

研究論文

# 同儕補習風氣對國中生學習成就 之影響

關秉寅

關秉寅 國立政治大學社會學系、亞太研究英語博士學位學程教授。通訊地址：116 臺北市文山區指南路二段64號國立政治大學社會學系。E-mail：soci1005@nccu.edu.tw。本論文為行政院國家科學委員會補助專題研究計畫（NSC 102-2410-H-004-137）之成果。感謝《臺灣社會學刊》二位匿名評審及編委會的修改建議。如文中有任何錯誤，由作者自行負責。

收稿日期：2015/9/14，接受刊登：2016/01/18。

## 中文摘要

本研究利用2001年及2003年「臺灣教育長期追蹤資料庫」國中生樣本中三個年級均為同班者，評估國中生自己補習及其同班同學補習普及程度，對9年級學習成就影響。補習風氣對學生學習成就的影響或為正向，也可能是負向。由於補習及補習風氣均為內生性變項，故以調查資料評估此二類變項之因果效應時，需使用適當的統計模型。本研究分別以多層次線性模型，以及雙重穩健估計等兩種分析策略來估計這些變項的效果。在反事實分析架構下，雙重穩健估計分析方法不僅能提供9年級補習之平均處理效果（即ATE）的估計，還可提供9年級實際參與補習者的補習效果（即ATT），以及參與及未參與補習者兩群體之班上補習風氣對於9年級學習成就的影響。本研究發現多層次線性模型及雙重穩健估計得到之ATE，均顯示學生自己9年級補習可增加9年級學習成就約0.4分左右，但雙重穩健估計的ATE未達顯著。雙重穩健估計之ATT則顯示9年級實際參與補習可增加9年級學習成就約1.1分。此外，雙重穩健估計顯示7或8年級補習只對9年級時實際參與補習者有正面效果。不論是哪種分析策略，7至9年級班上同學補習比例，均對參與或不參與補習者的9年級學習成就沒有顯著影響。

**關鍵詞：**補習、臺灣教育長期追蹤資料庫、國中生、學習成就、雙重穩健估計

## **Peer Effects of Cram Schooling on Junior High Students' Learning Achievement**

Ping-Yin KUAN

Department of Sociology & International Doctoral Program in Asia-Pacific Studies, National Chengchi University

### **Abstract**

The present study uses data from a panel sample of junior high school students gathered by the Taiwan Education Panel Survey (TEPS) in 2001 and 2003, to assess the impact of students' own cram schooling and the prevalence of cram schooling among students' classmates on students' 9th grade learning achievement. Based on the average treatment effect (ATE) estimated by the multilevel linear model (MLM) or the doubly-robust (DR) estimation, the effect of students' 9th grade cram schooling would increase learning achievement by only about 0.4 points. The DR estimation, however, is not significant. The DR estimation of the average treatment effect on the treated (ATT) indicates a significant 1.1 points increase for students who participated in cram schooling in 9th grade. The research also finds that the prevalence of cram schooling among students' classmates in general has no significant effect on students' 9th grade learning achievement.

**Keywords:** Cram schooling, Taiwan Education Panel Survey (TEPS), junior high, academic achievement, doubly-robust estimation

## 一、前言

「補習」是指正式學校教育以外，私人自己花費（主要是家庭資助）進行補充、補救或為升學所進行的課後學習（Bray 1999, 2003; Baker, Akiba, LeTendre, and Wiseman 2001）。國際教育學界也稱此類課後學習活動為「影子教育」（shadow education），因為這類學習活動的內容如影子般依循著正式學校教育的課程內容（Stevenson and Baker 1992）。學校放學後到補習班或請家教是大多數臺灣青少年或多或少都有的學習經驗。雖然過去二十年來，臺灣有不少企圖打破升學導向之教育體制的重大變革，以期減少補習這類可能負面影響學生學習及身心發展的學習活動（行政院教育改革審議委員會 1996），可是課後補習的情況在升學管道多元化，且高等教育快速擴張後，仍然十分普遍。以參與補習的國高中學生比例言，1978年時中學生參加補習的比例約在四成至六成左右（劉正 2006: 13）。至2001年時，依據臺灣教育長期追蹤資料庫國一（7年級）生及高二生的調查顯示，國一生參與補習的比例約七成二，高中普通學程學生參加補習的比例則高達七成五（周金城 2004）。同一資料也顯示這同一群學生到國三（9年級）時仍有約56%參加補習。最近幾年，「臺灣學生學習成就評量資料庫」從2007年至2013年的調查顯示，8年級生補習數學及英語的比例大約在50%左右（李俊仁 2015）。換言之，中學生補習的風氣，這二十年來，並未隨教改而有太大的改變。

課後補習這類學習活動不僅盛行於包括臺灣在內的東亞社會，且在世界其它地區也日趨熱絡。<sup>1</sup>Mark Bray於2009年在聯合國教科文國際文

---

<sup>1</sup> 近年來，補習教育或影子教育的現象在東亞以外的社會逐漸興起（Bray 1999, 2003, 2009）。例如非洲的埃及於1994年一項調查顯示國小生在都市地區約有64%，而在鄉村地區約有52%參加課後額外學習的活動；同樣在非洲的肯亞於1997年一項

教組織（UNESCO）贊助下撰寫報告評估全世界「影子教育」（shadow education）日益成長之發展趨勢時指出，各國政府均應該正視這種使用個人經費支出之補習輔導（private supplementary tutoring）所帶來的問題，並提出對策。Bray指出影子教育對個別學生言雖可能幫助其學習、擴展人力資本，也可能提供年輕學子與同儕及他人互動的機會等，但此種影子教育也有維持甚至惡化社會及經濟不平等、剝奪學童休閒時間進而產生心理及教育上的負面影響，以及在某些地區甚至造成貪腐等破壞社會信任的惡果。

一些探討學生補習對學習成就的文獻指出，補習行為不僅對補習者的學習成就有所影響，也會對不補習者在學習或其他方面有所影響。Bray（2003）認為影子教育的負面影響包括對教師教學上，以及整體學習風氣之負面影響，例如教師會因有些學生在校外學習，進而在教學上比較不用心；教師將學生校外學習視為常態，進而忽視設法改善班上學生表現差異增大的情況，此又會使父母增加對子女參與補習的要求；接受校外課輔的學生因依賴此類課輔，而在學校學習時不用心，進而影響全班的學習風氣等（另見Bray 1999）。Bray所提到的這些負面影響雖均引述個案觀察或個人經驗，但是此種觀察提出了需要以更嚴謹研究及具代表性資料來探討的議題，也就是影子教育或是補習的風氣對於學生學習成就的影響。就此議題，特別值得研究者關注的是此風氣對於不補習

---

調查則顯示，約七成的小六生有過課後家教這類的學習活動。在南亞的孟加拉，在1998年一項家戶調查發現21.4%國小學生（鄉村18.1%，都市44.3%）參與這類課後活動，至2005年時類似調查則發現此比例已經增加至約31%小學生有此類學習活動（鄉村地區的28.2%，都市51.7%）。更驚人的是，位於中亞的亞塞拜然於2007一項調查顯示約九成的大學生在高中最後一年參與過補習這類的學習活動（Bray 2009: 18-19）。

者的影響為何，因為對此影響的評估有其政策的意涵。因此，本研究探討的議題即是：國中生同學之補習風氣及行為對於參與及未參與補習者的學習成就的影響為何？以國中生為對象的原因，不僅因本研究將使用 TEPS 有豐富資料的國中樣本進行研究外，且因國中學習主要是以學區為主的義務教育，學生之間的異質性比較大，也比較能觀察出學生之間因互動所造成的影響為何。

由於此實質議題一方面與同儕效應（peer effects）的研究有關，另一方面則涉及研究此類議題之分析方法的問題，因此，以下將就此兩方面的文獻作簡要的回顧。

## 二、國內外相關文獻回顧

如前節所述，補習這類正式學校教育以外，以私人經費進行補充、補救或為升學所進行的課後學習對於學習成就影響的評估，可分成對參與補習者，以及未補習者兩類人的影響。對前者影響的評估是目前大多數研究所關注的。而對後者的評估則目前所知，尚無以大規模調查資料進行研究者。<sup>2</sup>但後者的評估可藉由其他研究同儕效應對學習行為及成就的文獻來做推論。因此，以下文獻將分別探討就補習對學習成就的效果，以及補習風氣對學習成就可能有的效果。由於補習或是補習風氣均為內生性的變項（endogenous variable），要如何適當的評估這些變項的影響力，將另以一節予以回顧。

---

<sup>2</sup> 最近 Choi and Byun（2015）分析南韓一項從2004年至2010年三波具全國代表性的資料後，發現當國中學校內補習比例增加的話，會負面影響教師的工作滿意度及教學準備努力的程度，而依此推論可能會對未參與補習的學生學習造成負面影響。但此補習風氣對學生學習的負面影響乃是間接推論，而非直接的分析結果。

## (一) 補習對學習成就的影響

目前國內外利用大型調查資料研究學生補習或類似補習行為對學習成就影響的研究已有不少。這些研究的發現並不一致 (Bray 2014; Byun and Baker 2015)。嚴格說來，過往的研究大多用多元線性迴歸為基礎的模型進行分析，並假定補習對學習成就的影響就參與補習者或是未參與補習者而言是同樣的。就後者言，因學生實際上未參與補習，因此研究者是以對補習者的分析結果來推論未參與補習者如果參與補習的話，其補習效果是同樣的。此假定事實上是進一步建立在迴歸分析模型如控制其他可觀察到的變項後，補習者與未補習者在參與補習前的特性或狀態是相同的，故補習的效果並不受到其他未觀察到變項的影響，且學生彼此之間的互動是不會影響彼此學習成就的。

在以上假定下進行的實證研究認為補習此類課外學習對學習成就的影響為何呢？以臺灣歷來的研究為例，大多是發現補習對於不同面向的學習成就是有正面影響的。例如孫清山與黃毅志 (1996) 及陳怡靖 (2001) 分別分析1992年及1997年臺灣社會變遷基本調查社會階層組的資料後，發現接受補習教育越多者，對於升學及教育年數的取得均有正向的影響。較近期如劉正 (2006) 以TEPS資料進行的分析，則顯示國中生課業補習時數與學習成就之間的關係是曲線性的，亦即每週補習超過一定時數，如12小時以上時，學生的學習表現反而會開始下滑。李敦義 (2006) 則以TEPS資料研究補習及國中生是否升學至公立或私立高中，以及進入普通或技職體系之間關係，則發現補習的量有助於升上普通高中及公立學校，也有助於使用推薦及申請入學的管道。此外，近期也有研究者以「臺灣高等教育資料庫」的資料分析補習的效用。如林大森與陳憶芬 (2006) 發現補習對於升大學的學測成績不一定有實質幫

助，而黃毅志與陳俊瑋（2008）則也發現高中學科補習的科目數對於大約學測成績及進入公立大學的機率呈現先升後降的趨勢。

以上臺灣社會學者或教育學者有關補習效果的研究，均在前述假定下進行的。但前述假定的基本問題是所用的分析模型可能無法有效處理補習與否是一種自我選擇的情況，此自我選擇即為一需要控制但卻因缺乏資料而無法納入分析到的變項之一。因此也有研究企圖處理補習為一內生性變項的問題。例如關秉寅與李敦義（2008）以傾向分數配對（propensity score matching，簡稱PSM）的分析方法，處理自我選擇及未觀察變項的問題，其研究結果顯示國三補習數學對參與補習者雖有正面功效，但平均效果不算大。雖然未做進一步的分析，但此研究也發現，如果未參與補習者於國三補習數學的話，其補習的效果有可能比實際在國三補習數學者來得大些（另見Kuan 2011）。此外，關秉寅與李敦義（2010）進一步的研究則顯示國中生補習數學的年數越多，不一定會線性的增加其國三的數學成就。

綜合言之，以臺灣學者利用大型調查資料研究補習對不同面向之學習成就的效果言，中學生的校外補習對於升學至比較好的普通高中或是公立學校有正面的助益，對於學習表現來說，則不一定是補習越多則越好。但如前述，目前這些研究都是在前述假定下進行分析的。如果將補習視為內生性變項，進而處理其他未觀察到之變項對其效果的影響時，補習的正面效果則可能相當有限，且補習者與未補習者的補習效果也可能是不同的，但這類的研究目前並不多。

至於國外亦有研究影子教育的成效者。以美國為例，Becker（1990）評估了23篇研究參與SAT（Scholastic Aptitude Test）課外輔導對SAT成績影響的論文後，認為此類校外課輔的效果十分有限。Becker也指出這些研究並未能適當的處理此類課輔會受到自我選擇這類偏誤影



響的問題。但即使是企圖處理此類問題的研究也顯示SAT校外課輔的作用雖是正向的，但也還是十分有限（Domingue and Briggs 2009）。最近Byun與Park（2012）利用美國比較新的Education Longitudinal Study的資料分析後，則發現美國不同族裔學生使用不同類型之SAT課後輔導的效果並不一致。其中東亞裔的學生使用SAT課後輔導機率較其他族裔來得高，且其效果相對言最大。

至於其他亞洲國家的研究，則如Park、Byun與Kim等人（2011）利用南韓一項中學生長期追蹤資料及多元迴歸模型分析後發現，課後補習對於數學及英文測驗成績有正向效果。Byun（2014）以同樣的資料，但用PSM方法分析後發現課後補習的效果要視補習的方式而定。如果用配對後的樣本來分析的話，只有參加補習班者，才對學生認知能力有些正面影響，但其它用家教、通信課程或是網路課程的，則沒有效果（另見Park 2013）。Kang（2009）則以南韓中學生的出生序為工具變項來控制補習費用此一內生性變項對補習效果的影響。其研究發現，當補習費用增加10%時，學生的測驗成績會增加約1.1個百分位。此發現的效果雖然很小，但卻比用一般線性迴歸得到的結果大得多。Dang（2007）使用越南一項具全國代表性的調查資料，並也用工具變項的策略處理補習費用此內生性變項的問題後，發現補習的花費與學習表現有正向關係。

綜合言之，國內外與補習這類課後輔導且用比較嚴格分析方法的研究顯示，此類校外課輔對於學習成或有正向幫助，但其助益究竟有多大，則不一致。因此參與補習者或因有較長的學習時間，或者學習動機較強，故使補習對學習成就有正向效果（Kuan 2011），但如Bray（1999）所言，影子教育對學習成就的效果往往需視此類學習的內容與方式、輔導的密度、時間長短及時機，學習者與教學者的動機、學習者的類型等因素而定。換言之，補習對否對學習成就有效可能有其異質

性。此外，當研究者將內生性或選擇偏誤等因素納入考量時，因此而發現的補習效果通常會比不納入此類因素的研究發現來得小。更重要的是，大多數分析補習效果的模型，不論是否考量內生性或選擇偏誤等因素，基本上是假定個別學生的補習的效果是不會受到同儕補習行為的影響。例如，PSM的分析即建立在穩定的個體處遇值（stable unit treatment value assumption，簡稱SUTVA）的假定上。SUTVA假定個人的因果效應不會受到其它人是否接受了實驗處遇（treatment）的影響（Rubin 1986）。簡言之，此假定除了預期參與補習者的補習的潛在效果並不會受到其與其它參與者或未參與補習者間互動的影響外，也預期補習的潛在效果也不會受到補習普遍程度大小的影響（Morgan and Winship 2015: 50）。此假定是否合理自很容易被質疑（如Huang 2013），因為前述影子教育或補習的負面影響力，即是認為參與補習者會直接或間接的影響到未參與補習者的學習狀況。因此，即使用PSM等這類企圖處理內生性問題及估計補習潛在效果的方法，也可能因同儕互相影響，致使SUTVA的假定不成立，進而導致其對補習效果的估計偏低。<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> Rubin (1986: 961) 定義SUTVA為“SUTVA is simply the a priori assumption that the value of Y for unit u when exposed to the treatment t will be the same no matter what mechanism is used to assign treatment t to unit u and no matter what treatments the other units receive.”（SUTVA簡言之是一先驗假定，指當個體 u 受到 t 處遇時得到的Y值是不變的，不論是以何種機制分派 t 處遇給個體 u 及不論其他個體接受何種處遇。）此假定中所說的Y是指每個個體接受處遇前後比較得到的潛在結果。通常研究者只能實際觀察到部分個體接受處遇後的結果，以及另一部分個體沒接受處遇的結果，故而無法知道實際接受處遇的個體，如果沒接受處遇的話，其潛在結果為何，也無法知道沒接受處遇者，如果接受處遇的話，其潛在結果為何。因此如SUTVA無法成立的話，不只是實際觀察到的結果，且是潛在結果會受到影響。以個人補習對其學習成就的效果為例，如果其他人補習與否或補習風氣會正面影響個人參與補習前的學習成就的話，則個人參與補習的效果，就會因補習前受他人補習的影響而有較高

此外，目前的研究主要是關注在參與補習者所獲得的學習成效。從潛在效果取向（potential outcomes approach）的角度言，目前的研究只關注在接受處遇者（treated），而沒留意補習對未接受處遇者（untreated）或未參與補習者的影響。這類的研究如同研究補習參與者的效果般，也必須考量到補習風氣的影響，因為參與補習者與未參與者間是會有互動，且彼此間可能互有影響。以下就進一步探討同儕補習風氣對學習成就的可能影響。

## （二）同儕補習風氣及行為對學習成就的影響

由於補習此類校外課輔的補充學習在全世界日益興盛，並得到學界的關注。但如前述，目前的研究主要著重在個人補習行為對其學習成就的影響。很重要但卻仍未有研究探討的議題是補習風氣及他人的補習行為對於個人學習成就的影響。事實上，此一議題可納入長期以來社會學者、教育學者，以及教育經濟學者所關心的同儕效應（peer effects）研究議題中。社會學或教育學界對此議題的關懷至少可追溯至James Coleman等人於1966年提出的Coleman Report。與此議題有關的包括了如班級規模、能力分班、班級或學校性別比例、族群比例、班級學習氛圍等此種班級或學校組成對於學生學習成就的影響。因此，目前雖然學界對於班級或學校補習風氣對於學生學習成就會有何影響尚無研究，但可先就此議題下相關研究的發現作為推論同儕補習風氣及行為之影響力的基礎。以相關的研究發現來說，同儕補習的風氣對於學習成就的影響可以有正向、負向，以及或沒有影響等三個研究假設：

---

的學習成就基準，致使其實際參與補習後的潛在結果比其他先參與補習者來得小。反之，如果SUTVA成立的話，則其參與補習的潛在效果會比較大。

## 1.補習風氣對個人學習成就沒有影響

此假設與SUTVA的假定一致。就目前實證研究的文獻來看，Baker等人（2001）跨國研究顯示各國平均數學表現與參與校外補習比例無關的發現，可說是讓此一補習風氣並沒有影響的假設得到間接支持。但以下是兩個與此對立，且又彼此對立的研究假設。

## 2.同儕補習風氣越盛，則對未參與補習者，乃至於整體的學習成就有正向的效果

此假設是在過往研究發現補習對學習成就有正向作用的前提下，進一步依據兩類同儕效應的研究發現為基礎來推測的。第一類的同儕效應研究為大學生宿舍室友效應的研究。例如Sacerdote（2001）利用美國Dartmouth College是以隨機分派學生入住宿舍的設計上，發現同住室友大一的學業成績（GPA）會正向影響學生自己的GPA。此外，Sacerdote也發現此影響力並非是線性的，其中如室友的GPA是前25%的話，則對學生自己的成績有正向影響，此外，其研究也發現學生自己成績與室友成績高低間有交互作用。Zimmerman（2003）也在另一學校進行類似研究後，發現室友入學時的verbal SAT分數會影響學生自己大一的GPA，且對後來的GPA有累積性的影響力。此類研究雖然是限制在少數同房住宿室友成績表現對學生自己學業表現的影響，但因此類研究接近隨機分派的實驗設計，故其研究發現的可信度頗高，因此如果多數同儕參與補習且補習會增強學習表現的話，不補習者的學習表現有可能會因此而受到正面影響。此推測也可在能力分班的此類研究中找到依據。

過往能力分班研究如以分析調查資料所得到的發現顯示，進入高能力班級者，其學習表現會比在沒能力分班者，或是分至低能力班級者來得好。例如，Gamoran與Mare（1989）分析High School and Beyond的資

料，並控制學校及學生層次的多個變項後，發現能力分班有重要影響力。Mason、Schroeter、Combs與Washington等人（1992）則以實驗設計的方式分派34名表現中等八年級生至高能力的算術班級，其結果是部分接受此實驗學生的學習表現比其高能力同學要來得好。因此，如果同儕補習對他們的學習表現有正面效果的話，則可假設這些補習同學的表現會影響沒補習同學的學習有正面影響力。

### 3.同儕補習風氣越盛，則對班級或學校不補習者，乃至於整體的學習成就有負向的效果

前項假設是建立在兩類研究的發現：一是補習有正面效果，二是同房室友成績好或在高能力分班者會對學生自己學習有正面影響的前提上。但是如果補習有正面效果，不論效果是否有限，班上或學校補習風氣越盛，卻導致教師教學努力或態度，以及學生學習努力及態度有負面影響時（Bray 1999, 2003; Choi and Byun 2015），則班上或學校補習風氣越盛，有可能是對不補習者，乃至全體的學習成就沒有太大作用，甚至是有負面影響的。

以大學生同住宿室友的研究言，Kremer與Levy（2008）的研究假設是同室友對學生自己的影響是透過其生活習慣及偏好，因此他們以室友上大學前喝酒的習慣為指標來進行其研究。其研究結果發現，如室友先前是經常喝酒者，則他們會負面影響男生的GPA，但對女生則無影響。Duncan等人（2005）的研究也有類似的發現。至於，能力分班方面，則也有不少研究指出，能力分班如果沒有其他教學配套如學習內容及進度的加強等，則在高能力班就讀本身並不會有太大效果（見如Kulik 2004的文獻回顧）。此外，Carrell與Hoekstra（2010）研究發現公立小學學生因家庭暴力而導致他們在學校有干擾班上學習行為，且這些家庭

有問題的小學生的確會對同學的成績及行為有負面影響，而男生所受到的同儕負面效應相對於女生言又更大。

從以上同儕效應的負面影響研究可推測，如果同班參與補習者有負面學習行為或態度的話，如上課不專心或打瞌睡等，則其對其他同學的影響也可能是負面的。此外，如果班上參與補習的風氣會負面影響教師教學努力程度或工作態度的話，則也有負面影響未參與補習者的學習狀況。

### （三）如何研究同儕效應？

不論同儕補習風氣對學習成就的影響是正向還是負向的，從量化研究的觀點言，此類效應的研究頗為複雜。一來，即使是在學生自身補習的效果並不會受到其他人是否補習的影響假定下，補習效果的認定已經相當不容易。由於參與補習本身是一種自我選擇的結果，也因此，補習對於已經參與補習者的效果可能與不參與補習者但如果參與補習的話不同。過往大多的研究是應用一般線性迴歸來分析此效果。迴歸分析要能有效評估補習的因果效應的話，必須假定所有會干擾補習行對學習成就之效果的重要變項都已納入分析模型中，且假定參與補習者與未參與補習者在各方面，包括補習前的條件，以及補習後的效果都是一樣的。如果不是所有重要影響因素都納入分析的話，或是如果補習者與未參與補習者在補習前的條件有很大差異及補習效果的差異頗大，則迴歸分析的結果會是有偏誤的（參見Morgan and Winship 2015; Guo and Fraser 2014），且如果補習的效果又不大的話，則偏誤的估計所帶來的推論是不可靠的。

從統計分析的角度言，補習是一種內生變項，且一般分析補習效果



的資料是依據調查而來的觀察性資料（observational data）。如果將補習看成是一種實驗處理（treatment）的話，相對於利用隨機分派受試者進入實驗組或控制組的實驗設計，透過觀察性資料從事補習的因果推論時，可能無法蒐集到足夠的資料來有效的控制參與與未參與補習者在補習前各項條件的差異。例如，如果智力可能正面會影響學生是否參與補習及學習成就，而參與及不參與補習者在智力上有差異，且分析的方法無法有效控制此類未觀察到之變項時，其所推論的因果效果可能會產生過高估計的偏誤。這也是近年來，社會學界從事量化研究者開始重視以更嚴格的分析方法來從事觀察性資料的因果推論（相關文獻回顧，請見Winship and Morgan 1999; Gangl 2010）。這也是一些研究補習的學者使用如工具變項（如Kang 2009）或是傾向分數配對（如Byun 2014; Kuan 2011）的方法來處理此內生變項問題的原因。此外，如果研究者有長期追蹤資料，並每次調查都有補習與否的資訊及學習表現之測量的話，則可用固定效果迴歸分析來控制未觀察變項對補習效果估計的干擾（Halaby 2004）。

當研究同儕之補習效應時，其因果關係的估計有另一種複雜性。此複雜性即是來自學生不論是否補習，因學生間會彼此互動所形成的相互影響力，進而會影響到補習行為及風氣對學生學習成就的估計。Manski（1993）將估計團體成員間的社會互動影響力問題之一稱之為「反影問題」（reflection problem）。此問題的關鍵在於研究者常常無法有效區分兩種社會互動的效果，一是內生性或行為的效果，另一則是外生性或脈絡效果。以補習為例，如果有些學生參與補習，他們的學習表現會影響到其他同學的表現，而這些同學的表現又會反過來影響原先這些參與補習者的表現。這是所謂內生性的問題。此外，如果這些參與補習者的學習表現是與其班上同學父母的社經背景有關的話，這就構成了脈絡效

果。此外，Manski（1993）進一步指出此社會互動的效果又常可能受到其他未觀察到之變項的影響，例如這班同學的學習表現可能是受到未觀察到之教師特質或行爲的影響（另見Manski 2000）。<sup>4</sup>

教育經濟學家爲設法解決估計社會互動影響力的難題，提出了幾種策略，例如將以上同儕的學習成就以過去的學習成就來替代，此即使用 lagged peer variables 的策略；或是找到只影響同儕團體變項，但不直接影響學生個人學習成就的工具變項；或是用多層次模型來區別團體及個人層次的特性，或如有長期追蹤資料，則可使用固定效果模型；或如有團體網路的資料，則可 spatial autoregressive model 等（Lin 2010；另參考Epple and Romano 2011）。但這些策略自各有其所需之假定及限制，以及所需之資料形式。本研究計畫所採用的策略爲多層次分析，以及反事實分析架構下發展出來結合傾向分數及迴歸調整（regression adjustment）的雙重穩健估計模型（doubly-robust estimation）。這些策略在以下「研究方法」一節做進一步的說明。

---

<sup>4</sup> Manski（1993）用以下的模型來表示社會互動的影響力：

$$y_{ir} = \lambda_0 E(y_r | r) + \beta_{10} x_{ir} + \beta_{20} E(x_r | r) + \varepsilon_{ir}$$

如以式中的  $y_{ir}$  代表學生的個別學生學習成就， $x_{ir}$  爲其個人特性。 $E(y_r | r)$  及  $E(x_r | r)$  爲團體之平均成就及平均個人特性。 $\lambda_0$  即爲內生性效果的估計，也就是個別學生成就如何爲其同儕的學習成就所影響。 $\beta_{20}$  則是同儕特性對於個別學生學習成就的脈絡效果估計。如前所言，此模式一般言是無法區別估計  $\lambda_0$  及  $\beta_{20}$  的，也就是反影問題。



### 三、研究方法

#### (一) 使用資料

本研究使用TEPS於2001年及2003年所蒐集同一群國中學生於國一及國三時接受調查追蹤樣本的限制版。<sup>5</sup>TEPS 2003年實際完訪國中學校數為333所，班級數為1,938班，學生數為18,903人。限制版則為隨機抽取90%學校、90%班級中的95%學生（黃瓊瑤 2011）。本研究將研究分析對象限制在公立國中學生。此限制的原因是公立國中學生原則是依照學區入學，並不像私立學校學生事先經過自我及學校的選擇。此外，此研究使用此國中樣本個人、班級及學校層次的資料。使用多層次資料的原因有二：一為必須用此多層次資料來估計學生個人所屬之班級參與補習的普及率；另則因本研究將限制研究對象為就讀國中期間未曾重新分班者。將學生限制在國中三年期間都為同一班者可排除因能力分班造成之另一種同儕效應。此外，為可以多層次分析方法有效估計班級補習風氣的效應，分析樣本進一步限制在各班在9年級的人數仍保持10人（含）以上，經此資料篩選並排除少數變項之遺漏值後，本研究的分析樣本數為3,652人。此分析樣本的國中生屬於67所學校內的257個班級。

#### (二) 分析策略

本研究在國中生學習成就主要是受到班級自己同學補習風氣影響的假定下，主要是用兩種分析策略來瞭解補習風氣對於國中生學習成就的影響。第一種策略是用多層次線性模型（以下簡稱為MLM）來分析，

---

<sup>5</sup> 使用TEPS限制版的授權碼為TBN00017。

第二種策略則是使用以反事實分析架構發展出來的「雙重穩健估計」(doubly-robust estimation, 以下簡稱為DR)分析方法。第一種策略除如同一般線性迴歸分析, 考量學生個人及其家庭背景等的各類變項外, 還加入學生國中班級及學校等兩個集體層次的變項。本研究的多層次分析模型是屬隨機截距模型(random intercept model)。此策略可能有的問題, 就如同一般線性迴歸分析一樣, 由於補習與否並非是隨機分派的, 故可能無法有效控制未觀察到的變項對參與補習及未參與補習者的影響, 且可能將無法有效比較的樣本納入分析比較中。此外, 此種策略分析是假定補習對於實際參加補習者與未參加補習者有同樣效果的假定下, 來估計補習風氣的補習效果。此估計出的效果也是假定對於實際參加及未參加補習者是同樣的, 可稱之為average treatment effect (簡稱為ATE)。

第二種分析策略, 則是以反事實分析架構發展出來的DR分析方法。此分析方法是結合以邏輯迴歸模式估計是否參與補習的模型, 以及使用迴歸調整模型(以下簡稱RA)來估計學習成就的模型。前者模型是針對處理變項(treatment variable)而建立的模型, 在本研究中9年級是否參與補習即為處理變項。後者模型則是針對結果變項(outcome variable)而建立的模型, 本研究的結果變項為9年級時的學習成就。DR分析假定經估計參與補習的邏輯迴歸模式得到傾向分數, 並依照inverse probability weighting (IPW)加權後,<sup>6</sup>則實際參與補習者及未補習者在是否參與補習此變項上就如同是隨機分派, 亦即控制了此估計補習之模式中的共變項的條件下, 兩群體之處理效果(treatment effects), 也就是潛在結果(potential outcomes)是與補習獨立的。然後, 經此加

---

<sup>6</sup> 如以樣本估計是否參與補習得到的傾向分數為 $\hat{p}_i$ , 則估計ATE時, 實際參與補習者是以 $1/\hat{p}_i$ 予以加權, 而實際未參與補習者則以 $1/(1-\hat{p}_i)$ 來加權。

權調整後的資料可以RA模型來估計補習的效果。以本研究而言，RA模型是分別就9年級參與補習者及9年級未參與補習者估計補習的效果（Wooldridge 2010: 915-920）。<sup>7</sup>此種雙重穩健估計方法之所以是雙重穩健，乃因假定此分析使用的分別估計處理變項及估計結果變項的兩個模型中只要有一個是正確的，即可得到不偏的ATE估計（Wooldridge 2010: 930-934）。此分析方法除了可如一般迴歸估計得到如果所有人都參加補習的效果（即ATE）外，也可分別估計實際參與補習者的補習效果（即average treatment effect on the treated，簡稱ATT）。以DR模型分析的優點是除可在反事實架構下如PSM分析估計某一處理變項的因果效應外，RA模型尚可分別估計實際參與及未參與補習者之各共變項對於結果變項的影響為何。本研究是使用Stata 13.1之 `teffects ipwra` 程式來執行此分析策略。<sup>8</sup>

### （三）分析變項

本研究關注的結果變項為代表9年級學習成就的綜合分析能力測驗分數。此變項是將TEPS在學生7年級及9年級時得到之綜合分析能力測驗IRT分數轉換成類似NCE（normal curve equivalent）分數而來。TEPS

<sup>7</sup> 以本研究言，RA估計是先分別分析參與補習者及未參與者之共變項對結果變項的影響，然後就兩種補習狀況中每個個案之結果變項之預測分數的平均數來估計補習者及未補習者的潛在結果（potential outcomes），兩平均數的差異即為ATE的估計。此種迴歸可用kernel estimators或series estimators這類無母數估計方法（nonparametric estimators），Stata所用之smooth treatment-effects estimator，請見teffects aipw中Methods and formulas該節說明（StataCorp 2013）。另見謝雨生、鄭宜仲（2007）從parametric角度對迴歸調整法的說明。

<sup>8</sup> ipwra即表示此估計是inverse probability weighted regression adjustment。

的測驗所得到的分數，除能反映學生一般的學習能力外，也反映了學生在各領域下思考及解決問題的綜合分析能力。測驗的題目包括了語文、自然科學、數學，以及類似智力測驗的題型（楊孟麗、譚康榮、黃敏雄 2003）。本研究轉換此分數的方式為將全部7年級樣本之綜合能力測驗IRT分數標準化後的平均數轉換為50分，標準差則轉換為10分。9年級的IRT分數則為能夠與7年級做比較，同樣依據7年級IRT分數轉換的標準化方式來計算。經資料篩選後，本分析樣本國一時測驗分數的平均數是50.114，標準差是10.017，最低分為14.557，最高分為78.247。因此，以7年級測驗分數平均數及標準差來看，分析樣本與整體樣本相近。9年級時測驗分數的平均數則為56.846，標準差為12.081，最低分為27.105，最高分為91.698。由此可知，本研究分析樣本從7年級到9年級平均學習成就的成長為6.8分左右，但標準差也增加了約2分，表示9年級時學習成就的離散程度較7年級時增加了約20%左右。分析樣本9年級之測驗分數的平均數及標準差也與整體樣本接近。

本研究主要關注的解釋變項有二類：第一類即為國中生自己9年級時是否補習。此變項是DR分析時的處理變項。另一類則為視為共變項且與補習參與有關的變項，包括自己7或8年級補習與否，其班上同學9年級參加補習比例，以及班上同學7或8年級時參加補習的比例。這些變項均由TEPS第二波（2003年）之資料來建構的。從呈現本研究所使用之變項描述統計之表1可知，9年級自己是否補習的比例是56.8%，9年級時班上同學補習的平均比例也是56.8%，班上同學補習比例最低是18.2%，最高則是100.0%。至於7或8年級自己參與補習的比例70.8%，班上同學7或8年級參與補習的平均比例同樣也是70.8%，但班級7或8年級補習最低的比例是27.3%，最高則為100%。由這些補習參與的比例可知，分析樣本中的7或8年級時有7成的人有補習的經驗，而9年級時補習

的比例則略降。以班上其它同學補習風氣言，則不論是9年級，還是7或8年級時在班級層次言，都有頗大的變異。

**表1 本研究分析所使用各變項之描述統計 (N=3,652)**

變項	平均數	標準差	最小值	最大值
9年級綜合能力測驗分數	56.864	12.093	27.105	91.698
7年級綜合能力測驗分數	50.147	10.006	14.557	78.247
9年級參加補習	.568	.495	0	1
7或8年級參加補習	.708	.455	0	1
9年級同班同學參加補習比例	.568	.175	.182	1.000
7/8年級同班同學參加補習比例	.708	.147	.273	1.000
男性	.490	.500	0	1
族群				
閩南	.655	.475	0	1
客家	.134	.341	0	1
大陸各省市	.128	.335	0	1
原住民	.058	.234	0	1
其它	.024	.153	0	1
父母最高教育程度				
國中或以下	.278	.478	0	1
高中職	.388	.487	0	1
五專	.154	.361	0	1
大學	.105	.307	0	1
研究所	.043	.203	0	1
其它	.032	.177	0	1
父母職業類別				
專業（含教師、公務人員、律師、工程師等）	.187	.390	0	1
其它專業或技術人員	.223	.416	0	1
一般事務或業務人員	.074	.262	0	1
買賣或服務工作人員	.085	.279	0	1
生產設備操作及體力工	.175	.380	0	1
其它	.256	.436	0	1
家庭每月收入（新臺幣）				
二萬以下	.090	.286	0	1
二萬至五萬以下	.395	.489	0	1
五萬至十萬以下	.365	.481	0	1

變項	平均數	標準差	最小值	最大值
十萬至十五萬以下	.093	.290	0	1
十五萬至二十萬以下	.033	.178	0	1
其它	.018	.133	0	1
家庭結構				
完整	.800	.400	0	1
單親父親	.052	.222	0	1
單親母親	.079	.270	0	1
其它	.069	.253	0	1
自己的教育期望				
高中 / 職畢業	.150	.357	0	1
專科、技術學院、科大畢業	.188	.391	0	1
一般大學畢業	.237	.425	0	1
研究所	.233	.423	0	1
其它	.192	.394	0	1
父母教育期望				
高中/職畢業	.095	.293	0	1
專科、技術學院、科大畢業	.300	.458	0	1
一般大學畢業	.241	.428	0	1
研究所	.245	.430	0	1
其它	.120	.325	0	1
7年級補習時數				
無	.278	.448	0	1
四小時以下	.255	.436	0	1
四至八小時以下	.253	.435	0	1
八至十二小時以下	.119	.324	0	1
十二小時及以上	.093	.291	0	1
7年級同班同學綜合能力測驗平均分數	50.105	5.442	33.132	64.861
7年級學校學生綜合能力測驗平均分數	50.181	4.756	38.041	59.015
7年級學校學生綜合能力測驗分數標準差	8.534	1.811	4.204	14.129

其它納入分析的共變項則可分成兩類：

1. **學生個人層次**：此類變項包括學生之性別、族群、父母最高教育程度、父母職業類別、家庭每月收入、家庭結構、學生自己的教育期望、父母的教育期望、7年級時補習時數、7年級的綜合能力分析測驗分數。這些學生個人層次的變項涵蓋了學生個人能力、機會及努力等因素

的指標。

**2.班級及學校層次：**此類變項包括了7年級班上同學之平均綜合能力分析測驗分數、7年級時學校之平均綜合能力分析測驗分數，以及7年級時學校綜合能力分析測驗分數的標準差。由於這些變項與班上及學校同學之能力、社經地位等有關，故可看成爲7年級時班級及學校變項之綜合指標。

以上之共變項均由TEPS第一波（2001年）之資料所建構的。表1呈現了以上分析變項之詳細測量或分類，以及其描述統計。

## 四、研究發現

### （一）自己參與補習的效果

本研究以MLM及DR兩種模型來估計9年級時補習對學習成就的ATE（如果所有的人都補習的效果）及ATT（實際參與補習者的補習效果）。表2以重點方式呈現本研究所關注之學生自己補習狀況的變項，以及班上同學補習風氣相關變項對9年級學習成就的影響。

如前述，MLM假定ATE及ATT之估計是相同的。DR的估計則無此假定。表2顯示，不論是MLM或DR的估計，如果是ATE的話，9年級時補習的效果大約是增加0.4分，但只有MLM的估計達到 $p < .05$ 的顯著水準，而DR的估計則是未達此顯著水準。但如是ATT的話，則DR的估計是9年級實際參與補習者會增加約1.1分，且達 $p < .05$ 的顯著水準。因此，以DR的估計結果來看的話，9年級補習的效果有正向選擇（positive selection）的傾向，亦即補習對於實際參與補習者才會有正向效果，但對未參與補習者則可能無效，因此ATE的估計就不顯著了。

表2 學生自己補習及班上同學補習風氣對9年級學習成就的效果  
(N=3,652)

分析模型 <sup>1</sup>	解釋變項	效果估計	估計值	Robust 標準誤差
多層次分析 (MLM)				
	9年級補習	ATE	.396*	.182
	7或8年級補習		-.032	.196
	9年級同班同學補習比例		-1.168	1.511
	7或8年級同學補習比例		.636	1.947
雙重穩健估計 (DR)				
9年級參與補習者	9年級補習	ATE	.399	.372
	7或8年級補習		2.970***	.802
	9年級同班同學補習比例		-2.688	3.608
	7或8年級同學補習比例		-.860	4.728
9年級未補習者	7或8年級補習		-.688	.445
	9年級同班同學補習比例		-3.535	3.170
	7或8年級同學補習比例		3.604	3.860
雙重穩健估計 (DR)				
9年級參與補習者	9年級補習	ATT	1.100*	.460
	7或8年級補習		2.139*	1.008
	9年級同班同學補習比例		-2.367	2.431
	7或8年級同學補習比例		.094	3.006
9年級未補習者	7或8年級補習		-1.669*	.706
	9年級同班同學補習比例		-3.999	4.698
	7或8年級同學補習比例		5.811	5.888

<sup>1</sup>各分析模型均已加入表1所列之共變項於分析中。

\*\*\* p < .001 \*\* p < .01 \* p < .05

此正向選擇的傾向也可在自己7或8年級補習對9年級學習成就的DR模型分析中看出。表2顯示，對9年級時實際參與補習者言，7或8年級參與補習的話，會顯著增加9年級學習成就的ATE約2.97分（ $p < .001$ ），且ATT的估計也大致相近，為2.139分（ $p < .05$ ）。但對於9年級時未補



習者言，則ATE與ATT的分析結果不同。在估計ATE的模式中，如他們7或8年級參與補習的話，其RA的估計並沒達顯著，但是在ATT模式中，則RA估計顯示如果他們7或8年級參與補習的話，則對其9年級學習成就有負面效果。這結果也與前述正向選擇的發現一致。

## （二）同儕補習風氣的效果

依據表2呈現之MLM模型分析的結果顯示，不論是9年級時班上同學補習的比例，或是7或8年級時班上同學補習的比例，都對學生個人9年級時的學習成就沒有顯著影響。DR的分析結果也與MLM的分析結果相近。雖然ATE或是ATT的RA估計所得到之班上同學補習比例的影響力比MLM得到要來得大，但對於9年級參與或未參與補習者言，此影響力均未達顯著，因此班上同學7至9年級參與補習的比例並不會影響學生個人9年級的學習成就。這結果支持了同儕補習風氣不會影響個人學習成就的假設，也支持了SUTVA的假定。

## 五、結論與討論

如果DR的分析可有效控制未觀察到變項，且也比MLM分析結果可深入觀察到補習效果之異質性的話，則本研究依據DR模型分析TEPS之國中生長期追蹤樣本的結果顯示，補習的效果是有自我選擇性的。國中時補習僅對實際參與補習者有正向效果，且此效果似有一定程度的累積性。但對於實際未參與補習者言，如果補習的話，並不一定有效果，甚至可能有反效果。此處補習效果的自我選擇性與Kuan（2011）的發現一致。此外，對實際參與補習者言，7年級至9年級整體補習的正向效

果大約是9年級學習成就標準差的1/4，雖可說是不大，也與過往利用類似方法之研究發現相近（關秉寅、李敦義 2008；Kuan 2011）。但本研究一方面給予過往在SUTVA假定下得到之研究發現給予支持，但另一方面則仍可進一步探索實際參與補習者之補習效果的異質性。如Kuan（2011）的研究發現，以公立國中生及補習傾向分數及其7年級之數學表現分層來看的話，9年級補習數學的效果言就並非線性的，因該研究顯示9年級補習數學對於參與補習之傾向分數較低者或先前數學表現較低者的正面效果均較大些。

此外，本研究顯示補習風氣並不會影響學生個人的學習成就，不論學生是否參與補習。這發現自是與主張影子教育會有負面影響的預期不同。為何補習風氣對個人學習成就沒有影響，未來自需有更多且深入的探究。Baker等人（2001）的跨國比較研究，雖發現各國的補習風氣不會影響該國數學能力的平均表現，但並未進一步解釋為何如此。我們或可從制度及個人層面來推測其原因。從制度面言，其它跨國比較研究提供了一些線索。如Fuchs與Wößmann（2007）分析PISA的跨國資料後，也發現課後補習對學生平均表現並無影響力，但各國制度間的差異大約可解釋25%平均表現的差異。平均表現較高的國家通常有獨立於學校外評量學生最後學習成就的考試制度，以及與此制度相關連之課程及教師聘用的標準化制度。就個人層面言，本研究發現補習是對實際參與補習者有效果，而對未參與者則沒有效果。換言之，可能因參與或未參與者均相當正確的預期了補習對他們的成效，補習風氣本身就沒有作用了。由於此處發現只是臺灣的情況，未來自需進一步探究本研究發現是否適用其它情況相近的東亞社會或東亞以外的社會。

本研究初步開展了補習風氣對學習成就影響的探討，且也顯示了使用反事實分析架構下發展出之研究方法來探討此方面議題的重要性，但

本研究的發現自有其限制。第一、補習的效果可能會依不同補習的科目及參與程度等而有差異。本研究因資料限制，無法進一步限制在特定科目補習或參與程度如補習時數等做更細緻的分析。此種分析自需有更詳盡的資料。第二、雖然TEPS的綜合能力測驗設計方向與當時國中基本學力測驗的原則類似，均為評估國中生習得的基本能力，且不涉及特定教材，但由於TEPS資料未提供接受調查學生9年級時參與基測的結果，故無法得知補習對基測分數的影響效果是否與本研究發現一致。第三、本研究目前是限制在國中學校無能力分班、三年均在同一班，且9年級班級仍有10人以上參與調查的樣本。雖然，此樣本之綜合能力測驗分數與整體樣本相近，但畢竟仍非全體涵蓋各種學習情況及設經背景的樣本。究竟補習在學生經驗之其它學習狀況（如能力分班等）的效果，則是更複雜的議題，也有待未來進一步探究。最後，本研究使用的DR模型雖有雙重穩健估計的優點，但其假定是二者估計模式中只要一個是正確的，則所得到補習或補習風氣的估計是不偏的。但即使本研究因TEPS能提供豐富含過去學習成就等重要共變項，此DR模型仍可能是有問題的，如兩個估計模式都因無法有效納入重要但未觀察到的變項，所以都是不正確的模式。因此，未來如果夠有更好的資料，研究者或可利用其它符合反事實分析架構下分析方法，如固定效果模型等，進一步探索本研究關心的議題。

### 作者簡介

關秉寅，國立政治大學社會學系及亞太研究英語博士學位學程教授。曾長期參與「臺灣教育長期追蹤資料庫」建置計畫，目前擔任「『臺灣教育長期追蹤資料庫』後續調查：教育與勞力市場的連結」計畫主持人。主要研究興趣為教育社會學與社會階層。近期研究領域包括父母教養方式、補習，以及能力分班等對中學生學習成就的影響。

## 參考書目

- 行政院教育改革審議委員會（編），1996，《教育改革總諮議報告書》。臺北市：行政院教育改革審議委員會。
- 李俊仁，2015，〈教育越改革，學生補習越普遍？〉。《教育脈動電子期刊》第3期。<http://pulse.naer.edu.tw/content.aspx?type=G&sid=102>。取用時間：2015年9月11日。
- 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。
- 林大森、陳憶芬，2006，〈臺灣高中生參加補習之效益分析〉。《教育研究集刊》52(4): 35-70。
- 周金城，2004，〈學生的課後輔導、補習與家教情況調查〉。《臺灣教育長期追蹤資料庫》第15期。[http://www.teps.sinica.edu.tw/TEPSNews/TEPS~News\\_015.pdf](http://www.teps.sinica.edu.tw/TEPSNews/TEPS~News_015.pdf)。取用時間：2015年9月11日。
- 孫清山、黃毅志，1996，〈補習教育、文化資本與教育取得〉。《臺灣社會學刊》19: 95-139。
- 陳怡靖，2001，〈臺灣地區高中／技職分 與教育機會不均等性之變遷〉。《教育研究集刊》47: 253-282。
- 黃瓊瑤，2011，〈「臺灣教育長期追蹤資料庫」現況介紹〉。《SRDA學術調查研究資料庫通訊》37: 14-23。
- 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為例〉。《師大教育研究集刊》54(1): 117-149。
- 楊孟麗、譚康榮、黃敏雄，2003，《臺灣教育長期追蹤資料庫心理量報告：TEPS 2001 分析能力測驗〔第一版〕》。臺北市：中央研究院調查研究專題中心。<http://www.teps.sinica.edu.tw/description/>

TestingReport2004-2-10.pdf。取用日期：2014年12月19日。

劉正，2006，〈補習在臺灣的變遷、效能與階層化〉。《教育研究集刊》52(4): 1-33。

謝雨生、鄭宜仲，2007，〈團體比較研究中結構差異的考慮與處理：論迴歸標準化及對數線性消除法的應用〉。頁103-137，收錄於楊文山編，《社會科學計量方法發展與應用》。臺北：中央研究院中山人文社會科學研究所。

關秉寅、李敦義，2008，〈補習數學有用嗎？一個「反事實」的分析〉，《臺灣社會學刊》41: 97-148。

關秉寅、李敦義，2010，〈國中生數學補得越久，數學成就越好嗎？傾向分數配對法的分析〉，《教育研究集刊》56(2): 105-139。

Baker, David P., Motoko Akiba, Gerald K. LeTendre, and Alexander W. Wiseman, 2001, "Worldwide Shadow Education: Outside-School Learning, Institutional Quality of Schooling, and Cross-National Mathematics Achievement." *Educational Evaluation and Policy Analysis* 23(1): 1-17.

Becker, Betsy J., 1990, "Coaching for the Scholastic Aptitude Test: Further Synthesis and Appraisal." *Review of Educational Research* 60(3): 373-417.

Bray, Mark, 1999, *The Shadow Education System: Private Tutoring and its Implications for Planners*. Paris: UNESCO, International Institute for Educational Planning.

\_\_\_\_\_, 2003, *Adverse Effects of Private Supplementary Tutoring: Dimensions, Implications and Governmental Responses*. Paris: UNESCO, International Institute for Educational Planning. <http://unesdoc.unesco>.

org/images/0013/001330/133039e.pdf (Date visited: September 11, 2015).

\_\_\_\_\_, 2009, *Confronting the Shadow Education System: What Government Policies for What Private Tutoring?* Paris: UNESCO, International Institute for Educational Planning. <http://unesdoc.unesco.org/images/0018/001851/185106E.pdf> (Date visited: December 29, 2011).

\_\_\_\_\_, 2014, "The Impact of Shadow Education on Student Academic Achievement: Why the Research is Inconclusive and What Can Be Done about It." *Asia Pacific Education Review* 15(3): 381-389.

Byun, Soo-yong, 2014, "Shadow Education and Academic Success in Republic of Korea." Pp. 39-58 in *Korean Education in Changing Economic and Demographic Contexts*, edited by H. Park & K. Kim. Singapore: Springer.

\_\_\_\_\_ and Hyujoon Park, 2012, "The Academic Success of East Asian American Youth: The Role of Shadow Education." *Sociology of Education* 85(1): 40-60.

\_\_\_\_\_ and David Baker, 2015, "Shadow Education." Pp. 1-9 in *Emerging Trends in the Social and Behavioral Sciences*, edited by R. Scott, S. Kosslyn, and N. Pinkerton. Hoboken, NJ: Wiley-Blackwell.

Carrell, Scott E. and Mark L. Hoekstra, 2010, "Externalities in the Classroom: How Children Exposed to Domestic Violence Affect Everyone's Kids." *American Economic Journal: Applied Economics* 2(1): 211-28.

Choi, Jaesung and Soo-yong Byun, 2015, "The Impact of Shadow Education on Mainstream Education: How Students' Participation in Shadow Education Affects Teachers." Paper presented at the Summer Conference

of the Research Committee on Social Stratification and Mobility (RC28), International Sociological Association, Philadelphia, USA, August 17-19.

Coleman, James S., Ernest Q. Campbell, Carol J. Hobson, James McPartlan, Alexander M. Mood, Frederic. D. Weinfeld, and Robert L. York, 1966, *Equality of Educational Opportunity*. Washington D. C.: U. S. Government Printing Office.

Dang, Hai-Anh, 2007. "The Determinants and Impacts of Private Tutoring Classes in Vietnam." *Economics of Education Review* 26(6): 684-699.

Domingue, Ben and Derek C. Briggs, 2009, "Using Linear Regression and Propensity Score Matching to Estimate the Effect of Coaching on the SAT." *Multiple Linear Regression Viewpoints* 35(1): 12-29.

Duncan, Greg J., Johanne Boisjoly, Michael Kremer, Dan M. Levy, and Jacque Eccles, 2005, "Peer Effects in Drug Use and Sex among College Students." *Journal of Abnormal Child Psychology* 33(3): 375-385.

Epple, Dennis and Richard E. Romano, 2011, "Peer Effects in Education: A Survey of the Theory and Evidence." Pp. 1053-1163 in *Handbook of Social Economics, Vol. 1B*, edited by J. Benhabib, A. Bisin, and M. O. Jackson. San Diego, CA: Elsevier.

Fuchs, Thomans and Ludger Wößmann, 2007, "What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-examination Using PISA Data." *Empirical Economics* 32: 433-464.

Gamoran, Adam and Robert D. Mare, 1989, "Secondary School Tracking and Educational Inequality: Compensation, Reinforcement, or Neutrality?" *American Journal of Sociology* 94: 1146-1183.



- Gangl, Markus, 2010, "Causal Inference in Sociological Research." *Annual Review of Sociology* 36: 21-47.
- Guo, Shenyang and Mark W. Fraser, 2014, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*. Los Angeles: Sage.
- Halaby, Charles N., 2004, "Panel Models in Sociological Research: Theory into Practice." *Annual Review of Sociology* 30: 507-544.
- Huang, Min-Hsiung, 2013, "After-School Tutoring and the Distribution of Student Performance." *Comparative Education Review* 57(4): 689-710.
- Kang, Changhui, 2009, "Does Money Matter? The Effect of Private Education Expenditures on Academic Performance in the Republic of Korea." Pp. 151-164 in *Emerging evidence on vouchers and faith-based providers in education: Case studies from Africa, Latin America, and Asia*, edited by F. Barrera-Orsorio, H. A. Patrinos, and Q. Wodon. Washington, DC: World Bank Publications. <http://siteresources.worldbank.org/EXTDEVIALOGUE/Resources/EmrgingEvidenceVouchers.pdf> (Date visited: December 31, 2011).
- Kremer, Michael and Dan Levy, 2008, "Peer Effects and Alcohol Use among College Students." *Journal of Economic Perspectives* 22 (3): 189-206.
- Kuan, Ping-Yin, 2011, "Effects of Cram Schooling on Mathematics Performance: Evidence from Junior High Students in Taiwan." *Comparative Education Review* 55(3): 342-368.
- Kulik, James A., 2004, "Grouping, tracking, and de-tracking: Conclusions from experimental, correlational, and ethnographical research." Pp. 157-182 in *Can Unlike Students Learn Together? Grade Retention, Tracking, and Grouping*, edited by H. J. Walberg, A. J. Renolds, and M. C. Wang.

Greenwich, CT: Information Age.

Lin, Xu, 2010, "Identifying Peer Effects in Student Achievement by Spatial Autoregressive Models with Group Unobservables." *Journal of Labor Economics* 28(4): 825-860.

Manski, Charles F., 1993, "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem." *Review of Economic Studies* 60(3): 531-542.

\_\_\_\_\_, 2000. "Economic Analysis of Social Interactions." *Journal of Economic Perspectives* 14(3): 115-36.

Mason, DeWayne A., Darline D. Schroeter, Ronald K. Combs, and Karen Washington, 1992, "Assigning Average-achieving Eighth Graders to Advanced Mathematics Classes in Urban Junior High." *Elementary School Journal* 92(5): 587-599.

Morgan, Stephen L. and Christopher Winship, 2015, *Counterfactuals and Causal Analysis: Methods and Principles for Social Research*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Park, Hyunjoon, 2013, *Re-Evaluating Education in Japan and Korea: Demystifying Stereotypes*. New York, NY: Routledge.

\_\_\_\_\_, Soon-yong Byun, and Kyung-keun Kim, 2011, "Parental Involvement and Students' Cognitive Outcomes in Korea Focusing on Private Tutoring." *Sociology of Education* 84(1): 3-22.

Rubin, Donald B., 1986, "Which Ifs Have Causal Answers (Comment on 'Statistics and Causal Inference' by Paul W. Holland)." *Journal of the American Statistical Association* 81: 961-2.

Sacerdote, Bruce, 2001, "Peer Effects with Random Assignment: Results for Dartmouth Roommates." *Quarterly Journal of Economics* 116(2): 681-704.

- StataCorp, 2013. *Stata Treatment-Eeffects Reference Manual: Potential Outcomes/Counterfactual Outcomes: Release 13*. College Station, TX: Stata Press.
- Stevenson, David L. and David P. Baker, 1992, "Shadow Education and Allocation in Formal Schooling: Transition to University in Japan." *American Journal of Sociology* 97(6): 1639-1657.
- Winship, Christopher and Stephen L. Morgan, 1999, "The Estimation of Causal Effects From Observational Data." *Annual Review of Sociology* 25: 659-707.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press.
- Zimmerman, David J., 2003, "Peer e ects in Academic Outcomes: Evidence from a Natural Experiment." *Review of Economics and Statistics* 85(1): 9-23.