

國中學生課業補習效果之探討

江芳盛*

摘 要

補習在台灣是一個龐大的產業，擁有廣大的市場，尤其是近十年的教改之後，專辦升學的文理補習班不減反增，而且這其中參加補習的主要是在學的中小學生。過去對於補習效果的相關研究文獻頗為常見，但是對於學生參加課業補習時數多寡和學習表現這兩個變項之間，是否為一曲線關係的相關考驗，則相當缺乏。本文使用中央研究院所提供的「臺灣教育長期追蹤資料庫」，針對國中一年級的學生樣本，就補習時數多寡對學習表現的影響程度進行統計分析。研究結果發現，不論是在控制學生的背景變項之前或是之後，課業補習時數和學習表現之間均呈現曲線關係，顯然補習對於學習的影響有邊際效用遞減的趨勢，尤其是在每週補習時數超過 12 小時以上時，學生的學習表現開始出現下滑現象。文章最後就該研究結果加以分析討論，並對學生家長和未來研究提出建議。

關鍵詞：課業補習、國中學生、學習表現、臺灣教育長期追蹤資料庫

* 國立暨南國際大學比較教育學系副教授

國中學生課業補習效果之探討

江芳盛

壹、緒論

補習在台灣是一個龐大的產業，擁有廣大的市場，尤其是最近十年來的教育改革，包括建構式數學、國中基測和高中學科能力測驗、一綱多本、九年一貫課程等政策實施之後，專辦升學的文理補習班反而更為興盛。根據教育部的統計，民國八十五年全國只有 2,600 多家補習班，到民國九十四年已經增加為 14,000 多家。專門辦理升學的文理補習班，更從 900 多家快速增加為 6,500 多家；而且這其中參加補習的對象主要是在學的中小學生（張錦弘，2005）。不容否認的，補習已經成為我國中小學生重要的次級文化之一。事實上，補習是台灣社會中一個很普遍的現象，在強大的升學壓力下，家長紛紛將子女送到補習班，以求其在學業成績上的進步（盧曉娟，1997）。

依據我國補習教育法第三條對於補習教育的定義，「補習教育區分為國民補習教育、進修補習教育及短期補習教育三種」，我們一般所說的補習班即隸屬於短期補習教育，這其中主要又包括課業補習和才藝方面的補習，本文所討論的係以課業補習為限。講到課業補習，一般聯想到的是參加補習班的教學或複習課程，但從學術研究的觀點來看，課業補習除了參加補習班的課程之外，亦須包括私人家教，甚至還應包括學校所提供的課後學業輔導。是以本文對於課業補習的定義便包括了參加校內外課業輔導、補習和家教，以下將不再贅述。

在學校正規課程之後的額外課業補習究竟是否有效果，這一問題的答案不但學生及其家長會在意，學校和教師會關心，就學術研究的觀點來說，也是一個值得探討的問題。從學生的立場來說，補習若是沒有效果，為什麼要耗費這些時間？從家長的立場來說，這牽涉到是否值得花這一筆金錢的問題。從學校和教師的觀點來說，這牽涉到學校的升學率、甚至於是學校效能的問題。除了少數的例外（譬如巫有鎰，1999），台灣本土的實徵性研究（參見下文）大都顯示，補習和學業成績或教育取得(educational attainment)之間具有正相關，或者說，補習對於廣義

的教育成就具有正向的、統計上的顯著影響力。但是本文作者也要提出質疑，是否補習時數越多，對於提升學生的學業成績幫助也越大呢？換句話說，這兩個變項之間是否呈現直線相關呢？對於這樣的質疑，過去的實徵性研究並沒有提供具體的答案，甚至未曾意識到這一問題的存在。有鑑於此，本文擬針對國中學生課業補習的效果這一問題，使用中央研究院所提供的「台灣教育長期追蹤資料庫」（Taiwan Education Panel Study, 簡稱 TEPS）第一波國中一年級學生的資料（張荳雲，2003a, 2003b），透過統計控制進行量化的實徵性研究。

貳、文獻探討

課業補習在台灣是普遍存在的現象，近年來對補習效果之實徵性研究亦不少（例如洪希勇，2004；孫清山、黃毅志，1996；許綺婷，2002；陳怡靖，2004；陳怡靖、鄭耀男，2000；陳雅萍，2004；黃雪萍，2002；楊慧美，2002；羅淇，2003）。不過，這些報告在研究設計上或多或少都存在著一些問題。首先，有些研究的樣本屬於區域性的資料，舉例來說，楊慧美（2002）和許綺婷（2002）的樣本只限於大台北地區；黃雪萍（2002）的樣本來自於台東市區及市郊；陳雅萍（2004）的樣本來自於高雄市；洪希勇（2004）的樣本只限於台東縣，如此自然使得研究結論在推論上受到限制。

其次，有些研究的樣本數偏低，以致統計考驗力不盡理想，例如黃雪萍（2002）的樣本數為 75 名學童；楊慧美（2002）的樣本數為 252 名國三學生；許綺婷（2002）的樣本數為 378 名國三學生。

第三，有的研究雖然沒有上述的問題，但是對於「補習」這一自變項的處理，卻是侷限於「有無補習」的二分變項；或是將補習區分為校內課業輔導、校外補習、聘請家教三類，每一類均以有無的二分變項來處理，完全沒有補過習的得分為 0，三項都參加的得分為 3，以此作為「補習」多寡的測量指標。採用這樣方式來處理的研究報告或論文包括孫清山和黃毅志（1996）、陳怡靖和鄭耀男（2000）、羅淇（2003）。本文作者認為這樣的變項處理方式，並不妥當，因為這種處理方式考慮到的是補習在「種類」上的多寡，而不是真正補習時數的多寡。舉例來說，甲學生一周七天都有參加至少兩小時以上的校外補習，他的補習這一自變項被計算為 1，乙學生參加一天一小時校內課業輔導，星期六請家教上課兩小時，乙學

生的真正補習時數顯然低於甲學生，但乙學生的補習這一自變項卻被計算為 2。簡而言之，這樣的變項處理方式，無法真正估計參加補習時間的長短對於學習效果的影響。至於陳怡靖（2004:182）的論文中，則是以國中三年的時間裏，「什麼時候參加過校外學科補習或請家教」做為補習這一變項多寡的指標，三年都沒有參加的為 0，最高的為 3。本文認為，這樣的處理方式是以「年」做為單位，並無法真正精確掌握學生參加課後補習的時數。

第四，更重要的是，上述的研究還忽略掉一個問題，那便是補習的時數長短是否和學習表現呈現直線或是曲線相關的問題。如果假定補習的時數和學習表現之間呈現的是直線正相關，那麼便是假定補習時數越多，學習成績會越好。然而，每個人一天只有 24 小時，這是固定的；從學習心理學的觀點來說（請參考 張春興，1996:230-239），學習之後必須要有一段的時間加以沈澱，才能夠吸收並且內化成為可以應用的知識。補習的時間越多，休息的時間越少，沈澱和內化所學到的知識的時間便越少。因此合理的推論應該是若耗費太多的時間一直在補習，補習的效果應該會呈現邊際效用遞減的趨勢；過度的、長時間的補習可能讓學生耗費過多體力、產生倦怠，甚至對課業和學習出現反感，使得補習出現負面的效果。換句話說，補習時數的多寡和學習表現這兩個變項間合理的關係應該是曲線相關，而不是直線相關。

參、研究方法與設計

一、研究假設

從前面的敘述可以得知，本文主要的研究重點有二，首先要探討補習時數和學習表現兩者之間是否為曲線關係；其次要檢測補習時數的多寡對於學生學習表現的影響。這兩個研究重點也正是本文的研究假設所在，具體而言，從第一個研究重點衍生而來的研究假設為「補習時數和學習表現之間存在著曲線相關的關係」；從第二個研究重點衍生而來的研究假設可以簡要地述寫為「補習時數的多寡對於學生學習表現有影響」。然而，如果第一個研究假設被推翻，第二個研究假設便應該改成為「學生的補習時數越多，學習表現越好」的單側考驗，因為前面所引用有關補習效果的相關研究文獻顯示，補習和學習表現之間存在著正相關。但是，如果第一個研究假設成立的話，就不再是單側考驗的問題了。

二、控制變項

由於本研究想要考驗的是補習時數的多寡對於學生學習表現的影響，而不單只是檢測這兩者之間的零級相關(zero-order correlation)，因此，對於同時會影響學生補習時數多寡和學習表現的背景變項便應透過統計的方法加以控制，也就是要排除背景變項對於依變項的影響(請參考 Glass & Hopkins, 1984:130-2)。在回顧和歸納相關文獻之後，會同時影響學生補習以及學習成就的重要背景變項可以臚列如下：

1. 家庭社經地位

家庭社經地位（包括父母的教育程度及家庭收入）愈高，越有能力對其子女提供各種教育資源，以幫助子女的學習，進而有利於子女的教育成就，所能提供的教育資源其中當然包括課後補習的機會在內（巫有鎰，1999；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖，2004:224-5；陳怡靖、鄭耀男，2000；謝孟穎，2003；Stevenson & Baker, 1992）。

2. 族群

以台灣的主要族群來分類，研究顯示閩南人、客家人、外省人和原住民的學業成就不同，所提供給子女的教育資源也不同（陳怡靖、鄭耀男，2000）。特別是偏遠地區的原住民，不但缺乏經濟的能力，居住的地區也沒有補習班；再者，原住民子女的學業成就在四大族群中也長期處於劣勢的地位（巫有鎰，1999）。因此，族群這一變項便須要加以控制。

3. 城鄉地區

在台灣由於城鄉的差距，教育機會的分配並不公平，補習班通常位於都市和城鎮地區，尤其是聚集於幾個重要的大都市裏；而鄉下地區則否，特別是在偏遠的鄉下地區，甚至根本找不到補習班的蹤影。其次，都市地區的學生具有比較高的家庭社經地位，家長不但有比較多的財力提供其子女課後補習的機會，也比較重視子女的教育。在這樣的情況之下，很自然的，最後呈現出來的結果便是在都市化程度不同地區的學生，其補習機會和學業成就便有差異（請參考 孫清山、黃毅志，1996；張善楠、黃毅志，1999）。因此，城鄉地區（也就是都市化程度）這一變項便也應加以控制。

三、資料來源

本文所分析的資料是「臺灣教育長期追蹤資料庫」中第一波(2001)公共使用版的國中學生和家長資料電子檔(張荳雲, 2003a), 有關資料的收集和相關說明可參考張荳雲(2003b)的報告, 學生和家長問卷則可分別參見張荳雲(2003c)和張荳雲(2003d)。採用這一由包括中央研究院、教育部和國科會在內的政府部門所主辦的教育調查研究資料庫, 具有下列幾個優點:

1. 兼顧臺灣地區的城鄉分配, 讓所抽取的樣本具有全國代表性(張荳雲, 2003b:8), 學生樣本數若未經加權, 總共為 13,867 人, 並且是專為教育研究而設計和收集的資料庫。
2. 學生家長問卷資料填答後, 還有一道調查訪談員事後查証的手續, 以確保資料的正確性(張荳雲, 2003b:5-6), 這是一般教育研究採用調查研究法時, 所沒辦法做到的。
3. 前面所回顧的幾個採用全國性樣本資料所發表的研究報告, 例如孫清山和黃毅志(1996)、陳怡靖和鄭耀男(2000)、羅淇(2003), 其資料庫對於補習只區分有無參加, 沒有更進一步的問到參加課後補習的時數, 但是本資料庫則有提供這一變項, 因此能夠針對本文所要探討的研究問題進行統計考驗。

四、變項測量

1. 依變項－學習表現

本研究的依變項是採用 TEPS 中「綜合分析能力」測驗的 IRT(Item Response Theory)分數, 基本上, TEPS 的綜合分析能力測驗包括以下兩個重要的特點。首先, 在測量原則方面, 整個能力測驗是要測試學生透過分析、推理來解決問題的「能力」, 而非可以背誦的「知識」。其次, 在測量內容的設計上, 是以多種題材去評量學生綜合分析的能力, 這些測量題材包括一般推理、科學、數學和語文(張荳雲, 2003b:4-5)。簡而言之, 該測驗是要測量學生解決問題的能力, 並不是一個學科成就測驗。

在統計的實際操作上, 本研究所使用的依變項是 V1.0 版(也就是比較舊的版本)這一資料庫的「all3p」, 至於其它的自變項或是控制變項則是採用 V2.0 版的資料。最主要的原因是本研究者處理資料的過程中發現, V2.0 版的「w1all3p」(相當於舊版本資料庫的 all3p)呈現不太尋常的分配型態, 不若 V1.0 版的「all3p」這一變項所呈現的常態分配; 而依變項符合常態分配乃是變異數分析(ANOVA)

以及多元迴歸分析(multiple regression analysis)的重要前提 (Hinkle, Wiersma, & Jurs, 1988:346; Glass & Hopkins, 1984:141)。經過和實際負責建置該資料庫的中央研究院助研究員楊孟麗女士(私人通訊, 2005)聯繫之後, 本研究接納其建議, 採用 V1.0 版的「all3p」這一變項。

2. 自變項

本研究的核心自變項是「學生參加校內外課業輔導、補習或家教的時數」(簡稱補習時數, 在資料庫中的代號為 w1s108a), 出自國中學生問卷中的第 1-8 題, 題目的原文為:

「目前你每星期總共花多少時間參加校內外課業輔導、補習或家教？」

- (1) 都沒有參加
- (2) 不到 4 小時
- (3) 4 到 8 小時(不含 8 小時)
- (4) 8 到 12 小時(不含 12 小時)
- (5) 12 小時以上

從題目中可以發現, 回答的選項中是以四小時為一個級距, 因此可以算是等距變項。但嚴格來說, 此變項並不是學生參加課業補習的「時數」, 而是依補習時數由少到多做為區分的「組別」。

3. 控制變項

本研究使用的控制變項包括家庭社經地位、族群和城鄉地區(也就是都市化程度), 這些都是關於學生的背景變項, 不但和學生的補習時數有相關, 也和學生的學習成就有相關, 因此須要加以控制, 才能在排除其干擾之後, 估計核心自變項對依變項的影響程度(請參考 Cohen & Cohen, 1983:120-3)。以下就這些控制變項在資料庫中的代號和來源加以敘述。

家庭社經地位分別有學生的父親教育程度(w1faedu)、母親教育程度(w1moedu)、和家庭的每月總收入(w1p515)三個變項。族群(w1faethn)則是依據學生的祖父是哪裏人作為分類的依據, 族群類別包括本省閩南人、本省客家人、大陸各省市、原住民和其他, 由於這一變項是屬於類別變項, 因此統計中以虛擬變項來處理。這些題目都是來自國中家長資料庫。

至於城鄉地區則是來自國中學生資料庫的「城鄉地區分層別」(w1urban3)這一變項, 1 代表鄉村, 2 代表城鎮, 3 代表都市, 所以也可以說這一變項是代表學

生所居住地區的都市化程度¹。

五、統計方法

本研究不但要探討補習時數和學習表現兩者之間是否為曲線關係，而且也要檢測補習時數的多寡對於學生學習表現的影響，因此在統計方法上，針對第一個研究假設將使用單因子變異數分析(one-way ANOVA)，特別是要觀察不同補習時數的組別，在依變項上的平均數分配圖形。針對第二個研究假設將使用多元迴歸分析，以觀察控制背景變項後，補習時數對於學習表現的影響。

此外，本研究所關心的並非描述統計，故對於變項並未加權處理。另外，由於「族群」這一變項劃歸為「其他」(N=144)和「未填答」(N=858)者不在少數，「其他」和「未填答」究竟應該屬於那一個族群，並不明確，但是如果一律將之列入系統遺漏值則會喪失該個案之其它可用資訊，為了避免此一缺憾，因此，本研究在虛擬化的過程中，將此二者合列為其他，並且做為對照組，以和閩南、客家、外省人和原住民這四個族群對照之用。

肆、研究結果與討論

初步的探索性資料分析顯示，家庭的社經地位越高，國中學生補習的時數也越多，尤其是從每月家庭收入的觀點來看，更是如此。至於父親和母親的教育程度方面，大致而言，父母的教育程度越高者，其子女補習的時數也越多；但子女補習時數最多者則是落在「專科、技術學院或科技大學」這一層級，到了父母親的教育程度為「一般大學」和「研究所」這一階段時，則子女的補習時數反而有下降的趨勢。

在城鄉差距方面，越都市化地區的學生，補習的時數則越多。至於在族群方面，則以大陸各省市人為最高，本省閩南人居次，再來為本省客家人，接著為其他，最低為原住民。由於這些描述統計並不是本研究的重點，僅在此略加敘述，以凸顯這一資料庫所獲得有關補習的背景變項之調查結果，和過去的相關研究結論大致上是一致的。

¹ 理論上而言，這一變項本屬類別變項，故應以虛擬變項來處理。但是若從都市化程度的觀點來看，則可以視為次序變項；此外，經過初步的探索性研究發現，這一變項不論是和補習時數或是和學生的學業成就都呈現直線正相關，因此便保留原來的編碼(coding)，而不加以虛擬化。

一、補習時數和學習表現是否為曲線關係

接下來是針對第一個假設—「補習時數和學習表現兩者之間是否為曲線關係」—的研究結果。表 1 呈現的是各組不同補習時數學生在學習表現上的平均數和標準差等描述統計量數；圖 1 呈現的是按照表 1 的數據，將不同補習時數學生在學習表現上的平均數所繪出的曲線圖。這些數據和圖形清楚的顯示，在未控制任何變項之前，補習時數和學習表現之間乃是一曲線關係。單因子變異數分析結果顯示，各組之間的差異達顯著水準 ($F=179.38, df=4, \alpha < .001$)；事後比較亦顯示，任何相鄰兩組之間的差異至少均達統計上 $\alpha < .01$ 的顯著水準。

表 1 不同補習時數組別學生的平均學習表現

補習時數（組別）	樣本數	all3p平均數	標準差
1. 都沒有參加	3,895	-.267	.976
2. 不到4小時	3,539	-.077	.934
3. 4到8小時(不含8小時)	3,472	.198	.873
4. 8到12小時(不含12小時)	1,793	.292	.906
5. 12小時以上	1,168	.156	.906
總 計	13,867	.006	.949

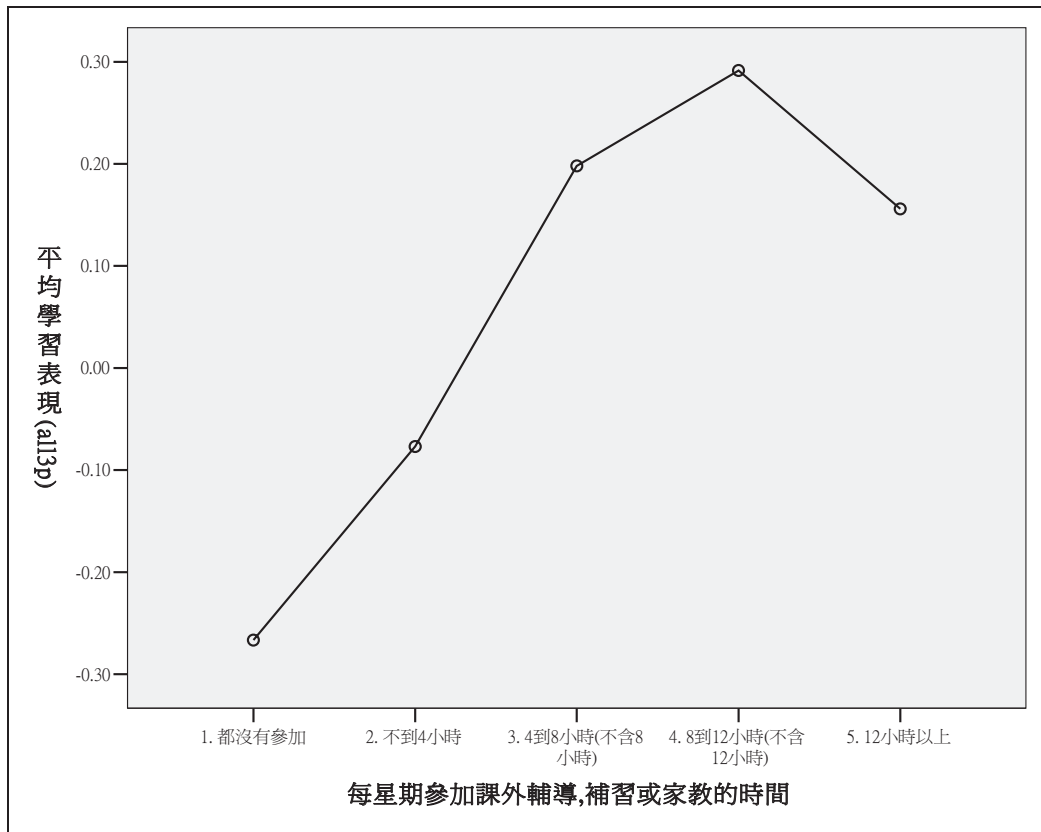


圖 1 不同補習時數學生的學習表現平均數曲線圖

二、補習時數多寡對於學習表現的影響

上述 TEPS 的實徵性資料顯示，補習時數和學習表現之間為曲線關係，因此，對於第二個研究假設－「補習時數多寡對於學生學習表現的影響」，便不再是「學生的補習時數越多，學習表現越好」這樣單側考驗的問題。至於要回答「補習時數多寡對於學生學習表現的影響」這一問題的同時，我們也要問，這樣的曲線關係是否會因為將學生背景變項加以控制之後，而有所改變？畢竟，如果我們沒有將既會影響學生補習時數、也會影響學生學習表現的背景變項加以控制的話，便無法排除「補習對於學習表現的影響，實際上乃是由於這些背景變項所造成的結果」的可能性，也就是無法排除混淆變項(confounding variable)所造成的效果(請參考 Cohen & Cohen, 1983:96-7, 120-3)。

如前所述，本文使用多元迴歸分析的方法，將背景變項加以統計控制，再觀察補習時數對於學習表現是否仍然具有統計上的顯著影響。由於補習時數和學習

表現之間是二次方的曲線關係，因此在迴歸方程式中便須要增加一個二次方項。表 2 的模型一顯示的是背景變項尚未控制之前，補習時數對於學習表現的影響程度，也就是迴歸係數（包括一次方和二次方項）；模型二則是在模型一之外，再加上背景變項，而我們真正關心的是，在模型二中，當控制了背景變項後，補習時數是否仍然對學習表現具有顯著的影響力，並且觀察前述的曲線關係是否仍然存在。

表 2 補習時數和背景變項對學習表現影響的迴歸分析

自變項	模型一	模型二
	B(beta)	B(beta)
補習時數(一次方)	.437(.579)***	.275(.366)***
補習時數(二次方)	-.052(-.390)***	-.032(-.246)***
父親教育程度		.154(.175)***
母親教育程度		.165(.160)***
家庭月收入		.082(.089)***
本省閩南人		.449(.213)***
本省客家人		.369(.126)***
大陸各省市		.405(.136)***
原住民		-.144(-.027) †
城鄉地區(都市化)		.121(.079)***
常數	-.678	-1.951
樣本數	13,867	12,380
R ²	.047	.216

†<.10, ***p<.001

表 2 中模型二的數據顯示，在控制其它背景變項之後，補習時數的二次方項仍然是達到統計上的顯著水準，換言之，補習時數和學習效果的曲線關係仍然是存在的，並沒有因為加入其它背景變項而消失。根據表 2 的多元迴歸分析資料，在控制其它背景變項之後，單就補習時數對於學生學習表現的預測值²可以整理如表 3 和圖 2。這兩個圖表也顯示，高峰落在第四組，到了第五則出現下滑的現象。

² 計算的公式為 $\hat{Y}=b_1 \times \text{補習時數組別} + b_2 \times \text{補習時數組別}^2$ ，其中 $b_1=.275$ ， $b_2=-.032$ 。舉例來說，補習時數 4 到 8 小時(不含 8 小時)是第三組，這一組的計算為 $0.275 \times 3 - .032 \times 9 = 0.537$ 。請參考 Cohen & Cohen (1983:225)。

因此，就 TEPS 這一個資料庫所提供的國中一年級學生樣本來說，補習時數和學習表現這兩個變項之間呈現曲線相關，是可以確立的。

表 3 控制背景變項後，對於不同補習時數組別學生學習表現的預測值

補習時數（組別）	all3p預測值
1. 都沒有參加	.243
2. 不到4小時	.422
3. 4到8小時(不含8小時)	.537
4. 8到12小時(不含12小時)	.588
5. 12小時以上	.575

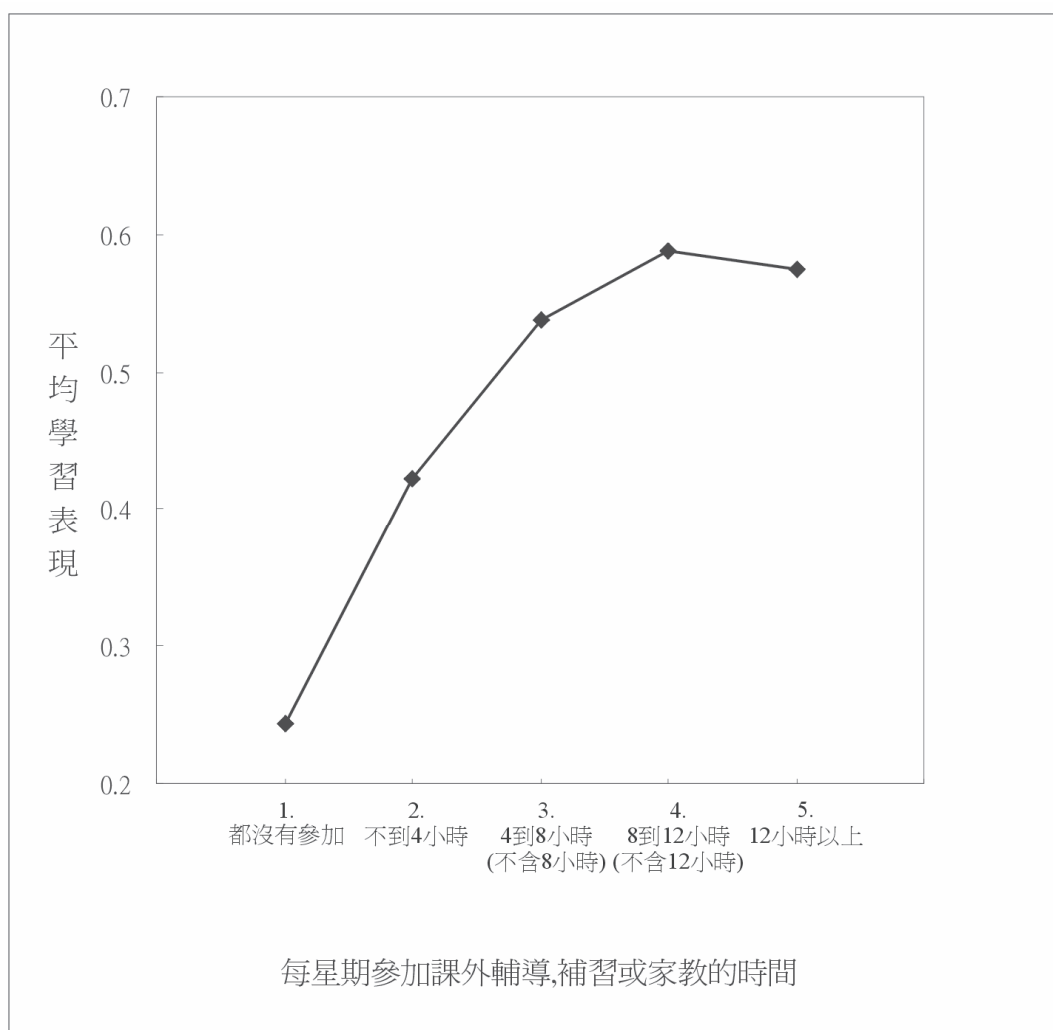


圖 2 控制背景變項後，不同補習時數學生的學習表現預測曲線圖

三、分析和討論

前述的研究結果，可以分成下列幾點來加以分析和討論。

首先，本研究並不是試圖推翻以前相關研究文獻的主要結論，亦即補習對於學習表現具有一定程度的助益。從本文的圖表資料也可以看出，不論是在控制其它相關背景變項之前或是之後，沒有補習的學生相較於其他有補習的各組學生，學習平均表現都是最低的。本文之主旨在於指出這兩個變項之間具有的曲線關係；如果沒有注意到這樣的曲線關係，而逕認此二者為直線相關，利用一次方直線迴歸的原理估計補習時數對於學習表現的影響，將會違反迴歸的統計基本假定，也將會錯估補習時數對於學習表現的影響程度。

其次，就本文所要探討的核心問題來說，TEPS 的實徵資料顯示，國中學生補習時數和學習表現兩者之間顯然是為一曲線關係，而且這個曲線關係不論在控制學生背景變項之前或是之後都存在。就本文的題目來說，該實徵資料亦顯示，國中學生參加課業補習是有效果的；更精確地應該是說，適度的補習有助於提升學生的學習表現，但過度的補習則恐會招致反效果。至於何謂適度，以本研究所使用的資料觀之，最高峰落在「8 到 12 小時(不含 12 小時)」這一組，而且不論在控制背景變項之前或是之後都是如此。但邊際效用較高的是落在最初的 8 個小時，然後開始出現邊際效用遞減的情形，當補習時數每周超過 12 小時以上時，學習表現反而下滑。至於補習的效果值(effect size)，因為這是一個曲線關係，各組並不一致，所以不能一概而論。若是比較「都沒有參加」和「8 到 12 小時(不含 12 小時)」這兩組的差異，其效果值為.363³，依照 Cohen (1977, cited from Scheerens, 1992:71)的分類，屬於偏低程度的效果值。

第三，如上所述，依照本文的研究發現，雖然補習對於學習表現的效果值並不大，但此處所謂的學習表現，其操作性定義是指 TEPS 上所測量的綜合學習能力，基本上，中央研究院這一個能力測驗的設計是希望和學校課程脫鉤（楊孟麗、譚康榮、黃敏雄，2003:9），也就是不受到學校課程與教學的影響。在這樣的設計理念之下，我們有理由相信，它應該是和補習的效果比較沒有直接相關。換言之，本文對於補習效果的估計，很有可能是偏低的，畢竟在台灣，國中學生課業補習主要的著重點是針對基本學力測驗。如果在本研究中，我們所採用的依變項是學生在國中基測所獲得的成績，那麼補習對於學習表現的影響效果值很可能會

³ 係計算 $(0.588 - 0.243) = 0.345$ 而得，請參考 Glass & Hopkins (1984:236)。

較高。就這一點而言，這些學生樣本若能連結到師大心理與教育測驗研究發展中心的國三學生基測成績資料庫，以這些學生的基測成績做為依變項，這樣的統計分析結果不但具有學術上的討論價值，也可以和本文的研究結果作交叉比對。

第四，本文統計資料顯示，這兩個變項之間是曲線關係。依本研究的設計，雖然控制了學生的背景變項，包括家庭社經地位、族群以及城鄉差距，但嚴格來說，我們無法排除這一條線之所以會出現轉折下滑，有一個可能原因是高補習時數的學生群中，有不少學生本身程度不是很好，卻又每週參加長時間的補習所造成。這樣的解釋，有待進一步的研究確認。無論如何，這兩個變項在實徵性資料上出現明確的曲線關係，本身便是一個很有趣的研究發現，而且對於一直強迫自己子女去參加超過其時間和體力負荷的額外補習之家長而言，也具有一定程度的提醒作用，簡而言之，過度的補習不但浪費金錢、沒有效果，更糟糕的恐怕是導致學生對學習的厭惡。

最後要討論的是，本文在研究上的限制。就二手資料分析而言，前面曾經提及採用中央研究院所提供全國性資料庫的優點，但是，採用二手資料分析也有其先天性缺陷，其中之一便是受限於原來的問卷題目，有些變項無法完全按照研究者所希望的操作性定義來建構，例如補習的時數，並不是以「一小時」為單位，而是以「四小時」為單位，這樣的估計便較不精確。但是權衡利弊得失，特別是用全國代表性樣本的資料庫來回答本文想要研究的問題，仍有其學術上的意義和價值。另外，在研究的推論上，由於樣本是國中一年級，故推論也只能以此為限。

伍、結論與建議

根據上述的研究結果和分析討論，本研究結論可以歸納如下：國中一年級學生補習時數和學習表現兩者之間是為一曲線關係；而且補習時數的多寡對於學生學習表現的影響，在控制學生背景變項之後，仍然達到統計上的顯著水準，惟其效果值並不大。

上述的研究結論並非鼓勵補習，事實上從本文的研究結果來看，透過補習所能提升的效果，其實也很有限。但是在台灣這一升學競爭劇烈的社會中，只要能夠有那麼一點正面效果的事情，再怎麼花費金錢和時間，家長都願意去做。本文就國一學生的資料研究顯示，每周超過 12 小時以上的補習不但沒有幫助，甚至還

可能會導致反效果。至於學生家長是否願意要求自己的國中子女每週花費 8 到 12 小時的時間去上補習班、家教或是課業輔導，以提升大約三分之一個標準差的學習效果，是見仁見智的問題，也是家長必須自己做判斷的問題。

最後，在對未來研究上的建議，本文要指出下列兩點：

- (一) 將來有關補習的研究，必須注意到補習時數和學習表現之間可能存在著曲線關係，並且在統計分析中將這樣的曲線關係列入考慮，否則很有可能對於補習效果出現錯誤的估計，以致影響研究結果的正確性。
- (二) 但本文同時亦要指出，單靠一份實徵性研究，對於這樣的曲線相關並不能遽下定論，而必須有更多的研究來審視這兩個變項之間的關係。換言之，有興趣的人士應該繼續蒐集不同的資料，針對這樣的曲線關係再加以考驗，以驗證本篇文章所提出之觀點是否可以成立。特別是利用國中學生基本學力測驗的成績做為依變項，來對補習的效果加以考驗，如此將更能夠貼近社會對教育研究的期待，也較具有實用的價值。

致 謝

本文之完成必須感謝資助 TEPS 計畫的單位，包括中央研究院、教育部、教育研究院與國科會。此外，兩位匿名審查委員所提供之寶貴意見，亦在此一併致謝。

參考文獻

- 巫有鎰 (1999)。影響國小學生學業成就的因果機制——以台北市和台東縣作比較。**國立台灣師範大學教育研究集刊**，43，213-242。
- 洪希勇 (2004)。族群、地區與家庭背景對台東國小學童成績之影響機制。國立臺東大學教育研究所碩士論文，未出版。
- 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。
- 張春興 (1996)。教育心理學—三化取向的理論與實踐。台北：東華書局。
- 張荳雲 (2003a)。台灣教育長期追蹤資料庫：第一波(2001)學生【公共使用版電子檔】、家長資料【公共使用版電子檔】。台北：中央研究院調查研究專題中心。

- 張荳雲 (2003b)。台灣教育長期追蹤資料庫：第一波(2001)資料使用手冊【2004.02.25版】。台北：中央研究院調查研究專題中心。
- 張荳雲 (2003c)。台灣教育長期追蹤資料庫：第一波(2001)國中學生問卷。台北：中央研究院調查研究專題中心。
- 張荳雲 (2003d)。台灣教育長期追蹤資料庫：第一波(2001)國中家長問卷。台北：中央研究院調查研究專題中心。
- 張善楠、黃毅志 (1999)。台灣原漢族群、社區與家庭對學童教育的影響。載於 洪泉湖、吳學燕主編，**台灣原住民教育**，149-178，台北：師大書苑。
- 張錦弘 (2005)。明星高中學生 補習更凶。**聯合報**，2005年10月26日A6版。
- 許綺婷 (2002)。探討國三學生對補習班與學校教學的看法及其與基本學測數學科之表現的關係。國立臺灣師範大學科學教育研究所碩士論文，未出版。
- 陳怡靖 (2004)。台灣地區高中多元入學與教育階層化關連性之研究。國立高雄師範大學教育學系博士論文，未出版。
- 陳怡靖、鄭耀男 (2000)。台灣地區教育階層化之變遷－檢證社會資本論、文化資本論其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。
- 陳雅萍 (2004)。國中新生英語實力差異與其家庭背景關係之調查。國立高雄師範大學英語學系碩士論文，未出版。
- 黃雪萍 (2002)。國小高年級學童參加校外數學補習之背後因素與對數學學習影響之研究。國立臺東大學教育研究所碩士論文，未出版。
- 楊孟麗、譚康榮、黃敏雄 (2003)。台灣教育長期追蹤資料庫：心理計量報告：TEPS 分析能力測驗【第一版】。台北：中央研究院調查研究專題中心。
- 楊慧美 (2002)。分析國三學生對補習班與學校教學的看法及其與基本學測自然科之表現的關係。國立台灣師範大學科學教育研究所碩士論文，未出版。
- 盧曉娟 (1997)。補習與現代教育。**文教天地**，63，54-56。
- 謝孟穎 (2003)。家長社經背景與學生學業成就關聯性之研究。**國立台灣師範大學教育研究集刊**，49(2)，255-287。
- 羅淇 (2003)。補習與教育成就。淡江大學產業經濟學系碩士論文，未出版。
- Cohen, J. (1977). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. New York: Academic Press.
- Glass, G. V. & Hopkins, K. D. (1984). *Statistical methods in education and psychology*, 2nd

edition. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Hinkle, D. E., Wiersma, W., & Jurs, S. G. (1988). *Applied statistics for the behavioral sciences*, 2nd edition. Boston: Houghton Mifflin.

Scheerens, J. (1992). *Effective schooling: Research, theory and practice*. London: Cassell.

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

An Examination on the Effects of Cramming Among Junior High School Students

Fang-Shen Chiang^{*}

Abstract

Cramming (or so-called shadow education) is a big industry with huge market in Taiwan. After educational reforms of the last ten years, registered cram schools specializing in preparing students for entrance examinations of next hierarchy are growing in number and the major consumers are elementary and secondary school students. Research literature on the effects of cramming is not lacking, but very few studies examined the possible curvilinear relationship between how much time spent on cramming and learning performance. This paper used a dataset called Taiwan Education Panel Study (TEPS) established by Academia Sinica to test this hypothesis. Statistical examinations of this paper supported the curvilinear relationship hypothesis, no matter students' background variables were controlled or not. Empirical data showed when students attending after-school programs more than 12 hours per week, their learning performance declined. These findings were discussed and suggestions for parents and for future studies were offered at the end of this paper.

Keywords: cramming, junior high school student, learning performance, TEPS

^{*} Associate Professor, Department of Comparative Education, National Chi Nan University