

臺灣青少年及青年補習有效嗎？反事實因果推論之檢驗

謝雨生、周孟嫻

臺灣大學生物產業傳播暨發展學系

臺灣青少年成長歷程研究第五次學術研討會

102 年 11 月 28-29 日

中央研究院社會學研究所

一、前言

升學補習為台灣社會長期普遍存在的現象，與青少年的生活有密不可分的關係。儘管台灣已陸續推動了多種教育改革政策，如廣設高中大學、多元入學方案、教科書一綱多本與九年一貫課程，以及即將推動的十二年國教等，但仍無法消弭或減緩學生參與補習的風氣，甚至反而有日益普遍的趨勢(林忠正、黃璀璨 2009)。全台灣補習班的數量不僅持續增加，¹ 參與補習學生的比例也相當高。²

但是，不少研究卻發現：參與補習和沒有參與補習的學生，其平均成績差異不大，因此宣稱參與補習不一定是增加升學考試競爭力的良方(國民中學學生基本學力測驗推動工作委員會 2010；關秉寅、李敦義 2008)。這樣的研究發現顯然與從上述補習班成長和補習風氣普遍性並不相符。這反映了臺灣國、高中學生的補習風氣興盛，與專家學者的分析結果有出入。台灣青少年學生補習到底有沒有效，是值得釐清的問題。

國內補習相關的研究，雖已分別探討了補習階層化、補習策略、補習效果與補習現象變遷等議題，然而卻時常出現不一致的研究結論。(關秉寅、李敦義 2008、2010；于若蓉、羅淇 2003；銀慶貞等 2010；江芳盛 2006；李敦義 2006；林大森、陳憶芬 2006；黃毅志、陳俊璋 2008)。除了各研究所使用的變項測量、統計方法與分析樣本不相同外，過去台灣的補習現象相關研究有下列主要的問題，需要進一步在新的研究中加以解決或克服。

首先，**補習內容的測量**。過去研究在補習內容的測量上並不一致。如測量補習

¹根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，全國已合法立案的補習班由 2001 年的 5,713 家成長到 2010 年的 18,792 家，其中文理類補習班更由 2001 年的 2,470 家成長到 2010 年的 10,213 家(高雄市政府教育局 2010)。

²依據台灣教育長期追蹤資料庫於 2003 年的調查，有 56.3% 的國三學生參加校外補習或請家教，高三學生則有 60.8% 參與補習。林大森與陳憶芬(2006)使用臺灣高等教育資料庫的「92 學年度大一新生」資料進行分析，並發現 2003 年進大學的新生中超過八成的學生高中時期曾參加過補習。

時，將是否參加過校內課業輔導、校外補習、請家教三項加總來予以測量（孫清山、黃毅志 1996；陳怡靖、鄭燿男 2000），主要測量補習種類的多寡，而非真正的補習內容；或直接使用學生於國中或高中三年其間是否曾經參加過補習作為測量（黃毅志、陳俊璋 2008），無法區辨學生究竟是高中三年間均參加補習，還是僅在高中三年級時才參加補習；或使用了高中期間的補習總科目數以測量補習參與，但這樣的測量方式，忽略了學生在高中三年間的補習動態變化與不同科目補習參與的差異（黃毅志、陳俊璋 2008；林大森、陳憶芬 2006；銀慶貞等 2010）。學生有可能是高中三年均參與英文補習，也可能是於高中三年級時才同時參加英文、數學與物理補習，但此類的測量方式卻無法區辨上述兩種截然不同的補習型態。因此，在補習的測量上，除了青少年學生的補習參與外，更要進一步考量其補習內容（特別是補習的科目）與補習的真正動態性，才能真正釐清補習對提昇學生升學競爭力的效果。

其次，**補習效果之結果變項的選取**。過去相關研究在探討補習效果時，所選用的結果變項不盡相同，因而可能導致不一致的研究結論。有以教育年數為探討（陳怡靖、鄭燿男 2000），有以進入普通體系（高中、綜合中學）或技職體系（五專、高職）為分析（李敦義 2006），亦有以升大學的學科能力測驗總分為結果變項（孫清山、黃毅志 1996；林大森、陳憶芬 2006；銀慶貞等 2010），還有以個別科目的測驗 IRT 分數為分析對象。³ 這些不同補習結果變項的選擇，可能是補習效果不一致的原因之一。因此，若要對參與補習的效果進行估計，則應該使用升學考試的分數或分發結果作為結果變項，比較能與升學事實接近。

³ 參與補習的主要目的在於提昇升學競爭力，尤其是加強升學考試中所需具備的能力與技巧。台灣教育長期追蹤資料庫中所用來測量學生各種分析能力的測驗，儘管其測驗內容多是學生在學校接觸過的，但其主要目的在於瞭解學生思考活用知識的能力，且測驗題項多盡量跳脫課程的限制，故此測驗的內容與所受課程限制較多的升學考試並不相同（楊孟麗等 2003）。再加上經過項目反應理論處理過的各種分析能力分數為已控制題項難度、題項鑑別度與猜測機會等干擾因素後的受試者能力估計值，也和真正的升學考試分數有些差異。可能會導致補習效果估計的偏誤。

第三，缺漏資料的處理。過去研究者在進行資料分析時，往往忽略缺漏資料可能產生樣本偏誤的問題。過去台灣的補習研究中常見的缺漏資料處理方法，分別有成對刪除法（pair-wise deletion）（陳怡婧、鄭燿男 2000；江芳盛 2006；林慧敏、黃毅志 2009；林大森、陳憶芬 2006；黃毅志、陳俊瑋 2008）與成批刪除法（list-wise deletion）（關秉寅、李敦義 2008、2010；于若蓉、羅淇 2003；李敦義 2006）兩種。但這兩種傳統的缺漏資料處理方法，有可能導致分析模式參數估計的偏誤，因此更進階的方法，如最大概似法（maximum likelihood）或多重插補法（multiple imputation），常被建議作為改善的處理方法。

然而，在長期追蹤研究中，每個被研究單位都有數波的調查資料。這樣的資料型態，除了會涉及觀察體部份變項資訊遺失的項目無反應（item non-response）問題外，還涉及部分觀察體在某一波或某幾波調查中並無法接受調查，或該觀察體在某一波或某幾波調查中的全部資訊遺失，而導致的波次無反應（wave non-response）問題。上述的處理缺漏資料方式，較適合橫斷面研究或單一波次調查中的項目無反應缺漏資料問題。在波次無反應的缺漏資料問題中，受訪者往往可能因為特定的理由而離開調查，因此波次無反應或樣本流失（attrition）的產生機制並非可忽略的隨機過程，而須將受訪者是否參與某一期調查的背後產生機制納入統計分析的模型之中，故需進一步考量項目缺漏資料或波次無反應缺漏資料問題的樣本選擇性問題。

第四，補習效果的因果推論。目前台灣補習研究多以非實驗法（即觀察研究）的方式進行，因此，經常會受到學生是否參與補習的內生性（endogeneity）⁴ 與自我選擇（self-selection）影響，⁵ 而無法釐清補習的真實效果。參與補習是一種增加學生升學競爭力的策略性行為，學生是否參與補習往往受到其本身條件的個人動

⁴ 內生性意指納入模型中之解釋變數與不可觀察項具有相關性(Wooldridge 2006)。

⁵ 自我選擇指個人會自己選擇某些行為，如是否參與補習，使得行為與否並非是隨機決定(Wooldridge 2006)。

機、教育期望、能力、家庭收入、父母教育程度或對子女教育期望的影響。而這些因素又可能影響學生的成績表現，進而使得研究者無法釐清參與補習的真實效果，而導致具有偏誤的因果效應和不一致的研究結論(Briggs 2004; Dang and Rogers 2008; Domingue and Briggs 2009)。除了少數研究之外（于若蓉、羅淇 2003；銀慶貞等 2010；關秉寅、李敦義 2008、2010；Lin and Lue 2010），⁶ 過去的研究多忽略了自我選擇與內生性對補習效果的干擾，因而可能影響了補習效果的因果推論。

大部分的補習效果之探究，都採用橫斷面資料分析，難以捕捉青少年學生在國中或高中的補習動態性。青少年在國中和高中期間的補習行為為一種動態的歷程，且學生的參與補習行為會依據上一學期補習情形對學期成績的影響，進而決定下一學期的補習行為。學生可能因為補習效果不佳而在下一個學期退出補習，也可能因為補習效果良好而繼續在下一個學期參加補習。在長期追蹤研究的補習效果之探討，自然應該將補習的動態性納入研究的考慮和分析中。為了更加明確的釐清補習對提升升學競爭力的效果，尤其是補習對升學考試結果的影響，補習的動態性之捕捉是必要的，也才能得到真正的補習效果之估計。

然而，工具變數法(Angrist and Krueger 2001)、Heckman 兩階段估計法(Briggs 2004)以及傾向分數配對法 (Rosenbaum and Rubin 1983; Morgan and Winship 2007) 等方法，雖然能處理自我選擇與內生性對補習效果因果推論的干擾，卻僅能處理不隨時間變動 (time-invariant) 自變項的因果推論問題，無法處理隨時間變動 (time-varying) 自變項（或共變項）的影響。同時捕捉補習的動態性，及同時處理不隨時間變動和隨時間變動的共變項對補習效果的影響，以對長期追蹤的青少年補習效果，作出更精確的因果推論之結果。

⁶ 于若蓉與羅淇(2003)在其計量模型中，將補習與否視為內生變數，以檢測補習與升學機率之間是否相關；銀慶貞等(2010)則採用 Heckman 的兩階段估計法 (two-step estimation)，以修正因自我選擇性偏誤而導致的學測成績估計誤差。關秉寅與李敦義(2008、2010)以及 Lin 與 Lue(2010)則藉由傾向分數配對法 (propensity score matching)，處理自我選擇及未觀察變數的問題。

綜合言之，本研究考慮青年和青少年補習的動態性和補習的內容（科目）的差異性，並以升學的分數（基測和學測）和考上的學校特性（公立/私立和國立/私立）作為補習結果探究的結果變項，使用「臺灣青少年成長歷程研究」資料，並考慮青少年和青年補習現象的選擇性和內生性對其效果估計的影響，同時檢視台灣青少年和青年從國中到高中，再到大學之學習過程中補習的效果。基於此，本研究的研究目的有二：

1. 探討青少年（國中階段）和青年（高中階段）的補習效果。
2. 分析青少年（國中階段）和青年（高中階段）的補習內容（科目）的補習效果。

二、文獻探討

（一）、補習效果之經驗研究結果

補習為何對提昇學生的學習成就或升學競爭力有所幫助？首先，補習相對於學校的正式課程，除了讓學生熟悉測驗的格式與相關規定，更強調應考、猜題與解題技巧與背誦記憶口訣的傳授，加上對課程及考題的系統整理，因而能增進學生在升學考試當中的應試能力(Allalouf and Ben-Shakhar 1998; 劉正 2006)。此外，從學習時間和學習效果的觀點來看，根據 Carroll 提出的學習模式理論（model of school learning），學生的學習成就與學生實際的學習時間長短有關(Carroll 1963; Cool and Keith 1991)。而補習延長學生實際的學習時間，因而能提昇學生學習成就或升學競爭力。從夏季學習（summer learning）與水龍頭理論（faucet theory）的觀點來看，學生的學習時間可分為在校學習與非在校學習兩段，在校學習期間所有學生均接受同樣的學校教育、教學，故不同社會背景學生的學習表現沒有明顯差異；相對的，非在校期間，學校教育外的額外教育資源，例如參加校外補習，將能使學生在非在校期間繼續學習成長，因而造成學生間的學業成就差異(Alexander, Entwistle and Olson 2007; Entwistle, Alexander and Olson 1997; Heyns 1978)。

臺灣的補習相關研究之實證結果，雖大致呈現補習在不同面向上對學生學習成就或升學競爭力的幫助，但並無一致的研究結論。部分研究者發現補習對提昇升學競爭力有正向效果(如：孫清山、黃毅志 1996；陳怡靖、鄭耀男 2000；張芳全 2009；林慧敏、黃毅志 2009)，部分研究者發現補習對提昇升學競爭力沒有太大的正向幫助(如：關秉寅、李敦義 2008、2010；林大森、陳憶芬 2006)，甚至另有些研究發現補習過多可能會削弱學生升學競爭力的觀點(如：劉正 2006；黃毅志、陳俊璋 2008；江芳盛 2006)。

國外補習效果的相關研究，也時常出現不一致的研究結論(Dang and Rogers 2008)。日本(Stevenson and Baker 1992)、肯亞(Buchmann 1999)和越南(Ha and Harpham 2005)的研究指出補習對學業成就有正面影響；然而，南韓(Lee, Kim and Yoon 2004)與新加坡(Cheo and Quah 2005)的研究則發現補習對學業成就有負面影響。美國學術能力測驗 (Scholastic Aptitude Test, SAT) 補習效果的相關研究更已超過 30 餘篇(DerSimonian and Laird 1983; Domingue and Briggs 2009; Hansen 2004; Powers and Rock 1999)，儘管多數研究發現補習對增加 SAT 分數有效，但補習 SAT 有多大的效果，始終是各界爭論的焦點。

過去補習效果的研究，由於各研究所使用的變項測量、統計方法與分析樣本均不相同外，且大部分研究更均未控制選擇偏誤與處理偏誤問題對影響效果估計的影響，因此其所獲得的研究結論可能有所偏誤。在使用各種方法控制補習效果研究中的選擇偏誤與處理偏誤問題後，印度(Banerjee et al. 2007)、以色列(Lavy and Schlosser 2005)、日本(Ono 2007)、美國(Briggs 2001; Jacob and Lefgren 2004)、越南(Dang 2007)等國的研究均發現補習對學業成就有正面影響，台灣的相關研究也發現補習對學業成就有正面效果(于若蓉、羅淇 2003；關秉寅、李敦義 2008、2010；銀慶貞等 2010；Lin and Lue 2010)。Hansen(2004)使用完全配對 (full matching) 傾向分數法進行分析，則發現其估計出的補習效果較 ETS 的估計結果大。

(二)、補習的階層化與選擇性

學生是否參與補習往往和家庭的財富或收入有關，父母支付費用供子女參加補習為父母在正式教育體制外的額外的教育投資，以利於學生的學習(Stevenson and Baker 1992)。尤其補習需要相當的費用，遠超過一般公立國、高中的學雜費，因此家庭社會階層或經濟能力是影響學生參加補習與否的重要因素。。從經濟學的觀點來看，父母對子女的教育期望越高，也願意支付越多的時間與金錢來提昇子女的教育程度，而使得父母願意付出遠超過一般公立國、高中學雜費的補習費用令其子女參加補習，以增加其子女於升學考試中的競爭力，進而擁有更好的教育成就。家庭所得收入、父母的教育偏好（taste for education）以及子女教育投資報酬期望等因素，都會增加父母對其子女教育的期望。因此，所得、教育期望與教育投資報酬期望越高以及教育偏好越正面的父母，將更願意支付額外的補習費用，以期望增加子女擁有更好教育成就的可能性(Dang and Rogers 2008)。

埃及(Elbadawy et al. 2009)、日本(Stevenson and Baker 1992)、南韓(Kim and Lee 2010)、土耳其(Tansel and Bircan 2006)和越南(Dang 2007)等各國學者使用具國家代表性之資料所做的實證研究均發現，家庭收入、父母教育程度和居住地區為學生參與補習的重要影響因素，且家庭所得越富裕、父母教育程度越高及居住於都市地區的學生，其補習參與的可能性亦越高。

在臺灣實證研究部份，相關研究也發現學生的家庭社會階層，包括父母教育程度、家庭社經背景以及居住地區會對學生的補習參與造成影響(于若蓉與羅淇 2003；林慧敏與黃毅志 2009；孫清山與黃毅志 1996；陳怡靖與鄭燿男 2000；銀慶貞等 2010；劉正 2006；關秉寅與李敦義 2008)。其中，多數研究發現父母教育程度越高，其子女亦越可能參與校外補習，但劉正(2006)與關秉寅與李敦義(2008)等人的研究卻發現研究所以上學歷的家長，其子女參與補習的可能性反而較低。另外，父親職業聲望地位越高者，學生參與補習的可能性亦越高。至於經濟能力較佳的家庭，

其子女補習亦有較高的補習參與率。在補習參與的城鄉差異上，過去研究則指出居住於都市地區的學生，其參與補習的可能性較高(孫清山與黃毅志 1996；陳怡靖與鄭耀男 2000；劉正 2006；林慧敏與黃毅志 2009；關秉寅與李敦義 2008；于若蓉與羅淇 2003)。

綜合來說，參與補習是增加學生升學競爭力的策略性行為，因此學生是否參與補習往往會受到學生的家庭社會階層、父母對子女教育期望、父母教育程度、居住地區、本身的個人動機、教育期望、能力等因素的影響。上述因素又可能影響學生的學業成就表現，進而補習效果推論的內生性與自我選擇問題，導致具有偏誤的因果效應和不一致的研究結論，因此需要使用適當的因果推論方法來處理補習效果推論的內生性與自我選擇問題 (Briggs 2004; Dang and Rogers 2008; Domingue and Briggs 2009)。

(三)、補習的動態性與效果估計的問題

學生補習參與的動態性與學生補習策略有關。可能有學生國一參與補習，但國二卻不參加補習，但國三又因為感受到升學考試逼近的壓力又再次參與補習；可能也有學生國一、國二皆有參加補習，但到國三時則不參加補習。另一方面，相對於學校的學費，補習費用相當高。父母的所得收入勢必要有一定水準才能持續支付子女每一學期的補習費，因此學生的家庭社會階層的確可能會對學生補習參與的動態性造成影響。即家庭社會階層較高的學生，其亦較可能國一到國三皆參與補習；相對的，家庭社會階層較低的學生，則較可能因為父母所得收入不足的原因而中斷某一學期的補習。Lin 與 Lue(2010)的研究發現國一與國二皆有參加補習的學生，其家庭收入與父母的教育程度皆較僅國一有參加補習者、僅國二有參加補習者以及從未參加過補習者為高。由於補習效果會依學生補習參與的動態性而有所差異(林大森與陳憶芬 2006)。

使用觀察研究資料進行補習效果估計的最大挑戰在於：學生是否參與補習可能是學生自我選擇後的結果，且影響學生是否參與補習的共變項，如學生的個人動機、教育期望、能力、家庭收入、父母教育程度或父母對子女的教育期望，也會對學生的成績表現造成影響，使得「因果效應」或「影響效果」分析時所需要的「焦點變項之狀態或指派與結果變項間獨立」之條件不被滿足，而使得影響效果的估計同時受到「選擇偏誤」(selection bias) 與「處理偏誤」(treatment bias) 的影響，進而使得研究者無法釐清參與補習的真實效果，而導致不一致 (inconsistent) 和不可靠 (unreliable) 的研究結論(Briggs 2004; Dang and Rogers 2008; Domingue and Briggs 2009)。其中，「選擇偏誤」係指由於被研究者是否參與補習受到一些可見與不可見共變項的影響，而造成參與補習者和未參與補習者其背景特性或共變項特徵有差異，進而導致的補習效果估計偏差。「處理偏誤」則指參與補習者與未參與補習者，即使假定個人反事實狀態可以存在的情況下，使其均接受同樣的處理 (treatment)，即均參與補習或均不參與補習，所產生的成績表現和補習效果還是有所差異。亦即原本未參與補習的這群人，即使它們參與補習，所產生的補習效果，與原本就參與補習的那群人所產生的補習效果，還是有所不同。

處理補習效果研究中的選擇偏誤與處理偏誤問題，常見的處理方法有隨機分派實驗法 (randomized experiment)、差異分析法 (difference-in-difference)、工具變數法 (instrumental variable) 與反事實因果推論等方法。首先，Banerjee 等人(2007)即使用隨機分派實驗法將學生隨機分派到實驗組與對照組，以比較接受補習與否所造成的之學習成就的差異效果，然而隨機分派實驗法需耗費大量人力與金錢，且學生並不能被隨機分派去支付補習費用以參加補習，而只能被隨機分派到是否接受免費的補習，這與真實世界的情形並不相同(Dang and Rogers 2008)。其次，計量經濟學中常用的差異分析法，主要藉由準實驗法 (quasi-experiment) 在控制各種無法直接觀察之異質性因素的影響下，比較參與補習(實驗組)與未參與補習者(對照組)的差異中差異，但要找到能與實驗組學生相對應的對照組學生並不容易。第三，計

量經濟學的工具變數法則藉由與補習參與相關但與其他無法直接觀察特性無關的工具變數進行補習效果的估計，然而要找到適當的工具變數並不容易。最後，反事實因果推論下的各種分析方法能調整研究處理變項選擇性效果，能使估計結果更接近真正的補習效果。

另外，為了捕捉補習決策的動態性，在補習選擇影響的修正方法上，也需要使用能考慮動態處理變項（dynamic treatment）的調整方法。青少年的補習與否常受到青少年前一期（或前一學期）學習結果的影響，若僅以三年中有無補習作傾向分數的配對或分層的調整方式，或以三年補習類型作分群的傾向分數的配對或分層的調整方式，都可能產生無法完全捕捉長期資料的補習動態特性，或補習類型分群所導致的各分群樣本數不足和傾向分數的配對或分層的調整方式難以成功配對的研究困難。在諸多追蹤研究上，研究處理變項都是會隨時間變動，而且會影響干擾變項的表現，干擾變項又可能進一步影響新的研究處理變項的反應，也就是研究處理變項和干擾變項都可能隨時間變動，而且相互影響。如果會隨時間變動的干擾變項會影響結果變項和後續的研究處理變項，及前一時間的研究處理變項會影響隨時間變動的干擾變項，則傳統的處理變項的因果效應估計會產生偏誤(Hernán, Brumback, and Robins 2000, 2002; Robins 1986, 1987, 1999; Robins, Hernán, and Brumback 2000)。

青少年的補習具有動態性，因此，若將補習研究處理採取單一的靜態「有無」的處理，顯然並不足以捕捉補習「處理變項」的動態特性。處理機率倒數加權法（IPTW）能針對青少年補習的動態性特徵和選擇性效應的影響進行調整，並降低青少年補習效果的估計偏誤，而能達到青少年補習效果的有效估計。

三、資料來源與分析方法

(一) 資料來源

本研究使用「臺灣青少年成長歷程研究」(簡稱TYP)的J1樣本資料進行分析。「臺灣青少年成長歷程研究」計畫開始於2000年，係以固定樣本每年定期調查方式進行的貫時性追蹤調查。TYP J1樣本是針對當時就讀國中一年級的台北市、台北縣和宜蘭縣的青少年進行追蹤訪問。TYP採「多階層叢集抽樣法」，共抽出40所學校，81班，2696人。J1樣本資料涵蓋國中、高中至大學的學習歷程資料，因此適合於探討國中與高中完整學習歷程的補習效果。

國中到高中的教育進階階段，補習效果的探討中，分析的結果變項有國中升高中中的「基本學力測驗總分」和國中升高中「是否升上公立高中」兩個依變項。剷除此兩依變項有缺漏的受訪者後，共2375人進入分析。高中到大學的教育進階階段則分別探討高中升大學之「學科能力測驗總分」與高中升大學「是否考上國立大學」等兩個依變項。剷除沒有唸高中和此兩依變項有缺漏的受訪者後，高中升大學樣本共825人。國中升高中及高中升大學樣本的變項描述性統計，如表1至表2所示，

(二) 變項測量

本研究所使用的各變項之測量方式，分別說明如下：

1. 依變項

國中基測總分⁷:TYP J1 樣本於國三升高一時所參加「國民中學學生基本學力測驗」的總分，滿分為 300 分。由於 J1 樣本的國三學生可以於一年內參加兩次基本學力測驗，因此，若學生有參加二次的基本學力測驗，則使用第二次基本學力測驗的成績，否則使用第一次基本學力測驗的成績。

⁷ J1 樣本的國三升高中、高職、五專的升學考試已全部整合為一年兩次的基本學力測驗，因此不論學生最後進入高中、高職、五專或未升學，均會接受至少一次的基本學力測驗。

升公立高中：學生國中至高中教育進階的結果，以沒有升上公立高中為對照組。

高中學測總分：學生於高三升大一時所參加「大學學科能力測驗」的總分，滿分為 75 級分。

考上國立大學：學生於高中至大學教育進階的結果，以沒有升上國立大學為對照組。

2. 隨時間變動的自變項

補習參與：詢問學生「你目前有沒有參加校外的補習？」（包含補習班、家教與家教班），有補習者為 1，沒有補習者為 0。

補習科目- 數理科⁸：詢問學生「你目前有補哪幾科？」依據學生的補習科目進行分類，若學生補數學、理化、物理、化學、生物等其中一科，則歸類補數理科。

補習科目- 文科：詢問學生「你目前有補哪幾科？」依據學生的補習科目進行分類，若學生補英文、國文、歷史、地理、公民等其中一科，則歸類於補文科。

學生班級排名⁹：依照學生上一學期的平均成績排名，依照「優等」、「中上」、「中等」、「中後以後」分為 0 至 3 分。分數越低，排名越前面。

學生憂鬱程度：詢問學生「由過去一個星期，你有沒有下列不舒服的情形？不舒服的程度如何？」進行測量，分別有「頭痛」、「孤獨」、「鬱悶或鬱卒」、「失眠不易入睡」、「好像有東西卡在喉嚨」、「感覺身體某些部位虛弱」等六題，以上每題的得分依照「很嚴重」、「嚴重」、「普通」、「有點」、「沒有」分別給 4 至 0 分，最後再將此七題分數加總，即為學生各年的憂鬱程度分數。分數越高，學生憂鬱程度越高。

家庭每月收入¹⁰：為連續變項，以千元為單位。並將家庭每月收入取對數。

父親或母親是否已過世：以沒有過世為對照組（0）。

父母親是否已離婚：以沒有離婚為對照組（0）。

⁸ J1 樣本於學生國二後始開始詢問學生的補習科目。

⁹ 由於 J1 樣本在學生高一時的調查（J1 第四波）執行期間受訪者剛進入高中職就讀，故 J1 樣本未在學生高一時詢問學生的班級排名，且班級排名性質較為特殊，故不適宜進行線性差補。

¹⁰ J1 樣本未在學生高一、高二時詢問學生的家庭每月收入，故 J1 樣本的高一、高二家庭每月收入資料由線性插補得來。

父親職業社經地位¹¹：民意代表、行政主管、企業主管、經理人員與專業人員 5 分，技術員及助理專業人員 4 分，事務工作人員 3 分，服務工作人員、售貨員，技術工、技術有關工作人員、機械設備操作工及組裝工 2 分，農、林、漁、牧工作人員、非技術工及體力工 1 分，無工作者 0 分。若父親已死亡則使用母親的職業社經地位。

3. 不隨時間變動的自變項

高中分組：以文組為對照組（0），理工科者為1。

學生本身教育期望：詢問學生「如果你可以不受任何限制地一直讀書，你希望讀到什麼程度？」以「大學以下教育程度」為對照組（0），大學及以上者為1。

父母教育期望：詢問學生的父母「您認為您的孩子至少應該讀到什麼樣的教育程度？」以「大學以下教育程度」為對照組（0），大學及以上者為1。

學生出生時父、母親年齡：以16歲為中心點，亦即將學生出生時父、母親年齡分別減16。

父、母親教育年數：將教育程度轉變為教育年數，沒受過教育=0、國小=6、國初中=9、高中/職=12、專科=14、大學=16、研究所以上=18。

性別：以女性為對照組（0），男生為1。

手足地位：分為「獨生子女」、「老大」、「排行中間」與「老幺」，以「獨生子女」為對照組（0），老大，排行中間和老幺分別為三個虛擬變項。

居住地都市化：分為「臺北市」、「臺北縣」（新北市）與「宜蘭縣」，以「臺北市」為對照組，臺北縣（新北市）和宜蘭縣則設為兩個虛擬變項。

¹¹ J1 樣本未在學生高一、高二時詢問學生的父親職業社經地位，故 J1 樣本的高一、高二父親職業社經地位資料由線性插補得來。

表 1 TYP J1 國中升高中樣本描述性統計，n=2375

	國一			國二			國三					
	N	%	Mean	S.D.	N	%	Mean	S.D.	N	%	Mean	S.D.
依變項												
升公立高中	899	37.85										
基測分數			161.33	57.32								
補習參與	1386	58.36			1327	57.77			1244	52.38		
補習參與-數理					1258	52.97			1152	48.51		
補習參與-文科					1039	43.75			960	40.42		
補習參與-僅數理					333	14.02			284	11.96		
補習參與-僅文科					114	4.80			92	3.87		
補習參與-數理且文科					925	38.95			868	36.55		
隨時間變動自變項												
班級排名		1.90	1.06			1.86	1.08			1.90	1.08	
憂鬱程度		2.97	3.44			3.04	3.28			4.08	3.66	
父親職業社經地位		2.64	1.38			2.51	1.36			2.41	1.42	
家庭每月收入		4.72	1.48			3.87	0.67			4.01	0.80	
父親或母親死亡	100	4.21			112	4.72			124	5.22		
父母已離婚	246	10.36			271	11.41			298	12.55		
父母失業	71	2.99			141	5.94			307	12.93		
不隨時間變動自變項												
學生教育期望	1113	46.86										
家長教育期望	1404	59.12										
父親教育年數			11.16	3.26								
母親教育年數			10.59	3.14								
出生時父親年齡			14.07	4.82								
出生時母親年齡			10.97	4.13								
性別												
男性	1200	50.53										
手足排行												
獨生子女	126	5.31										
老大	940	39.58										
排行中間	471	19.83										
老二	838	35.28										
居住地												
台北市	926	38.99										
新北市	918	38.65										
宜蘭縣	531	22.36										

⁺ 本表為第一次插補結果的各項描述性統計。

表 2 TYP J1 高中升大學樣本描述性統計，n=825

	國一			國二			國三				
	N	%	Mean	S.D.	N	%	Mean	S.D.	N	%	Mean
依變項											
升國立大學	211	25.58									
學測分數			46.03	11.30							
補習參與	562	68.12			586	71.03			571	69.21	
補習參與-數理					541	65.58			534	64.73	
補習參與-文科					442	53.58			447	54.18	
補習參與-僅數理					144	17.45			124	15.03	
補習參與-僅文科					45	5.45			37	4.48	
補習參與-數理且文科					397	48.12			410	49.70	
隨時間變動自變項											
班級排名			1.25	1.05			1.18	1.04			1.23 1.07
憂鬱程度			3.05	3.33			3.14	3.20			4.12 3.47
父親職業社經地位			2.9	1.37			2.75	1.40			2.65 1.46
家庭每月收入			4.67	1.31			3.97	0.65			4.12 0.81
父親或母親死亡	36	4.36			41	4.97			42	5.09	
父母已離婚	66	8.00			69	8.36			75	9.09	
父母失業	14	1.70			37	4.48			33	3.88	
不隨時間變動自變項											
高中分類											
公立高中	661	80.12									
基測分數			202.01	45.8							
高中分組											
理組	422	51.12									
學生教育期望	574	69.58									
家長教育期望	647	78.42									
父親教育年數			11.83	3.36							
母親教育年數			11.34	3.05							
出生時父親年齡			14.41	4.92							
出生時母親年齡			11.49	4.06							
性別											
男性	402	48.73									
手足排行											
獨生子女	48	5.82									
老大	376	45.58									
排行中間	143	17.33									
老么	258	31.27									
居住地											
台北市	351	42.55									
新北市	268	32.48									
宜蘭縣	206	24.97									

⁺ 本表為第一次插補結果的各項描述性統計。

續表 2 TYP J1 高中升大學樣本描述性統計，n=825

	高一			高二			高三					
	N	%	Mean	S.D.	N	%	Mean	S.D.	N	%	Mean	S.D.
依變項												
升國立大學	211	25.58										
學測分數			46.03	11.3								
補習參與	466	56.48			463	56.12			521	63.15		
補習參與-數理	432	52.36			433	52.48			475	57.58		
補習參與-文科	318	38.55			219	26.55			371	44.97		
補習參與-僅數理	148	17.94			244	29.58			150	18.18		
補習參與-僅文科	34	4.12			30	3.64			46	5.58		
補習參與-數理且文科	284	34.42			189	22.91			325	39.39		
隨時間變動自變項												
班級排名							1.66	1.01			1.58	1.03
憂鬱程度			2.24	2.81			1.92	2.45			3.97	3.47
父親職業社經地位			2.55	2.40			2.73	1.33			2.77	1.57
家庭每月收入			4.27	1.54			4.08	0.57			4.06	0.60
父親或母親死亡	43	5.21			43	2.21			44	5.33		
父母已離婚	80	9.70			116	14.06			126	14.67		
父母失業	19	2.30			23	2.14			78	9.45		
不隨時間變動自變項												
高中分類												
公立高中	661	80.12										
基測分數			202.01	45.8								
高中分組												
理組	422	51.12										
學生教育期望	574	69.58										
家長教育期望	647	78.42										
父親教育年數			11.83	3.36								
母親教育年數			11.34	3.05								
出生時父親年齡			14.41	4.92								
出生時母親年齡			11.49	4.06								
性別												
男性	402	48.73										
手足排行												
獨生子女	48	5.82										
老大	376	45.58										
排行中間	143	17.33										
老么	258	31.27										
居住地												
台北市	351	42.55										
新北市	268	32.48										
宜蘭縣	206	24.97										

⁺ 本表為第一次插補結果的各項描述性統計。

(二)、分析方法

本研究所使用資料也同時存在著項目無反應 (item nonresponse)，和波次無反應 (wave nonresponse) 這兩種缺漏資料問題，若僅針對完整資料觀察體進行分析，則可能產生補習效果的估計偏誤。為避免在分析青少年補習長期效果時，研究資料中的缺漏問題可能對補習效果分析模式參數估計造成的偏誤影響，本研究分別使用「多重插補後刪除法」(multiple imputation, then deletion, MID) 處理變項無反應的缺漏資料問題(Hippel, 2007)，並使用「缺漏機率倒數加權法」(inverse probability missing weighting，IPMW) 處理波次無反應的缺漏資料問題。

本研究的資料分析，除了對長期追蹤資料可能存在的缺漏資料問題，進行必要的修正或調整之外，再加上本研究探究觀察研究之研究處理變項的因果效應(即「補習的效果」)之分析，因此，也需要針對研究處理變項的因果效應（即「補習的效果」）進行調整，以避免可能的偏誤估計。過去研究者經常使用迴歸調整化模型 (regression-adjusted model)，處理具有動態性之研究處理（即補習）因果效應（即補習效果）的推論分析。相較於未調整化模型 (unadjusted model) 僅直接將各受訪者的長期研究處理（如國中三年分別是否參與補習）放入模型估計，而不考慮補習選擇性對補習效果的影響；迴歸調整化模型尚在模型中考量了隨時間變動的共變項與不隨時間變動的共變項對依變項的影響。然而，迴歸調整化模型卻會導致共變項間接效果的過度控制 (over-control of indirect effects) 與共效果分層偏誤 (collider-stratification bias) 等因果推論問題，進而產生有偏誤的估計結果(Sampson et al. 2002; Greenland 2003; Wodtke et al. 2011; Sharkey and Elwert 2011)。

本研究所探究之青少年補習與否，分別考慮國中段和高中段的補習動態，因此，為有效地捕捉各學習階段的補習效果之估計，本研究採用處理機率倒數加權法來處理具有選擇性和動態性之研究處理(即補習)因果效應(即補習效果)的推論分析。

換言之，使用「處理機率倒數加權法」(inverse probability treatment weighting , IPTW) 分析「補習動態」的選擇偏誤修正。使用處理機率倒數加權法的邊際結構模式 (marginal structural models)，調整其可觀察的干擾變項 (measured confounders) 和選擇性偏誤，特別適用於隨時間變動之研究處理的因果效應估計(Sampson, Laub, and Wimer 2006; Fewell et al. 2004; Hong and Raudenbush 2008; Curtis et al. 2007; Hernán, et al. 2006; Robins, et al. 2000; Hernán et at. 2000)。處理機率倒數加權法將研究處理模式所得到的權重，使用於邊際結構模式的估計中。亦即根據權重，將原先的資料創造出一個虛擬的母體 (pseudo-population)；在此虛擬的母體中，研究處理變項已經被轉換為獨立於可觀察的干擾變項，亦即不具有選擇性，因此，可以直接針對虛擬母體進行研究處理變項因果效應的估計。對虛擬母體的處理變項因果效應的分析結果，等同於針對原來的母群體進行加權迴歸分析處理變項因果效應之估計結果。由於，加權迴歸分析的結果等於邊際結構模式的參數，因此，對研究處理變項的估計效果，可以作為研究處理變項的平均因果效應的估計 (Cole and Hernán 2008)。

以國中三年是否參與補習為例，其處理機率倒數加權法的權重計算方式如式(1)所示：

$$TW = P(A_1|C_1, V) \times P(A_2|A_1, C_2, C_1, V) \times P(A_3|A_2, C_3, C_2, V) \quad (1)$$

其中， A 為國中三年是否參與補習， V 為不隨時間變動的共變項， C 則為隨時間變動的共變項，各下標數字為國中的年度。在實際運算上，為改善處理機率倒數權重的常態性，以降低處理機率倒數加權法下模型參數估計標準誤，並增加模型估計的有效性 (efficiency)，處理機率倒數加權法的穩定權重 (stabilized weights) 的計算方式如式(2)所示：

$$\begin{aligned} STW &= \frac{P(A_1|V)}{P(A_1|C_1, V)} \times \frac{P(A_2|A_1, V)}{P(A_2|A_1, C_2, C_1, V)} \times \frac{P(A_3|A_2, V)}{P(A_3|A_2, C_3, C_2, V)} \\ &= [P(A_1|V) \times P(A_2|A_1, V) \times P(A_3|A_2, V)] \end{aligned}$$

$$\times [P(A_1|C_1, V) \times P(A_2|A_1, C_2, C_1, V) \times P(A_3|A_2, C_3, C_2, V)]^{-1} \quad (2)$$

穩定處理機率倒數加權法模型 (stabilized IPTW model) 下虛擬的母體中，由於研究處理變項已經被轉換為獨立於可觀察的干擾變項，亦即不再具有選擇性，因此可直接於穩定處理機率倒數加權法模型中，僅將各受訪者的長期研究處理（即國中三年分別是否參與補習）放入模型，而不需另外放入其他共變項，便能分析處理變項因果效應之估計結果。因此，從式(1)與式(2)可看出在計算穩定處理機率倒數加權法模型時，我們必須先估計出處理機率倒數加權法的穩定處理機率權重 (STW) 於國中三年的分子機率（即 $P(A_1|V)$ 、 $P(A_2|A_1, V)$ 、 $P(A_3|A_2, V)$ ）與分母機率（即 $P(A_1|C_1, V)$ 、 $P(A_2|A_1, C_2, C_1, V)$ 、 $P(A_3|A_2, C_3, C_2, V)$ ），然後再分別算出國中三年的各自權重，最後再將此三年的權重相乘，即可得到本研究的穩定處理機率權重。

同樣的，受訪者是否參與某次的調查，導致波次無反應的缺漏資料問題，往往非隨機產生，而是受到受訪者的特性影響，而具有一定之選擇性。缺漏機率倒數加權法與處理機率倒數加權法相似，藉由算出觀察體於各波樣本出現的機率，以創造出一個虛擬的母體，使得各觀察體於各波出現與否的機率，即是否發生波次無反應缺漏資料問題的機率，已不具選擇性，故樣本可直接進行統計分析，而其結果不受波次無反應缺漏資料問題的影響。

本研究在探討青少年補習效果分析時，需要考慮追蹤觀察研究之研究處理變項（補習）的選擇性和動態性特性，及觀察體的各種可能的缺漏資料情形，故需同時結合處理機率倒數加權法與缺漏機率倒數加權法。

四、青少年補習效果

(一)、國中升高中階段 -- 基測分數

國中升高中的青少年，國一到國三補習參與的未調整化模型、迴歸調整化模型與穩定處理與缺漏機率倒數加權法模型對國一到國三補習參與對基測分數的影響效果估計如表 3 所示。其中，我們將所有穩定處理與缺漏機率倒數權重為前後 5% 的觀察體與之刪除，以避免權重極端值（outlier）對估計結果的不適當影響並改善估計有效性 (Cole and Hernán 2008; Sharkey and Elwert 2011)。

表 3 各種估計模型下的國中補習參與對基測分數的影響效果
(TYP J1 國中升高中樣本，n=2375)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	133.340 ***	1.812	163.909 ***	5.795	132.550 ***	1.950
國一補習	0.318	2.760	-0.801	1.676	3.543	3.026
國二補習	12.244 ***	3.162	3.344	1.933	8.391 *	3.445
國三補習	39.606 ***	2.766	18.494 ***	1.746	40.728 ***	2.968
累積補習效果	52.167 ***	2.595	21.037 ***	1.690	52.661 ***	2.711

根據表 3，國二與國三參加補習均能增加學生的基測分數。其中，國中三年均未參加補習的學生，其平均基測分數為 132.55 分。國一參加補習對學生的基測分數沒有顯著影響，國二參加補習則能增加 8.39 分，國三參加補習則更能增加 40.73 分。國中三年均參加補習的學生的平均基測成績為 185.21 分，高出三年均未參加補習者 52.66 分。¹²

進一步我們檢驗青少年補習的內容（科目）是否會有不同的效果。國一到國三補習內容（科目）對基測分數的影響效果估計如表 4 所示。在經過處理機率倒數加

¹² 這個結果與未調整和迴歸調整的分析結果有些不同。為方便看出其差異，表 3 將三種分析結果都加以呈現出來。不過，本研究之分析結果，以穩定處理與缺漏機率倒數加權法模型為主。

表 4 各種估計模型下的國中補習科目對基測分數的影響效果
(TYP J1 國中升高中樣本，n=2375)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	135.145 ***	1.792	166.168 ***	5.836	137.149 ***	1.882
國一補習	3.351	2.749	0.843	1.659	4.747	2.956
國二補數理	10.125 **	3.477	3.944	2.132	8.488 *	3.799
國二補文科	-2.078	3.159	-3.750	1.956	-6.629	3.557
國三補數理	36.231 ***	3.435	14.818 ***	2.168	35.523 ***	3.789
國三補文科	5.430 ***	3.314	5.479 **	2.038	7.554 *	3.596
累積補習效果	53.060 ***	2.791	21.333 ***	1.807	49.683 ***	2.879

權法調整國中補習內容的動態性與選擇性後，國二與國三青少年，參加數理科補習以及國三參加文科補習均能增加國中學生的基測分數。其中，國中三年均未參加補習的學生，其平均基測分數為 137.15 分，國二參加數理補習能增加 8.49 分，國三參加數理補習則能增加 35.52 分，國三參加文科補習則能增加 7.55 分，且國中三年均參加補習的學生的平均基測成績為 186.83 分，高出三年均未參加補習者 49.68 分。明顯地，青少年國三補習數理科者對基測的影響效果遠高於補文科的效果。

綜合來看，國中青少年參與補習的確增加其應試升高中的基本學力測驗的競爭力，尤其國二與國三參與補習均能提昇學生的基測分數。其中，國二參與補習對基測分數的提昇效果，主要來自於國二參與數理科補習，而國二參與文科補習則對學生的基測分數沒有顯著影響；國三則無論是參與數理補習或文科補習均能夠提昇學生的基測分數，尤其國三參加數理補習平均能增加學生基測分數近 36 分，是影響學生國中升高中升學競爭力的重要關鍵。

(二)、國中升高中階段 - 考上公立高中

除了探討青少年補習對其基測分數的影響外，進一步，我們探討青少年補習對考上公立高中的影響效果。其邏輯迴歸的分析結果呈現於表 5。

表 5 各種估計模型下的國中補習參與對升公立高中的影響效果
(TYP J1 國中升高中樣本，n=2375)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	-1.291 ***	0.083	0.810	0.521	-1.368 ***	0.094
國一補習	-0.116	0.117	-0.186	0.157	-0.033	0.128
國二補習	0.380 **	0.134	0.147	0.179	0.292	0.149
國三補習	1.122 ***	0.116	0.925 ***	0.155	1.209 ***	0.129
累積補習效果	1.387 ***	0.112	0.886 ***	0.153	1.469 ***	0.121

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

如表 5 所示，國中青少年之國一與國二參與補習，對學生是否考上公立高中沒有顯著影響效果，但國三參與補習則能大大提昇青少年學生考上公立高中的競爭力。國三參與補習者考上公立高中的成敗比是國三沒有參與補習者的 3.35 倍 ($e^{1.209}=3.35$)。國中三年均有參加補習者其考上公立高中成敗比是國中三年均沒有參加補習者的 4.34 倍 ($e^{1.469}=4.34$)。顯示國中補習參與能幫助學生升上公立高中的競爭力，尤其國三參與補習是國中學生成功升上公立高中的關鍵。¹³

補習科目對對升公立高中的影響效果，其邏輯迴歸的估計結果列於表 6。國一與國二參與補習的科目對學生是否升上公立高中沒有顯著影響效果，但國三參與數理以及文科補習均能幫助學生增加升上公立高中的競爭力。國三參與數理補習者升

¹³迴歸調整化模型因為對共變項效果的過度控制與共變項分層偏誤等問題，而使得其估計效果小於未調整化模型與機率倒數加權模型的估計效果，主要是因為迴歸調整化模型會產生共變項間接效果的過度控制，導致模型估計結果的偏誤。

表 6 各種估計模型下的國中科目補習參與對升公立高中的影響效果
(TYP J1 國中升高中樣本，n=2375)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	-1.218 ***	0.080	0.965	0.520	-1.164 ***	0.084
國一補習	-0.027	0.116	-0.108	0.153	-0.034	0.124
國二補數理	0.319 *	0.140	0.260	0.185	0.290	0.153
國二補文科	-0.064	0.128	-0.294	0.171	-0.148	0.137
國三補數理	0.897 ***	0.138	0.503 **	0.185	0.890 ***	0.149
國三補文科	0.282 *	0.131	0.531 **	0.174	0.335 *	0.141
累積補習效果	1.407 ***	0.117	0.892 ***	0.161	1.332 ***	0.122

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

上公立高中的成敗比是國中沒有參與數理補習者的 $e^{0.890}=2.44$ 倍，國三參與數理補習者升上公立高中的成敗比是國中沒有參與數理補習者的 1.40 倍 ($e^{0.335}=1.401$)，且國中三年均有參加補習者其升上公立高中的成敗比是國中三年均沒有參加補習者的 3.79 倍 ($e^{1.332}=3.79$)。

五、青年補習的效果

(一) 高中升大學階段 -- 學測分數

青年補習對上大學的學測分數的影響效果估計如表 7 所示。表 7 結果顯示：高中三年參加補習均能增加高中青年上大學的學測分數。其中，國一到高三六年均未參加補習的學生，其平均學測分數為 39.06 分，而國中參與補習對學生的學測分數沒有顯著影響，但高一補習能使學生的學測分數增加 4.65 分，高二補習能增加學生學測分數 6.74 分，高三補習能增加學生學測分數 2.65 分，國中至高中的累積補習效果為 12.20 分，代表國中至高中六年均有參加補習學生的平均學測成績為 51.26 分。

表 7 各種估計模型下的國中與高中補習參與對學測分數的影響效果
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	39.783 ***	0.786	42.157 ***	2.976	39.062 ***	0.843
國一補習	-1.209	0.978	-0.152	0.740	-0.687	1.211
國二補習	-0.938	1.105	-1.126	0.830	-1.394	1.334
國三補習	0.229	0.969	1.282	0.741	0.240	1.123
高一補習	3.919 ***	0.984	2.169 **	0.751	4.652 ***	1.194
高二補習	6.515 ***	1.036	3.442 ***	0.816	6.741 ***	1.292
高三補習	2.695 **	0.888	1.306	0.716	2.649 **	0.975
累積補習效果	11.211 ***	1.073	6.921 ***	0.856	12.201 ***	1.128

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

進一步，為了瞭解國中與高中補習對青年學生學測成績的影響，表 8 使用穩定處理與缺漏機率倒數加權模型，分別單獨估計國中段補習和高中段補習對學生學測成績的影響。根據表 8 的結果，當不考慮高中補習對學測成績的影響時(M1 模式)，國一和國二補習對學生學測成績沒有顯著影響，而國三補習能增加學生學測成績 4.28 分。此外，在 M2 模型中，當不考慮國中補習對學測成績的影響時(M2 模式)，和同時考慮國中補習和高中補習對學測成績(M3 模式)分析結果相似，高一至高三補習參與都對學測成績有正向影響。然而，當同時考量了國中補習和高中補習對學測成績的影響時，國三補習對學測成績的影響，從原先只考慮國中補習效果時的正向效果，轉為對學測成績沒有顯著影響。顯然，上大學的學測成績，只要還是受到高中補習的直接影響。整體而言，國中補習影響上高中的結果，而高中的補習又影響了上大學的結果。

表 8 國中與高中補習參與對學測分數的影響
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	M1		M2		M3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	42.749 ***	0.863	38.243 ***	0.697	39.062 ***	0.843
國一補習	-0.266	1.311			-0.687	1.211
國二補習	0.605	1.440			-1.394	1.334
國三補習	4.283 ***	1.160			0.240	1.123
高一補習			4.294 ***	1.160	4.652 ***	1.194
高二補習			6.423 ***	1.229	6.741 ***	1.292
高三補習			2.509 *	1.006	2.649 **	0.975
累積補習效果	4.623 ***	1.109	13.227 ***	0.932	12.201 ***	1.128

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

國一到高三補習科目對學測分數的影響效果估計，如表 9 所示。高一補數理、高一補文科、高二補數理均能增加高中學生的學測分數，但國二補數理和國三補文科卻會降低學生的學測分數，其中，國二補數理會使學生的學測成績降低 2.43 分，國三補文科會使學生的學測成績降低 2.49 分，而高一補數理能增加學生學測成績 3.35 分，高一補文科能提昇學生學測成績 2.66 分，高二補數理能使學生學測成績提高 6.42 分，高三無論是數理或文科補習則對學生的學測成績沒有顯著影響。

為了瞭解國中與高中補習科目對青年學生學測成績的影響，表 10 呈現了單獨估計國中段補習科目和高中段補習科目對青年上大學學測成績的影響。當不考慮高中科目補習對學測成績的影響時（M1 模式），國一和國二補習科目對青年學生學測成績沒有顯著影響，而國三補數理能增加青年學生學測成績 4.25 分。當不考慮國中科目補習對學測成績的影響時（M2 模式），高一補數理科和高二補數理科都會對學測成績有正向影響，且影響效果係數和同時考慮國中補習科目和高中補習科目（M3 模式）的結果相似。青年補習對上大學的學測影響卻是在高一和高二的補習科目，而不是高三的補習。這和青少年補習對上高中的影響方式很不相同。

表 9 各種估計模型下的國中與高中科目補習參與對學測分數的影響效果
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	40.412 ***	0.756	42.809 ***	2.981	40.597 ***	0.791
國一補習	-0.401	0.984	0.504	0.731	0.805	1.044
國二補數理	-2.000	1.090	-1.534	0.819	-2.430 *	1.211
國二補文科	-0.316	0.974	-0.911	0.744	-0.210	1.077
國三補數理	1.996	1.085	1.907 *	0.817	1.488	1.126
國三補文科	-2.009 *	1.002	-0.523	0.761	-2.488 *	1.072
高一補數理	2.955 **	1.004	1.040	0.791	3.349 **	1.060
高一補文科	2.282 *	1.056	1.719 *	0.767	2.658 *	1.132
高二補數理	6.533 ***	1.061	3.471 ***	0.843	6.420 ***	1.111
高二補文科	-0.614	1.075	-0.234	0.803	-1.101	1.128
高三補數理	2.274 *	0.945	1.222	0.730	1.897	1.084
高三補文科	0.364	0.889	0.317	0.686	0.370	1.012
累積補習效果	11.064 ***	1.178	6.978 ***	0.932	10.757 ***	1.198

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

表 10 國中與高中補習科目對學測分數的影響
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	M1		M2		M3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	43.837 ***	0.806	39.779 ***	0.662	40.597 ***	0.791
國一補習	0.827	1.139			0.805	1.044
國二補數理	0.170	1.264			-2.430 *	1.211
國二補文科	-0.533	1.134			-0.210	1.077
國三補數理	4.248 ***	1.205			1.488	1.126
國三補文科	-1.022	1.134			-2.488 *	1.072
高一補數理			3.145 **	1.062	3.349 **	1.060
高一補文科			1.850	1.145	2.658 *	1.132
高二補數理			6.452 ***	1.148	6.420 ***	1.111
高二補文科			-1.795	1.104	-1.101	1.128
高三補數理			1.921	1.088	1.897	1.084
高三補文科			0.165	1.021	0.370	1.012
累積補習效果	3.691 ***	1.100	11.738 ***	1.051	10.757 ***	1.198

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

(二) 高中升大學階段 - 考上國立大學

國一到高三補習參與對考上國立大學的影響效果估計，呈現於表 11。分析結果顯示：國中參與補習不影響學生是否升上國立大學，但高二參與補習則能幫助學生增加升上國立大學的競爭力。高二參與補習者升上國立大學的成敗比是高二沒有參與補習者的 $e^{0.818}=2.27$ ，但高一和高三補習對學生升上國立大學沒有顯著影響，而國一至高三每年均有參加補習者其升上國立大學的成敗比是六年期間均沒有參加補習者的 $e^{0.883}=2.42$ 。

表 11 各種估計模型下的國中與高中補習參與對升國立大學的影響效果
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	-1.397 ***	0.192	-1.536	0.997	-1.592 ***	0.215
國一補習	-0.318	0.219	-0.303	0.242	-0.262	0.255
國二補習	-0.107	0.263	-0.186	0.287	-0.258	0.296
國三補習	-0.345	0.231	-0.151	0.255	-0.210	0.289
高一補習	0.295	0.227	0.080	0.259	0.459	0.270
高二補習	0.751 **	0.243	0.559	0.274	0.818 **	0.289
高三補習	0.337	0.216	0.131	0.244	0.337	0.269
累積補習效果	0.612 *	0.254	0.131	0.293	0.883 **	0.275

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

至於國一到高三補習對青年學生考上國立大學的影響，如表 12 所示。在 M1 與 M3 模型中，無論考不考慮高中補習對升國立大學的影響，國中補習對學生是否升上國立大學均沒有顯著影響，國中參與補習不但對學生升上國立大學沒有直接效果，亦沒有間接效果。顯然地，青年學生的高中補習是其上大學的直接影響。而國一到高三補習科目對考上國立大學的影響效果，則如表 13 所示。對高中青年而言，國二參與數理補習和國三參與文科補習會負向影響學生考上國立大學，國二參與數

表 12 國中與高中補習參與對升國立大學的影響
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	M1		M2		M3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	-1.118 ***	0.178	-1.887 ***	0.189	-1.592 ***	0.215
國一補習	-0.235	0.243			-0.262	0.255
國二補習	-0.067	0.277			-0.258	0.296
國三補習	0.346	0.263			-0.210	0.289
高一補習			0.323	0.258	0.459	0.270
高二補習			0.680 *	0.280	0.818 **	0.289
高三補習			0.291	0.264	0.337	0.269
累積補習效果	0.045	0.223	1.293 ***	0.234	0.883 **	0.275

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

表 13 各種估計模型下的國中與高中補習科目參與對升國立大學的影響效果
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	未調整		迴歸調整		穩定處理與缺漏 機率倒數加權法模型	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	-1.278 ***	0.183	-1.393		1.003	-1.326 ***
國一補習	-0.241	0.220	-0.197		0.245	-0.057
國二補數理	-0.442	0.259	-0.479		0.282	-0.661 *
國二補文科	0.128	0.230	-0.012		0.259	0.037
國三補數理	0.192	0.262	0.205		0.290	0.197
國三補文科	-0.618 **	0.236	-0.406		0.263	-0.678 *
高一補數理	-0.004	0.238	-0.207		0.267	0.186
高一補文科	0.385	0.238	0.292		0.260	0.501
高二補數理	0.871 ***	0.239	0.715 **		0.265	0.758 *
高二補文科	0.046	0.238	0.094		0.260	0.103
高三補數理	-0.119	0.222	-0.339		0.256	-0.063
高三補文科	0.417 *	0.205	0.458		0.235	0.367
累積補習效果	0.616 *	0.272	0.124		0.316	0.692 *

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

理科補習者考上國立大學的成敗比，較國二沒有參與數理科補習者低 48% ($e^{-0.661}=0.52$)，國三參與文科補習考上國立大學的成敗比，較國三沒有參與文科補習者低 49% ($e^{-0.678}=0.51$)。不過，高二參與數理科補習則能幫助學生增加升上國立大學的競爭力，高二參與數理補習者考上國立大學的成敗比，是高二沒有參與數理科補習者的 2.13 倍 ($e^{0.758}=2.27$)。但高一和高三補習對學生考上國立大學沒有顯著影響。而國一至高三此段學習過程每年均有參加各科補習者其考上國立大學的成敗比，是此六年期間均沒有參加補習者的 2 倍 ($e^{0.692}=2.00$)。

表 14 使用穩定處理與缺漏機率倒數加權模型，分別單獨估計國中段和高中段補習科目對學生升上國立大學的影響。結果顯示：僅考慮國中段補習科目參與對升國立大學的影響時（M1 模式），國三補數理科能正向幫助學生升上國立大學；但同時考慮國中和高中段補習科目參與對升國立大學的影響時（M3 模式），國三補數理科的正向效果消失，但國二補數理和國三補文科的負向效果轉為顯著，且高中段的科目補習對考上國立大學的影響效果，在 M2 和 M3 模式中沒有太大差別。綜合三個模型結果，可發現高二補數理科對考上國立大學的影響效果明顯。

六、討論與結論

本研究考慮青年與青少年補習具有選擇性和動態性，同時也考慮了青少年追蹤研究樣本流失可能產生的樣本選擇性問題，使用了處理機率倒數加權法（IPTW）與缺漏機率倒數加權法（IPMW），針對青少年補習的動態性特徵和選擇性效應的影響進行調整，降低青少年國中段補習效果的估計偏誤，並對長期追蹤資料常面臨的波次無反應問題進行修正，而能對青少年補習效果進行有效估計，並避免傳統迴歸調整化模型對於共變項效果的過度控制，而導致處理效果的低估，以有效了解臺灣青少年在國中階段和青年在高中階段的補習和補習科目對進階教育和考上公私立學校的影響效果。

表 14 國中與高中補習科目參與對升國立大學的影響
(TYP J1 高中升大學樣本，n=825)

	M1		M2		M3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
截距	-1.015 ***	0.181	-1.661 ***	0.185	-1.326 ***	0.218
國一補習	-0.038	0.260			-0.057	0.288
國二補數理	-0.383	0.286			-0.661 *	0.315
國二補文科	-0.002	0.262			0.037	0.286
國三補數理	0.658 *	0.288			0.197	0.309
國三補文科	-0.386	0.257			-0.678 *	0.280
高一補數理			0.028	0.281	0.186	0.301
高一補文科			0.348	0.264	0.501	0.281
高二補數理			0.666 *	0.275	0.758 *	0.293
高二補文科			-0.082	0.269	0.103	0.281
高三補數理			-0.007	0.263	-0.063	0.278
高三補文科			0.215	0.243	0.367	0.256
累積補習效果	-0.152	0.246	1.168 ***	0.272	0.692 *	0.311

⁺ 本表的估計係數與估計標準誤為五次插補的整合結果。

本研究發現國中參與補習，尤其是國三補數理，有助於提昇學生的國中升高中基測分數和升上公立高中的升學競爭力。高中參與補習，尤其是高二補數學，有助於提昇學生的高中升大學學測分數和升上國立大學的升學競爭力。整體而言，國中段的補習對青少年進入高中及公立高中，有顯著地影響效果。而高中段的補習對青年進入大學和考上國立大學有直接的影響效果。本研究中，國中段的補習效果與于若蓉、羅淇(2003)的研究發現一致，但高中段的補習效果與林大森、陳憶芬(2006)的高中生補習效果之研究發現不同。另外，過去的研究發現高中生的補習科目數對學測成績沒有影響（銀慶貞等 2010）或高中數學補習的效果不大（關秉寅、李敦義 2008、2010；Lin and Lue 2010），但是本研究發現不論是國中段或高中段，數理科的補習對進入下一階段的教育都有顯著的影響效果，而文科的補習則比較沒有影響，這反映出補習效果的探討中，對補習內容（科目）性質的區辨是重要的。

另外，本研究在修正補習具有選擇性和動態性的特性，及長期追蹤資料所面臨的波次無反應問題後，發現臺灣青少年與青年的補習對其升學結果都具有正向的影響效果，此研究發現與同樣處理了補習選擇偏誤和處理偏誤問題後的其他國家的補習效果是一致的，這些國家包括印度(Banerjee et al. 2007)、以色列(Lavy and Schlosser 2005)、日本(Ono 2007)、美國(Briggs 2001; Jacob and Lefgren 2004)和越南(Dang 2007)等。這顯示補習對升學的正向影響具有跨文化的一致性。

本研究發現青少年和青年的補習，的確影響其進階教育的機會和考上公立學校的機率，但是國中段的補習直接影響進入高中和公立高中的可能性，而高中段的補習直接影響進入大學和國立大學的機會。特別是數理科的補習對升學競爭力的確有幫助。但是，我們並不因此而提倡青少年和青年的補習，反而，應該檢討為何臺灣青少年和青年需要以校外補習的方式，才能增加其教育機會的競爭力；及思考臺灣的中等學校（包括國中和高中）的教育和考試制度到底要如何設計或改善，才能有效降低臺灣青少年和青年的高比例補習現象。補習可以提昇青少年和青年的教育機會競爭力，而且補習與否具有高度的選擇性，因此，在臺灣青少年和青年補習的普遍現象下，如何影響代間教育與社會流動的差異現象，也值得更多的研究投入。

然而，由於 TYP 僅包含臺北市、臺北縣與宜蘭縣學生的長期追蹤資料，因此在後續的研究可再針對「台灣教育長期追蹤資料庫」的資料進行分析，以更進一步對台灣青少年參與補習能提昇學生升學競爭力的發現，是否能得到全國樣本的支持，有所了解。

總結來說，本研究使用了處理機率倒數加權法（IPTW）與缺漏機率倒數加權法（IPMW）進行補習效果的因果推論，並修正了補習動態性與選擇性對補習效果推論的影響，有效地掌握台灣補習不平等現象的關鍵因素，並提昇補習效果研究結論通則性，對過去研究方式有缺失下的研究結論，提供一種比較真確的臺灣補習效

果的研究結論。

參考文獻

- 于若蓉、羅淇(2003)補習與升學機率：台灣的實證分析。2003 年台灣經濟學會年會論文。台北市：台灣經濟學會。
- 江芳盛(2006)國中學生課業補習效果之探討。臺北市立教育大學學報 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。
- 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。
- 林忠正、黃璀璨(2009)補習文化。人文及社會科學集刊 21(4): 587-643。
- 林慧敏、黃毅志(2009)原漢族群、補習教育與學業成績關聯之研究—以台東地區國中二年級生為例。當代教育研究 17(3): 41-81。
- 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。
- 國民中學學生基本學力測驗推動工作委員會(2010)「2010 年國中基測研發成果」媒體交流茶會新聞稿。2010/12/24 檢自：
<http://www.bctest.ntnu.edu.tw/20101224news.pdf>。
- 張芳全(2009)家長教育程度與科學成就之關係：文化資本、補習時間與學習興趣為中介的分析。教育研究與發展期刊 5(4): 39-76。
- 陳怡靖、鄭燿男(2000)台灣地區教育階層化之變遷：檢證文化資本、社會資本、財務資本論在台灣的適用性。國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學 10(3): 416-434。
- 黃毅志、陳俊璋(2008)。學科補習、成績成現與升學結果—以學測成績與上公立大學為例。教育研究集刊 54(1): 117-149。
- 銀慶貞、陶宏麟、洪嘉瑜(2010)臺灣高中生補習對於升學成績的影響。在全國實證經濟學研討會台北：輔仁大學經濟系 2010/3/31。
- 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。
- 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)國中生數學補的愈久，數學成就愈好嗎？傾向分數配對法的分析。教育研究集刊 56(2): 105-139。
- Angrist, Joshua, and Alan B. Krueger (2001) Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments. *The Journal of Economic Perspectives* 15(4): 69-85.
- Alexander, Karl L., Doris R. Entwistle, and Linda Steffel Olson (2007) Lasting

- Consequences of the Summer Learning Gap. *American Sociological Review* 72(2): 167-180.
- Allalouf, Avi, and Gershon Ben-Shakhar (1998) The Effect of Coaching on the Predictive Validity of Scholastic Aptitude Tests. *Journal of Educational Measurement* 35(1): 31-47.
- Banerjee, Abhijit V., Shawn Cole, Esther Duflo, and Leigh Linden (2007) Remedyng Education: Evidence from Two Randomized Experiments in India*. *Quarterly Journal of Economics* 122(3): 1235-1264.
- Briggs, Derek C. (2001) The Effect of Admissions Test Preparation: Evidence from NELS: 88. *Chance* 14(1): 10-18.
- Briggs, Derek C. (2004) Causal Inference and the Heckman Model. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 29(4): 397-420.
- Buchmann, Claudia (1999) The State and Schooling in Kenya: Historical Developments and Current Challenges. *Africa Today* 46(1): 95-117.
- Carroll, John B. (1963) A Model of School Learning. *Teachers College Record* 64(8): 723-23.
- Cheo, Roland, and Euston Quah (2005) Mothers, Maids and Tutors: An Empirical Evaluation of Their Effect on Children's Academic Grades in Singapore. *Education Economics* 13(3): 269-285.
- Cole, Stephen R., and Miguel A. Hernán (2008) Constructing Inverse Probability Weights for Marginal Structural Models. *American Journal of Epidemiology* 168(6): 656-664.
- Cool, Valerie A., and Timothy Z. Keith (1991) Testing A Model of School Learning: Direct and Indirect Effects on Academic Achievement. *Contemporary Educational Psychology* 16(1): 28-44.
- Curtis, Lesley H., Bradley G. Hammill, Eric L. Eisenstein, Judith M. Kramer, and Kevin J. Anstrom (2007) Using Inverse Probability-Weighted Estimators in Comparative Effectiveness Analyses With Observational Databases. *Medical Care* 45(10): S103-S107.
- Dang, Hai-Anh (2007) The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam. *Economics of Education Review* 26(6): 683-698.
- Dang, Hai-Anh, and F. Halsey Rogers (2008) The Growing Phenomenon of Private Tutoring: Does It Deepen Human Capital, Widen Inequalities, or Waste Resources? *World Bank Research Observer* 23(2): 161-200.
- DerSimonian, Rebecca, and Nan M. Laird (1983) Evaluating the Effect of Coaching on SAT Scores: A meta-analysis. *Harvard Educational Review* 53(1): 1-15.
- 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.
- Elbadawy, Asmaa, Dennis Ahlburg, Ragui Assaad, and Deborah Levison (2009) Private and Group Tutoring in Egypt: Where Is the Gender Inequality? Paper presented at *XXVI IUSSP International Population Conference*, Marrakech, Morocco.
- Entwistle, Doris R, Karl Len Alexander, and Linda Steffel Olson (1997) *Children, schools, and inequality*. Boulder, Colorado: Westview Press.
- Fewell, Zoe, Miguel A. Hernán, Frederick Wolfe, Kate Tilling, Hyon Choi, and Jonathan A. C. Sterne (2004) Controlling for Time-Dependent Confounding Using Marginal Structural Models. *Stata Journal* 4(4): 402-420.
- Greenland, Sander (2003) Quantifying Biases in Causal Models: Classical Confounding vs Collider-Stratification Bias. *Epidemiology* 14:300-306.
- Ha, Tran Thu, and Trudy Harpham (2005) Primary Education in Vietnam: Extra Classes and Outcomes. *International Education Journal* 6(5): 626-634.
- Hansen, Ben B (2004) Full Matching in an Observational Study of Coaching for the SAT. *Journal of the American Statistical Association* 99(467): 609-618.
- Hernán, Miguel A., Babette Brumback, and James M. Robins (2000) Marginal Structural Models to Estimate the Causal Effect of Zidovudine on the Survival of HIV-Positive Men. *Epidemiology* 11(5): 561-570.
- Hernán, Miguel A., Emilie Lanoy, Dominique Costagliola, and James M. Robins (2006) Comparison of Dynamic Treatment Regimes via Inverse Probability Weighting. *Basic & Clinical Pharmacology & Toxicology* 98(3): 237-242.
- Heyns, Barbara (1978) *Summer Learning and the Effects of Schooling*. New York: Academic Press.
- Hong, Guanglei, and Stephen W. Raudenbush (2008) Causal Inference for Time-Varying Instructional Treatments. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 33(3): 333-362.
- Jacob, Brian A., and Lars Lefgren (2004) Remedial Education and Student Achievement: A Regression-Discontinuity Analysis. *Review of Economics and Statistics* 86(1): 226-244.
- Kim, Sunwoong, and Ju-Ho Lee (2010) Private Tutoring and Demand for Education in South Korea. *Economic Development and Cultural Change* 58(2): 259-296.
- Lavy, Victor Chaim, and Analia Schlosser (2005) Targeted Remedial Education for Underperforming Teenagers: Costs and Benefits. *Journal of Labor Economics* 23(4): 839-874.
- Lee, Jong-Tae, Yang-Boon Kim, and Cho-Hee Yoon (2004) The Effects of Pre-Class Tutoring on Student Achievement: Challenges and Implications for Public Education in Korea. *KEDI Journal of Educational Policy* 1(1): 25-42.
- Lin, Eric S., and Yu-lung Lue (2010) The Causal Effect of the Cram Schooling Timing

- Decision on Math Scores. *Economics Bulletin* 30(3): 2330-2345.
- Morgan, Stephen L. and Christopher Winship (2007) *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research*. New York: Cambridge University Press.
- Ono, Hiroshi (2007) Does Examination Hell Pay Off ? A Cost-Benefit Analysis of "Ronin" and College Education in Japan. *Economics of Education Review* 26(3): 271-284.
- Powers, Donald E., and Donald A. Rock (1999) Effects of Coaching on SAT I: Reasoning Test Scores. *Journal of Educational Measurement* 36(2): 93-118.
- Robins, James (1986) A New Approach to Causal Inference in Mortality Studies with a Sustained Exposure Period--Application to Control of the Healthy Worker Survivor Effect. *Mathematical Modelling* 7(9-12): 1393-1512.
- Robins, James (1987) Addendum to "A New Approach to Causal Inference in Mortality Studies with a Sustained Exposure Period--Application to Control of the Healthy Worker Survivor Effect." *Computers and Mathematics with Applications* 14: 923-945.
- Robins, James M (1999) Association, Causation, And Marginal Structural Models. *Synthese* 121(1): 151-179.
- Robins, James M., Miguel A. Hernán, and Babette Brumback (2000) Marginal Structural Models and Causal Inference in Epidemiology. *Epidemiology* 11(5): 550-560.
- Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin, (1983) The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70(1): 41-55.
- Sampson, Robert J., Jeffrey D. Morenoff, and Thomas Gannon-Rowley (2002) Assessing 'Neighborhood Effects': Social Processes and New Directions in Research. *Annual Review of Sociology* 28:443-78.
- Sampson, Robert J., John H. Laub, and Christopher Wimer (2006) Does Marriage Reduce Crime? A Counterfactual Approach to Within-Individual Causal Effects. *Criminology* 44(3): 465-508.
- Sharkey, Patrick and Felix Elwert (2011) The Legacy of Disadvantage: Multigenerational Neighborhood Effects on Cognitive Ability. *American Journal of Sociology* 116(6):1934-81.
- Stevenson, David Lee, and David P. Baker (1992) Shadow Education and Allocation in Formal Schooling: Transition to University in Japan. *The American Journal of Sociology* 97(6): 1639-1657.
- Tansel, AysIt, and Fatma Bircan (2006) Demand for Education in Turkey: A Tobit Analysis of Private Tutoring Expenditures. *Economics of Education Review* 25(3): 303-313.
- Wodtke, Geoffrey T., David J. Harding and Felix Elwert (2011) Neighborhood Effects in

Temporal Perspective: The Impact of Long-Term Exposure to Concentrated Disadvantage on High School Graduation. *American Sociological Review* 76(5): 713-736.

Wooldridge, Jeffrey M. (2006) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Mason, OH : Thomson/South-Western.

