economics working paper, 2006–10, University of Arhus, Demark.

Plug, E. (2004), "Estimating the effect of mother's schooling on children's schooling using a sample of adoptees", *American Economic Review*, 94(1), 358–368.

Puhani, P. A. (2000), "The Heckman correction for sample selection and its critique", *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53–68.

Stevenson, D. L. and Baker, D. P. (1992), "Shadow education and allocation in formal schooling: Transition to university in Japan", *American Journal of Sociology*, 97(6), 1639–1657.

投稿日期: 2010年2月4日, 接受日期: 2011年3月21日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Effects of Cram School on the Performance in the College Entrance Examination in Taiwan

Ching-Chen Yin

Ph.D. Stndent, Department of Economics, National Dong Hwa University

Hung-Lin Tao

Department of Economics, Soochow University

Chia-Yu Hung

Department of Economics, National Dong Hwa University

Unlike existing studies on cram schools, the present study considers both the role of initial ability and corrects for self-selection bias. Initial ability is represented by the score of the basic competence test taken when the student enters senior high school. The present study finds that family background determines participation in cram schools, and the OLS results might overestimate the effect of cram schooling. If initial ability is not controlled, the participation in cram schooling increases the score on the general scholastic ability test (GSAT) for those who participate. After controlling for initial ability in the regression, cram schooling still increases the GSAT, but the magnitudes and degree of significance of the effect substantially decline. When both self-selection and initial ability are considered, the effect of cram schooling is not significant, regardless of whether the effect of cram schooling is specified as linear or decreasing. Finally, both students who participate in cram schooling and those who do not earn higher scores on GSAT than if they had chosen differently. Without considering self-selection, the effects of cram schooling are overstated, leading to the incorrect conclusion that students who do not participate in cram schooling would enhance their GSAT score if they participated.

Keywords: cram schooling, senior high school student, general scholastic ability test, basic competence test for junior high school students

JEL classification: A21, I21

臺灣大學學術期刊資料庫