教育研究集刊
第五十七輯第一期　2011 年 3 月　頁 101-135

重探學科補習的階層化與效益：Wisconsin 模型的延伸

陳俊瑋、黃毅志

摘要

過去探討學科補習的研究，其關注焦點主要著重在學科補習階層化與其效益這兩方面。但這些研究在探討階層化與效益時，存在著兩大缺口，一是探討學科補習階層化的研究並沒有考量家庭社經地位對學科補習參與影響中可能存在的中介變項，二是探討學科補習效益的研究存在著高估學科補習效益的可能性。本文在檢討過去探討學科補習階層化與效益的研究後，參考 Wisconsin 模型，運用「臺灣教育長期追蹤資料庫」資料，以更適當的研究架構，對上述問題重新探討。研究結果顯示：一、家庭社經地位愈高，父母教育期望與子女自我教育期望愈高，進而提高學科補習參與；二、控制父母教育期望與子女自我教育期望後，學科補習參與對於學業成績先升後降的非直線影響下降許多。由於過去探討學科補習效益的研究很可能高估學科補習的效益，本研究的發現有助於打破學科補習高效益的迷思。

關鍵詞：學科補習、教育期望、威斯康辛模型

陳俊瑋，國立政治大學教育學系博士班研究生
黃毅志，國立臺東大學教育學系教授（本文通訊作者）
電子郵件為：hungeg@nttu.edu.tw
投稿日期：2010 年 1 月 28 日；修改日期：2011 年 1 月 6 日；採用日期：2011 年 3 月 2 日

Bulletin of Educational Research
March, 2011, Vol. 57 No. 1 pp. 101-135

A Re-exploration of Stratification and Efficacy in Cram Schooling: An Extension of the Wisconsin Model

Chun-Wei Chen Yih-Jyh Hwang

Abstract

Previous studies of cram schooling have focused primarily on stratification and efficacy. However, they have fallen short of the depth of their discussions. Concerning stratification, previous studies have not considered possible intervening variables caused by socioeconomic status of family that might influence children's attendance at cram schools. Moreover, these studies have perhaps overestimated the efficacy of cram schools. This research focused on two unresolved issues regarding the stratification and efficacy of cram schools, taking the Wisconsin model into account and using data collected from the Taiwan Education Panel Survey, to develop a well-defined research framework to reinvestigate the research questions above. It was found that higher socioeconomic status of a family led to higher educational expectations of parents and children. This in turn led to an increase in children's attendance at cram schools. The

Chun-Wei Chen, Doctoral Student, Department of Education, National Cheng-Chi University
Yih-Jyh Hwang, Professor, Department of Education, National Taitung University (Corresponding Author)
E-mail: hungeg@nttu.edu.tw
Manuscript received: Jan. 28, 2010; Modified: Jan. 6, 2011; Accepted: Mar. 2, 2010.

non-linear influence, first ascending and then descending, of student attendance at cram schools on academic achievement, decreased greatly after the variables of educational expectations of parents and children were held constant. Because previous studies probably overestimated the efficacy of cram schooling, this study may help dispel the myths surrounding the efficacy of cram schools.

Keywords: cram schooling, educational expectations, the Wisconsin model

壹、緒論

過去探討學科補習的研究，其關注焦點主要著重在學科補習階層化與其對教育成就的效益這兩方面（江芳盛，2006；林大森、陳憶芬，2006；林慧敏、黃毅志，2009；孫清山、黃毅志，1996；黃毅志、陳俊瑋，2008；劉正，2006；關秉寅、李敦義，2008，2010；Stevenson & Baker, 1992）。不過，這些研究在探討階層化與其效益時存在著兩大缺口，包括探討學科補習階層化的研究並沒有考量家庭社經地位對學科補習參與影響中可能存在的中介變項，以及探討學科補習效益的研究存在著高估學科補習效益的可能性。

就學科補習階層化的研究而言，本研究根據 Sewell、Haller 與 Ohlendorf（1970）聞名的威斯康辛模型（Wisconsin model）延伸做推論，家庭社經地位愈高，很可能會提高父母教育期望與子女自我教育期望這兩個中介變項，進而提高學科補習參與，這是過去探討學科補習階層化的研究所可能忽略的中介變項。其次，就學科補習效益的研究而言，同樣可根據威斯康辛模型延伸做推論，由於過去探討學科補習效益的研究，大多未同時將父母教育期望與子女自我教育期望納入統計控制，因此，過去研究所發現之學科補習對於教育成就的正向影響，很可能有部分是虛假的，因而造成學科補習效益的高估。

基此，本文在檢討過去關於學科補習階層化與其效益的研究後，採用更適當的研究架構，以「臺灣教育長期追蹤資料庫」（Taiwan Education Panel Survey, TEPS）之資料做分析，並以威斯康辛模型的理論為主要基礎，探討過去在學科補習階層化與其效益研究的兩大缺口。

貳、文獻探討

一、威斯康辛模型的發展與檢討

由於 Blau 與 Duncan（1967）所建立的地位取得基本模型，並沒有探討家庭社經地位對於本人受教育年數影響的因果機制，因此，部分學者（Sewell et al.,

1970; Sewell, Haller, & Portes, 1969; Sewell & Hauser, 1975）在 Blau 與 Duncan 的地位取得模型中，加入社會心理變項做為家庭社經地位（包括父母教育、父親職業與家庭收入）影響本人受教育年數的中介變項，進而建立了威斯康辛模型，而威斯康辛模型也累積了不少的研究結果。雖然威斯康辛模型研究最早來自於 Sewell 等人（1969）的研究，不過，Sewell 等人（1970）重新針對威斯康辛模型做了重要的修正，因此，本研究主要以 Sewell 等人（1970）的威斯康辛模型做為重探學科補習階層化與其效益的理論基礎。

威斯康辛模型涵蓋變項眾多而架構龐大，其中與本研究關聯較大的是：家庭社經地位愈高，父母愈會透過重要他人（significant others）的角色影響子女，而父母教育期望愈高，愈會提高子女自我教育期望，進而提高子女受教育年數；即使控制了子女自我教育期望，仍有父母教育期望愈高、子女受教育年數愈高的直接影響；此外，學業成績愈高，也會提高父母教育期望與子女自我教育期望（Sewell et al., 1970）。

往後，許多學者將此一模型不斷地修正，且在美國其他州與全國性樣本進行檢證，其結果均與先前 Sewell 等人（1970）的結論類似（Alexander & Eckland, 1975; Hauser, Tsai, & Sewell, 1983; Sewell & Hauser, 1980, 1993; Wilson & Portes, 1975），而威斯康辛模型不僅在美國做驗證，在哥斯大黎加、巴西、以色列、加拿大、荷蘭及日本等國檢證後，也都得到有力的支持（Campbell, 1983; Sewell & Hauser, 1980, 1993）。因此，Sewell 與 Hauser（1980）認為，威斯康辛模型可適用於任何社會情境脈絡。同時，Campbell（1983）也指出，目前沒有任何研究可以挑戰威斯康辛模型的實證發現，所以不需在其他社會情境做進一步的驗證。但時至今日，研究者還沒有看到國內有研究對完整的威斯康辛模型做驗證。

儘管威斯康辛模型顯示學業成績會正向影響父母教育期望與子女自我教育期望，亦即存在學業成績正向影響教育期望的因果關係；不過，心理學「自驗預言」（self-fulfilling prophecy）的理論，或稱為「畢馬龍效應」（Pygmalion effect）則認為，個人對自己（或別人對自己）的期望，常在自己以後行為結果中應驗（張春興，1998）。因此，根據自驗預言可推論個人對自己（或別人對自己）的教育期望愈高，愈會努力追求提高學業成績，進而使學業成績也會愈高。綜合上述，學業成績與教育期望間很可能存在雙向因果的關係。過去國內許多研究也發現，

父母教育期望與子女自我教育期望會對子女學業成績產生正向影響（巫有鎰，1999，2007；李鴻章，2006；陳順利，2001；楊肅棟，2001），因而本研究認為，教育期望也會正向影響學業成績。

本研究的理論基礎雖然主要來自於威斯康辛模型的延伸推論，不過，在教育期望與學業成績的關係中，則根據自驗預言的理論修訂威斯康辛模型，推論父母教育期望與子女自我教育期望愈高者，子女愈會努力提高學業成績，使學業成績也愈高。在介紹威斯康辛模型的發展與檢討後，本研究接下來將說明國內學科補習研究的主要發展與限制，以及如何將威斯康辛模型融入學科補習研究。

二、學科補習階層化研究的發展與限制

在學科補習方面的研究，孫清山與黃毅志（1996）針對「臺灣社會變遷調查」的研究發現，學科補習參與對於國中生與高中生日後的升學機會在所有自變項中有最大的正向影響，這顯示學科補習的效益很大；而且學科補習參與也受到家庭社經地位不小的影響，進而凸顯學科補習的階層化現象；該研究應是臺灣最早探討學科補習效益與階層化效應議題之量化實證研究，後續學科補習研究也對這兩項議題持續關注。不過，由於該研究所使用的 1992 年 20 至 64 歲民眾的全國代表性樣本，以平均 42 歲做推估，其參與國、高中補習的時間大約是 1962 至 1968 年，距今大約 45 年，其研究結果是否還適用於目前的實際狀況，仍有待後續研究繼續分析。

在學科補習階層化方面，後續研究發現學科補習仍存在階層化的現象。然而，由於臺灣地區學科補習高度普及，不同家庭社經地位的學生都有許多機會參與學科補習，因此，學科補習階層化之現象已逐漸減弱（林大森、陳憶芬，2006；黃毅志、陳俊瑋，2008；劉正，2006）。不過，家庭社經地位愈佳（父母教育、職業地位及家庭收入愈高者）的學生，學科補習之參與仍然愈多（江芳盛，2006；巫有鎰，1999，2007；林大森、陳憶芬，2006；林慧敏、黃毅志，2009；陳怡靖、鄭燿男，2000；黃毅志、陳俊瑋，2008；關秉寅、李敦義，2008）。

雖然後續研究發現學科補習階層化現象已有減弱，不過，探討學科補習階層化的研究，至今仍然一直忽略家庭社經地位可能藉由中介變項進而影響學生學科補習之參與。根據威斯康辛模型，家庭社經地位愈高，父母愈會透過重要他人的

角色影響子女，父母教育期望愈高，愈會提升子女自我教育期望，子女受教育年數也就愈高；即使控制了子女自我教育期望，仍有父母教育期望愈高、子女受教育年數愈高的直接影響。根據以上說明還可做進一步推論，亦即子女學科補習參與和受教育年數同樣代表受教育機會，家庭社經地位愈高者，父母教育期望及子女自我教育期望愈高，為了提高學業成績，其子女學科補習參與的機會也就可能愈多；即使控制了子女自我教育期望，仍有父母教育期望愈高、學科補習參與愈多的直接影響。因此，根據威斯康辛模型可以推論，家庭社經地位很可能會藉由父母教育期望與子女自我教育期望的中介變項，正向影響學科補習參與。

三、學科補習效益研究的發展與限制

孫清山與黃毅志（1996）及其後續研究大致發現，學科補習有助於提升學生日後受教育年數、升學或學業成績等教育成就（林大森、陳憶芬，2006；陳怡靖，2001；陳怡靖、鄭燿男，2000）。不過，這些研究在探討學科補習效益時，往往未處理學科補習對於教育成就可能存在的非線性影響，因而很可能錯估學科補習的效益。

此外，有些研究嘗試打破學科補習高效益的迷思。其中，李敦義（2006）採用 2001 年 TEPS 第一波的高中職與五專二年級學生樣本資料做分析，這些學生升上高中職與五專時，聯考仍然存在；李敦義的研究發現，只有靠推薦甄選與申請入學的樣本，參與學科補習次數（0-4 次）對於升上出路較好的高中（而非技職學校）與公立學校（而非私立學校）的機率具正向直線影響。但就透過聯考與登記分發入學之樣本而言，參與學科補習次數對於升上高中與公立學校的機率卻沒有顯著影響；整體而言，補習的效益不大。不過，李敦義將透過聯考與登記分發入學的樣本合併分析後發現，參與學科補習次數對於升上高中與公立學校的機率全無效益，這是令人質疑的。由於聯考是上公立高中最重要的管道，而登記分發大多升上高職或私立高中（陳怡靖、陳密桃、黃毅志，2006；陳建州、劉正，2004），這兩種入學方式的樣本性質大不相同，若將這兩種入學方式的樣本合併做分析，可能無法顯現透過聯考入學者，參與學科補習次數較多，由於入學考試分數較高，而提高升上高中與公立學校機率的現象。此外，對於推薦甄選與申請入學樣本，參與學科補習次數對於升上高中與公立學校的機率有正向影響之原

因，李敦義的解釋是：參與學科補習次數愈多，愈可提高入學考試總分所涵蓋的品德之評分。但這樣的解釋說服力實在不足。另一方面，關秉寅與李敦義（2008）採用 2001 年 TEPS 第一波和 2003 年對這組樣本做後續追蹤調查的第二波國三學生樣本資料進行分析，結果發現，數學補習對數學成績有其正面效益，但對於國三參與數學補習的學生而言，其效益並不大。值得留意的是，關秉寅與李敦義的研究在估計數學補習效益時，控制了先前的補習經驗與數學成績，其所估計的只是國三的數學補習效益，並沒有將國二以前的數學補習一併納入，以分析數學補習累積的總體效益，而結果卻宣稱數學補習的效益不大，這仍可能低估數學補習的效益。不過，關秉寅與李敦義（2010）採用 TEPS 資料探討國中三年補習數學的累積總體效益發現，三年都補習數學的學生成績並沒有比較高，這就支持了關秉寅與李敦義（2008）宣稱數學補習之效益不大的論點。

最近關於學科補習效益方面的研究，較過去重要的進步在於，有些研究將學科補習對於學生學業成績間可能存在的非線性影響納入考量。其中，江芳盛（2006）與劉正（2006）針對 TEPS 的研究皆發現，補習時數對於國中生的學業成績雖有所助益，但過量的補習時數對於國中生學業成績的影響呈現先升後降的非直線關係，這顯示出過量的學科補習不僅無益，反而會降低國中生的學業成績。對此，江芳盛與劉正皆以邊際效用遞減的普遍定律做解釋，不過，他們對於過量的補習時數對於國中生學業成績影響有邊際效用遞減現象的原因，皆沒有做深入解釋。

後來，黃毅志與陳俊瑋（2008）採用「臺灣高等教育整合資料庫」做分析，得到和江芳盛（2006）與劉正（2006）類似的結果，亦即適度的學科補習科數有助於提升高中生的學測成績與上公立大學的機率，但過量的學科補習科數反而會降低高中生的學測成績與上公立大學的機率。他們的解釋是，補習科數過多，除了造成過度疲勞而降低學科補習成效外，也會降低複習課業與做功課的時間，因而造成學測成績的下降。其中，推薦甄選與申請入學的樣本在控制學測總分後，補習科數多反而更會降低為提高審查與口試成績所做的投入，因而降低上公立大學的機率。而林慧敏與黃毅志（2009）針對「臺東縣教育長期追蹤資料庫」的研究也得到類似結果，亦即補習時數對於國中生學業成績的影響仍為先升後降的非直線關係。

即使最近學科補習效益的研究已將非線性影響納入考量（江芳盛，2006；林慧敏、黃毅志，2009；黃毅志、陳俊瑋，2008；劉正，2006），而使學科補習效益的估計更為精確，不過，這些發現大多數仍有可能高估學科補習的效益。根據威斯康辛模型所做的推論，父母教育期望與子女自我教育期望較高者，為了提高學業成績，子女很可能有更多機會參與學科補習。由於過去研究在探討學科補習效益時，大多未同時將父母教育期望與子女自我教育期望納入統計控制。因此，過去研究發現學科補習對於學業成績的正向影響，可能有部分是學科補習參與愈多者，由於前置變項——父母教育期望與子女自我教育期望也愈高，因而造成學業成績也愈高所致，亦即學科補習對於學業成績的正向影響很可能有部分是虛假的，造成學科補習效益的高估；[1] 類似還含括，過去研究所發現學科補習對於受教育年數與升學機會等教育成就的正向影響（孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖，2001；陳怡靖、鄭燿男，2000），可能有部分是學科補習參與愈多者，由於父母教育期望與子女自我教育期望也愈高，因而造成教育成就也愈高所致；而這同樣會造成學科補習效益的高估。

本研究由威斯康辛模型的理論延伸探討學科補習效益，可預期過去研究大多可能高估學科補習效益，而本研究將父母教育期望與子女自我教育期望納入統計控制，將可更精確地估計學科補習效益。

四、國內研究中，家庭社經地位、父母教育期望、子女自我教育期望及學業成績間的關聯

過去國內研究在探討家庭社經地位、父母教育期望、子女自我教育期望及學業成績的關聯方面，發現家庭社經地位（包含父母教育、父親職業或家庭收入）愈高的學生，父母教育期望愈高（李鴻章，2006；周新富，2006；陳易甫，

[1] 就研究者所知，劉正（2006）的研究為唯一例外。不過，他在探討學科補習效益時雖然曾將父母教育期望與子女自我教育期望納入控制，但並未在研究中針對過去探討學科補習效益研究所普遍存在高估學科補習效益的現象多做說明，也沒有對於控制父母教育期望與子女自我教育期望後，所獲得較為精確估計學科補習效益的發現多做解釋；此外，他也沒有探討家庭社經地位透過父母教育期望與子女自我教育期望影響學科補習參與的中介作用，而且亦未與威斯康辛模型做對話，以加強知識的整合。

2000；陳建州，2004；楊肅棟，2001）；父母教育期望愈高，愈會提高子女自我教育期望（李鴻章，2006；陳易甫，2000；楊肅棟，2001）；控制學科補習參與後，子女自我教育期望仍對學業成績有直接正向影響（巫有鎰，2007；李鴻章，2006；楊肅棟，2001）；控制子女自我教育期望與學科補習參與後，父母教育期望仍對學業成績有直接正向影響（巫有鎰，2007；李鴻章，2006；楊肅棟，2001）。

此外，家庭社經地位愈高，除了父母教育期望、子女自我教育期望及學科補習參與愈高外，父母對子女教育事務投入所代表的社會資本和文化資本也會愈高，進而提高學業成績（巫有鎰、黃毅志，2009；李敦仁、余民寧，2005；李鴻章，2006；周新富，2006；陳怡靖、鄭燿男，2000；黃毅志、陳怡靖，2005；蘇船利、黃毅志，2009）。因此，即使控制父母教育期望、子女自我教育期望及學科補習參與後，家庭社經地位仍很可能對學業成績有直接正向影響。

參、研究方法

一、研究架構

本研究根據相關文獻探討所建立的研究架構，如圖 1。其中，自變項家庭社經地位包含父親教育、母親教育、父親職業及家庭收入，中介變項為父母教育期望、子女自我教育期望及學科補習參與，依變項為學業成績。由於本研究在探討出身背景變項，包含家庭社經地位、性別、族群、家庭完整性及兄弟姐妹人數對學科補習參與的影響時，將焦點集中在探討學科補習的階層化與其效益方面，因此，本研究將可清楚代表社會階層的家庭社經地位以外之背景變項做為控制變項之處理，並不對其影響另外提出研究假設。

二、研究假設

根據相關的文獻探討與圖 1 因果模型中有箭頭的直線，本研究進一步提出下列研究假設：

（一）在影響教育期望的因素方面，假設 1-1：「家庭社經地位愈高的學生，

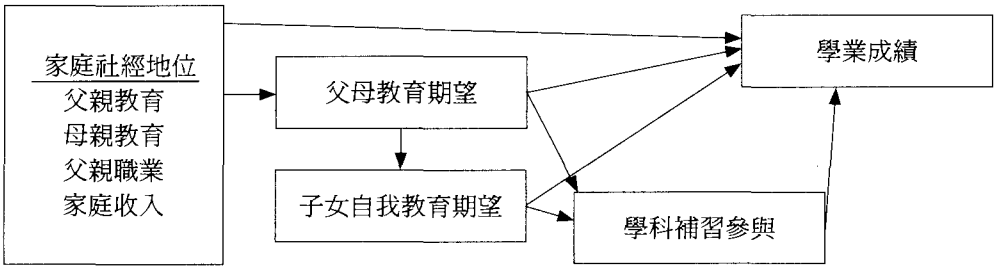

圖 1　因果模型：控制性別、族群、家庭完整性及兄弟姐妹人數

父母教育期望愈高」（李鴻章，2006；周新富，2006；陳易甫，2000；陳建州，2004；楊肅棟，2001；Sewell et al., 1970）；假設 1-2：「父母教育期望愈高，子女自我教育期望愈高」（李鴻章，2006；陳易甫，2000；楊肅棟，2001；Sewell et al., 1970）。

（二）在影響學科補習參與的因素方面，假設 2-1：「控制子女自我教育期望後，仍有父母教育期望愈高、學科補習參與愈多的直接影響」；假設 2-2：「子女自我教育期望愈高，學科補習參與愈多」。

（三）在影響學業成績的因素方面，假設 3-1：「學科補習參與愈多，學業成績呈現先升後降的非直線關係」（江芳盛，2006；林慧敏、黃毅志，2009；黃毅志、陳俊瑋，2008；劉正，2006）；假設 3-2：「控制學科補習參與後，仍有子女自我教育期望愈高、學業成績愈高的直接影響」（巫有鎰，2007；李鴻章，2006；楊肅棟，2001）；假設 3-3：「控制子女自我教育期望與學科補習參與後，仍有父母教育期望愈高，學業成績愈高的直接影響」（巫有鎰，2007；李鴻章，2006；楊肅棟，2001）；假設 3-4：「控制所有中介變項後，仍有家庭社經地位愈高、學業成績愈高的直接影響」（巫有鎰、黃毅志，2009；李敦仁、余民寧，2005；李鴻章，2006；周新富，2006；陳怡靖、鄭燿男，2000；黃毅志、陳怡靖，2005；蘇船利、黃毅志，2009）。

三、資料來源

本研究以中央研究院 2003 年釋出的 TEPS 第一波國中生資料進行分析，[2] 此調查於 2001 年針對國中一年級學生進行調查，藉由分層隨機方式抽樣，每校平均抽出 3 班，每班再隨機抽出 15 名學生。最後，合計抽出 338 所國中，實際完成調查的資料共 333 所國中，共 1,244 班 20,004 名學生（張苙雲，2003）。本研究的對象僅限於 TEPS 第一波公共使用版資料，該資料的樣本數為實際受訪學生中的 70%，本研究將公共使用版第一波學生與家長資料合併成為一個資料檔，最後納入分析的樣本數共 13,978 人。

四、變項測量

（一）控制變項

1. 性別：以學生問卷填答的性別做測量，分為男性與女性。OLS 迴歸分析時做虛擬變項，以女性為對照組。

2. 族群：以家長問卷填答的父親族群做測量，分為本省閩南、本省客家、外省與原住民。OLS 迴歸分析時做虛擬變項，以本省閩南為對照組。

3. 家庭完整性：以學生問卷填答的「現在與哪些人同住？」做測量，父母（或繼父母）皆與自己在家同住為雙親家庭，父母（或繼父母）其中一人與自己同住為單親家庭，父母（或繼父母）皆不在，但祖父母至少有一人與自己同住為隔代教養，父母（或繼父母）、祖父母皆不與自己同住，而由親友或兄姊代為照顧或教養者為寄親家庭。OLS 迴歸分析時做虛擬變項，以雙親家庭為對照組。

4. 兄弟姐妹數：[3] 以學生問卷填答的兄弟姐妹人數做測量，兄弟數為問卷上

---

[2] 本研究使用 TEPS 第一波國一生資料進行分析的理由在於，過去許多實證研究同樣以第一波資料進行分析（例如：李敦仁，2007；李敦仁、余民寧，2005；林俊瑩、黃毅志，2008；劉正，2006），同時本研究也有與過去研究，特別是與劉正之研究發現進行對話的打算，因此，同樣以 TEPS 第一波資料進行分析。

[3] 本研究將兄弟姐妹人數分成兄弟數與姐妹數兩個變項進行控制的理由在於，過去研究發現可能存在對女性不利的性別差異，兄弟人數較姐妹人數更會稀釋家庭教育資源，因此，本研究參考黃毅志（1995）及巫有鎰（1999，2007）的方法，將兄弟人數與姐妹人數分開進行控制。

所填答兄數加弟數，姐妹數為姐數加妹數。

（二）家庭社經地位

1. 父母教育年數：以家長問卷填答的父母教育程度做測量。

（1）在均數比較分析時，為了簡化分析與說明，分成「國中以下」、「高中職」及「專科以上」等三類。

（2）在 OLS 迴歸分析時，將父母教育程度轉換為教育年數，「國中或以下」為 9 年，「高中或高職」為 12 年，「專科（二、三、五專）、技術學院或科技大學」為 14 年，[4]「一般大學」為 16 年，「研究所」為 18 年。

2. 父親職業地位：[5] 以家長問卷填答的父親職業類別做測量。

為了簡化說明，將「各級學校教師（包含幼兒教育）」簡稱「教師」、「政府公務人員（含軍警人員）」簡稱「公務人員」、「律師、法官、醫師、工程師、會計師」簡稱「高層專業人員」、「其他專業與技術人員（需學位或證照等）」簡稱「一般專門技術人員」、「一般事務或業務人員（需學位或證照等）」簡稱「事務人員」、「買賣或服務工作人員」簡稱「服務工作人員」、「生產、設備操作及體力工（如工廠作業員工等）」簡稱「體力工人」、而「其他職業」則維持不變，共八類，並以「體力工人」為對照組。若參考黃毅志（2003，2005）的研究，這些職業地位的高低由上而下，大致依序為：（1）高層專業人員；（2）

---

[4] 由於本研究樣本 2001 年為國一學生，假定父母平均生育約在 30 歲，則初估父母當時國中或高中畢業後就讀專科學校、技術學院或科技大學約在 1972 至 1979 年間。由於研究者未找到教育部所提供當時不同學制學生數的相關資料，因此，本研究以教育部提供的學校數做推估，在當時學制中，專科學校數介於 77 至 75 所；獨立學院介於 12 至 20 所；一般大學介於 16 至 21 所（教育部，2009）。由此可見，當時的技術學院或科技大學佔少數，專科學校佔較大多數，因此，本研究將專科、技術學院或科技大學畢業一概視為專科學校，為 14 年。

[5] 由於 TEPS 第一波的母親職業有相當高的比率是其他職業，而這個類別同時包含從事其他職業（例如主管人員）的母親，與許多做為家庭主婦而沒有職業的母親，但將家庭主婦併入其他職業將導致嚴重測量誤差，所以本研究未將母親職業納入做分析。不過，TEPS 第三波資料在母親職業的測量上，雖然仍沒有家庭主婦的選項，不過，也沒有其他職業這個選項（黃毅志，2005），因此，將不會產生母親職業混淆的問題，也可有效區分職業地位的高低。建議未來利用 TEPS 第三波資料進行分析的研究時，可進一步將母親職業納入做分析。

教師與一般專門技術人員；（3）公務人員與事務人員；（4）服務工作人員；（5）體力工人。

3. 每月家庭收入：以家長問卷填答的「家裡每月總收入」做測量。

（1）在均數比較分析時，為了簡化分析與說明，分成「不到 2 萬元」、「2 ～ 5 萬元（不含 5 萬元）」、「5 ～ 10 萬元（不含 10 萬元）」、「10 ～ 15 萬元（不含 15 萬元）」及「15 萬元以上」等五類。

（2）在 OLS 迴歸分析時，由於每月家庭收入採順序尺度測量，本研究也依各組的組中點進行轉換，使其合乎迴歸分析的尺度設定。其中，以「不到 2 萬元」為 1，「2 萬元～ 5 萬元（不含 5 萬元）」為 3.5，「5 萬元～ 10 萬元（不含 10 萬元）」為 7.5，「10 萬元～ 15 萬元（不含 15 萬元）」為 12.5，「15 萬元～ 20 萬元（不含 20 萬元）」為 17.5。不過，「20 萬元以上」並無組中點，本研究也就以先前兩級間差距 5 萬元做測量依據，由於這組收入比 15 ～ 20 萬元多一級，收入也就算是差 5 萬元，而以 22.5 計。雖然這樣的測量難免帶來誤差，不過，收入 20 萬元以上者只佔 0.5%，應當不會為收入測量帶來太大的誤差。

（三）父母教育期望與自我教育期望

父母教育期望以家長問卷填答的「您期待他念到何種教育程度？」做測量；自我教育期望以學生問卷填答的「你期望自己的教育程度？」做測量。本研究將其轉換為教育年數，「國中畢業」為 9 年，「高中／職畢業」為 12 年，「專科、技術學院或科技大學畢業」與「一般大學畢業」為 16 年，[6]「研究所畢業」為 18 年。

（四）學科補習參與

以學生問卷填答的「每星期參加課外輔導、補習或家教的時數」做測量。

1. 在均數比較時，依原先問卷設計的選項分成「都沒有參加」、「不到 4 小時」、「4 到 8 小時（不含 8 小時）」、「8 到 12 小時（不含 12 小時）」及「12 小時以上」等五類。

---

[6] 由於研究者未找到教育部所提供不同學制學生數的相關資料，因此，本研究以教育部提供的學校數做推估，在 2001 年學制中，專科學校數為 19 所，獨立學院為 78 所，一般大學為 57 所（教育部，2009）。其中，專科學校已佔少數，技術學院或科技大學佔較大多數。因此，本研究將專科、技術學院或科技大學畢業一概視為技術學院或科技大學畢業（包含二技或四技），與一般大學畢業同樣視為 16 年。

2. 在 OLS 迴歸分析中為依變項時，為了簡化分析，將 5 個類別依其組中點進行轉換，以「都沒有參加」為 0，「不到 4 小時」為 2，「4 到 8 小時（不含 8 小時）」為 6，「8 到 12 小時（不含 12 小時）」為 10，「12 小時以上」為 14，[7] 數值愈高代表補習參與愈長；為自變項時分成「都沒有參加」、「不到 4 小時」、「4 到 8 小時（不含 8 小時）」、「8 到 12 小時（不含 12 小時）」及「12 小時以上」等五類，做虛擬變項處理，以「都沒有參加」為對照組。

（五）學業成績

以「TEPS『綜合分析能力測驗』[8] 中答對的題數」[9] 代表學生學業成績，這項測驗的題數為 71 題（臺灣教育長期追蹤資料庫，2010）。

五、分析方法

本研究依圖 1 因果模型進行量化分析，所運用的統計方法包括均數比較分析與 OLS 多元迴歸分析。根據因果模型，本研究以 OLS 多元迴歸分析來驗證因果模型所涉及之假設，[10] 此即路徑分析（path analysis），並試圖找出家庭社經地位

---

[7] 學科補習參與「12 小時以上」並無組中點，本研究乃以先前兩級間差距 4 小時做測量依據。由於這組學科補習參與比 8 到 12 小時多一級，學科補習參與也就算是差 4 小時，而以 14 小時計。

[8] 關秉寅與李敦義（2010）主要探討數學補習對數學成就之影響，這樣的分析雖較精確，不過也較狹隘，並無法估計整體補習的效果。本研究探討整體學科補習時數對涵蓋面廣泛的綜合分析能力答對題數之影響，因此，本研究發現較關秉寅與李敦義（2010）更能估計整體學科補習的廣泛影響。

[9] 本研究以答對的題數代表學生學業成績的理由在於，答對題數對於一般讀者而言較具體易理解；相較之下，利用 irt 3-p 模式估算所得到的學生能力估算值對於一般讀者而言則較為抽象難以理解。此外，本研究初步發現，兩個測量變項的相關係數 r 值高達 .98 而幾乎相同，因此，本研究最後還是以讀者較易理解的答對的題數代表學生學業成績。

[10] 針對「未觀察變項」可能導致 OLS 迴歸分析對於數學補習效果之估計偏誤的問題，關秉寅與李敦義（2010）為求估計正確而能清楚地的從事因果推論，而將焦點集中探討數學補習對數學成就之影響，並以傾向分數配對法（propensity score matching, PSM）的方式進行分析；這樣確實有助於兩個變項間（數學補習對數學成就）因果關係的釐清。不過，本研究的研究架構（如圖 1 的因果模型所示），不僅相當龐大而複雜，而且自變項大多為連續變項，這用 PSM 的二分變項分析方式很難處理，尤其本文是一受到篇

透過中介變項影響依變項的因果機制。

本研究以 OLS 多元迴歸進行路徑分析，不採用結構方程模式（structural equation modeling, SEM）進行分析的理由在於，研究架構中包含性別與族群這兩個名義變項，違反了 SEM 常態性假設，將造成嚴重的統計後果（邱皓政，2005），所以本研究仍根據林清山（1991：245-249）與 Lin（1976: 321-326），以傳統的 OLS 多元迴歸進行路徑分析。

肆、研究結果與討論

一、家庭社經地位與平均學科補習參與及學業成績間的關聯

（一）家庭社經地位與平均學科補習參與及學業成績關聯均數分析

由表 1 可以發現，所有家庭社經地位與平均學科補習參與的關聯皆達顯著（$p < .05$），整體樣本平均學科補習參與為 4.48 小時。再者，父親教育程度愈高，子女平均學科補習參與愈高；母親教育程度愈高，子女平均學科補習參與也愈高；家庭收入愈高，子女平均學科補習參與同樣也愈高。就父親職業地位而言，公務人員子女的平均學科補習參與最高，為 5.15 小時；高層專業人員與一般專門技術人員子女同樣為 4.98 小時而居次，服務工作人員子女為 4.88 小時，教師與事務人員子女同樣為 4.73 小時，體力工人子女為 4.32 小時，並沒有職業地位愈高、學科補習參與時數愈高的明顯現象；至於其他職業子女的平均學科補習參與最

幅限制的期刊論文。PSM 的分析雖然較適合處理二分變項（例如有補習 v.s 沒補習），但一次只能處理一個二分變項之影響，如此將導致本研究的篇幅過長。將補習做二分變項的分析，也會因為要將原可視為連續變項的補習時數，例如：本研究分成 5 個有時間多寡之分的補習類別，降級為二分變項，而導致喪失其他有意義的訊息；事實上，若要分析學科補習與學業成績間的非線性關係，至少要有三個類別，類別多些會更好。因此，本研究不採用 PSM 進行分析，而仍用 OLS 迴歸進行分析。不過，本研究相當認同關秉寅與李敦義以 PSM 的方式精確分析數學補習對數學成就因果關係的適切性，因此，本研究建議後續研究者在本研究因果模型的架構下，可以用 PSM 的方法進一步分析每一條路徑的因果關係。

表 1　不同家庭社經地位學生的平均學科補習時數與平均學業成績

		N	學科補習參與		學業成績	
			平均數	Eta	平均數	Eta
	整體樣本	13,978	4.48		40.86	
父親教育	國中以下	4,522	3.87		37.02	
	高中職	4,855	4.63	.128*	40.84	.364*
	專科以上	3,496	5.30		46.93	
母親教育	國中以下	4,932	3.99		37.17	
	高中職	5,676	4.82	.105*	41.91	.360*
	專科以上	2,388	5.14		47.98	
父親職業	高層專業人員	352	4.98		47.64	
	教師	280	4.73		48.44	
	一般專門技術人員	1,043	4.98		43.79	
	公務人員	1,028	5.15	.078*	44.64	.247*
	事務人員	,452	4.73		43.40	
	服務工作人員	2,869	4.88		42.41	
	體力工人	2,637	4.32		39.18	
	其他職業	3,960	4.23		38.87	
家庭收入	不到 2 萬元	1,462	3.22		34.69	
	2~5 萬元	5,632	4.08		38.90	
	5~10 萬元	4,761	5.03	.152*	43.10	.316*
	10~15 萬元	1,224	5.31		46.29	
	15 萬元以上	,662	5.50		46.56	
學科補習參與	都沒有參加	3,902			37.93	
	不到 4 小時	3,547			39.94	
	4 到 8 小時	3,475			43.01	.218*
	8 到 12 小時	1,798			44.20	
	12 小時以上	1,168			42.60	

* $p < .05$

低，僅 4.23 小時。綜觀表 1，各個家庭社經地位變項與平均學科補習參與關聯強度（Eta）都很低，最高也不過 .152。

另一方面，所有家庭社經地位、學科補習參與及學業成績的關聯也皆達顯著。整體樣本平均學業成績為答對 40.86 題。再者，父親教育程度愈高，子女平均學業成績愈高；母親教育程度愈高，子女平均學業成績也愈高；家庭收入愈高，

子女平均學業成績同樣愈高。就父親職業地位而言，教師子女的平均學業成績最高，答對 48.44 題，高層專業人員子女答對 47.64 題為次高，公務人員子女答對 44.64 題，一般專門技術人員子女答對 43.79 題，事務人員子女答對 43.40 題，服務工作人員子女答對 42.41 題，體力工人子女答對 39.18 題，大致有職業地位愈高、學業成績愈高的明顯現象；而其他職業子女的平均學業成績最低，僅達對 38.87 題。在學科補習參與方面，都沒有補習者平均答對 37.93 題，每週補習不到 4 小時者提高為 39.94 題，4 到 8 小時再提高為 43.01 題，8 到 12 小時最高，為 44.20 題，但 12 小時以上反而下降，只有 42.60 題。學科補習參與和學業成績為先升後降的非直線關係，Eta 為 .218。

二、家庭社經地位、教育期望、學科補習參與及學業成績之迴歸分析

本研究以表 2、表 3 及表 4 的迴歸分析來探討家庭社經地位、教育期望、學科補習參與及學業成績間之影響路徑，主要針對影響達顯著者（$p < .05$）做說明；若未達顯著，如有必要也會做說明。性別、族群、家庭完整性及兄弟姐妹人數等背景變項做為統計控制之用，若無必要，就不對其影響做說明。

（一）學科補習參與對於學業成績之迴歸分析

由表 2 模式一可以發現，家庭社經地位中的父親教育、母親教育及家庭收入愈高，愈會顯著提升子女的平均學業成績（β 分別為 .15、.15 及 .07）。父親職業為高地位的高層專業人員（b = 1.66）與教師（b = 1.28）之子女，學業成績顯著高於父親職業地位最低的體力工人子女，大致有父親職業地位愈高、子女學業成績愈高的現象；父親職業地位為其他職業的子女，學業成績則顯著低於父親職業地位為體力工人的子女。此外，學科補習參與對於學業成績有先升後降的非直線影響，相較於沒有學科補習者，每週補習不到 4 小時者可以多答對 0.87 題，4 到 8 小時者多答對 2.67 題；8 到 12 小時者最多，多答對 3.57 題，但 12 小時以上者反而下降，只多答對 2.52 題；整體解釋力 R^2 為 .253。

模式二將父母教育期望與子女自我教育期望一併納入分析，結果發現，控制子女自我教育期望與學科補習參與後，仍有父母教育期望愈高、學業成績也愈高的顯著直接影響（$\beta = .19$）；控制學科補習參與後，也仍有子女自我教育期望愈

表 2　家庭社經地位、教育期望、學科補習參與及學業成績之迴歸分析

			模式一		模式二	
			學業成績		學業成績	
			b	β	b	β
家庭社經地位	父親教育		.61*	.15	.29*	.07
	母親教育		.71*	.15	.52*	.11
	家庭收入		.17*	.07	.08*	.03
	父親職業	高層專業人員	1.66*	.03	1.26*	.02
		教師	1.28*	.02	1.37*	.02
		一般專門技術人員	.34	.02	.28	.01
		公務人員	.45	.01	.03	.00
		事務人員	.39	.01	.47	.01
		服務工作人員	.44	.02	.47	.02
		體力工人 [a]				
		其他職業	-.56*	-.02	-.37	-.02
性別		女性 [a]				
		男性	-.47*	-.02	-.23	-.01
族群		本省閩南 [a]				
		本省客家	-1.13*	-.04	-1.22*	-.04
		外省	-.21	-.01	.19	.01
		原住民	-5.70*	-.09	-5.31*	-.09
家庭完整性		雙親 [a]				
		單親	-4.10*	-.10	-2.95*	-.08
		隔代	-5.63*	-.06	-4.81*	-.05
		寄親	-8.65*	-.14	-6.70*	-.11
兄弟人數			-1.19*	-.10	-.81*	-.06
姐妹人數			-.82*	-.08	-.71*	-.07
學科補習		都沒有參加 [a]				
		不到 4 小時	.87*	.04	.16	.01
		4 到 8 小時	2.67*	.11	1.50*	.06
		8 到 12 小時	3.57*	.12	2.14*	.07
		12 小時以上	2.52*	.07	1.34*	.04
父母教育期望					1.07*	.19
子女自我教育期望					1.17*	.26
常數				26.574		-2.518
樣本數				11,512		8,406
R^2				.253		.356

[a] 為類別變項中的對照組。

* $p < .05$

高、學業成績也愈高的顯著直接影響（β = .26）。值得留意的是，模型二控制了學科補習參與、父母教育期望及子女自我教育期望後，父親教育、母親教育、家庭收入及父親職業的影響雖然減弱，不過都仍顯著，且都為正值，仍有家庭社經地位愈高、學業成績愈高的直接影響。而模式二比模式一多控制了父母教育期望與子女自我教育期望，學科補習參與對於學業成績先升後降的非直線影響下降許多，相較於沒有學科補習者，補習不到 4 小時者答對題數變得沒有顯著較高，4 到 8 小時者降為多答對 1.50 題；8 到 12 小時者仍然最多，不過降為 2.14 題，12 小時以上者仍下降，答對題數降為 1.34 題。以上在在顯示，學科補習參與對於學業成績的影響仍為先升後降的非直線關係;更重要的是，探討學科補習效益時，若未將父母教育期望與自我教育期望納入控制，就會高估學科補習的效益。[11]

（二）家庭社經地位對於學科補習參與之迴歸分析

由表 3 模式一可以發現，家庭社經地位中的父親教育與家庭收入愈高，愈會顯著提高子女的學科補習參與（β 分別為 .07 與 .08）。父親職業為教師的子女，其學科補習參與顯著低於父親職業為體力工人的子女（b = -.78）；不過，並沒有母親教育與父親職業地位愈高、學科補習參與愈多的明顯現象。整體而言，雖然由於樣本很大導致父親教育程度、家庭收入及父親職業地位為教師的影響達顯著，但家庭社經地位變項與其他控制變項影響力的 β 值均很小，所以整體解釋力

[11] 細心的讀者可能會質疑表 2 模式一與模式二的樣本數並不相同，在控制父母教育期望與子女自我教育期望後，樣本數從 11,512 降為 8,406，因此，控制父母教育期望與子女自我教育期望後，學科補習參與對學業成績影響係數值的下降可能是樣本數不同所致，並不一定代表過去研究高估學科補習的效益。不過，在表 2 若選取與模式二相同的樣本（N = 8,406）進行模式一的變項分析，則確定學科補習參與對學業成績影響係數值下降不是樣本不同所致。然而，這樣的處理方式會因樣本流失造成樣本偏誤的問題，因此，本研究在正文仍列出 11,512 個樣本在模式一的係數值，而以附註補充說明 8,406 個樣本在模式一的係數值。本研究發現，8,406 個樣本在學科補習參與對學業成績影響的係數值與正文表 2 模式一幾乎相同，亦即相較於沒有學科補習者，補習不到 4 小時者可以多答對 0.89 題，4 到 8 小時者多答對 2.69 題；8 到 12 小時者最多，多答對 3.45 題，但 12 小時以上者反而下降，只多答對 2.53 題。因此，可確認表 2 模式二控制父母教育期望與子女自我教育期望後，學科補習參與對學業成績影響係數值的下降，代表過去許多研究很可能高估學科補習的效益。

表 3　家庭社經地位、教育期望及學科補習參與之迴歸分析

			模式一		模式二	
			學科補習參與		學科補習參與	
			b	β	b	β
家庭社經地位	父親教育		.12*	.07	.05	.03
	母親教育		.00	.00	-.02	-.01
	家庭收入		.08*	.08	.07*	.07
	父親職業	高層專業人員	-.42	-.02	-.39	-.02
		教師	-.78*	-.03	-.82*	-.03
		一般專門技術人員	-.03	.00	.06	.00
		公務人員	.14	.01	.19	.01
		事務人員	-.14	-.01	-.01	.00
		服務工作人員	.11	.01	.15	.02
		體力工人 [a]				
		其他職業	-.15	-.02	-.06	-.01
性別		女性 [a]				
		男性	-.21*	-.02	-.18	-.02
族群		本省閩南 [a]				
		本省客家	-.30*	-.02	-.33*	-.03
		外省	-.31*	-.02	-.26	-.02
		原住民	-1.62*	-.06	-1.69*	-.06
家庭完整性		雙親 [a]				
		單親	-.60*	-.04	-.51*	-.03
		隔代	-1.34*	-.03	-1.31*	-.03
		寄親	-1.10*	-.04	-.97*	-.04
兄弟人數			-.06	-.01	-.02	-.00
姐妹人數			-.09*	-.02	-.13*	-.03
父母教育期望					.13*	.05
子女自我教育期望					.18*	.10
常數				3.205		-.459
樣本數				11,525		8,415
R^2				.032		.044

[a] 為類別變項中的對照組。

*$p < .05$

R^2 只有 .032。模式二將父母教育期望與子女自我教育期望一併納入分析，結果發現，控制子女自我教育期望後，仍有父母教育期望愈高、學科補習參與愈多的顯著直接影響（β = .05）；子女自我教育期望愈高，學科補習參與也顯著愈高（β = .10）。特別值得留意的是，模型二控制了父母教育期望與子女自我教育期望後，父親教育對於學科補習參與的影響變得不顯著；家庭收入對於學科補習參與的影響 β 值由 .08 降為 .07，但仍為顯著正值，有家庭收入愈高、學科補習參與愈多的顯著直接影響。以上顯示，家庭社經地位很可能透過父母教育期望與自我教育期望的中介變項影響學科補習參與，但仍無母親教育與父親職業地位愈高、學科補習參與愈多的現象。[12] 至於家庭社經地位對父母教育期望與子女自我教育期望究竟有何影響？請參見下一節的分析。

（三）家庭社經地位對於父母教育期望與子女自我教育期望影響之迴歸分析

由表 4 模式一可以發現，家庭社經地位中的父親教育、母親教育及家庭收入愈高，會愈顯著提高父母教育期望（β 分別為 .17、.13 及 .11）。此外，父親職業為公務人員、一般專門技術人員及服務工作人員的子女，其父母教育期望顯著高於父親職業為體力工人的子女（b 值分別為 .22、.19 及 .12），並無父親職業地位愈高、父母教育期望愈高的明顯現象；而父親職業為其他職業的子女，其父母教育期望顯著低於父親職業為體力工人的子女（b = -.11），整體解釋力 R^2 為 .164。從模式二可發現，在加入父母教育期望後，家庭社經地位中的父親教育年數、母親教育年數及家庭收入愈高，愈會顯著提高子女自我教育期望（β 分別為 .07、.06 及 .03），只不過影響都變小；父母教育期望會對提高子女自我教育期望有很大的影響（β = .29），整體解釋力 R^2 為 .181。

[12] 本研究在表 3 選取與模式二相同的樣本（N = 8,415）進行模式一的變項分析，發現 8,415 個樣本的家庭社經地位對學科補習參與影響與正文表 3 模式一非常類似，因此可以確認表 3 模式二在控制父母教育期望與子女自我教育期望後，父親教育與家庭收入對學科補習參與影響係數值的下降，確實代表家庭社經地位會透過父母教育期望與子女自我教育期望的中介影響學科補習參與。

表 4　家庭社經地位、父母教育期望及子女自我教育期望之迴歸分析

			模式一		模式二	
			父母教育期望		子女自我教育期望	
			b	β	b	β
家庭社經地位	父親教育		.13*	.17	.07*	.07
	母親教育		.11*	.13	.07*	.06
	家庭收入		.04*	.11	.02*	.03
	父親職業	高層專業人員	.08	.01	-.00	.00
		教師	-.05	-.00	.28	.02
		一般專門技術人員	.19*	.03	-.01	-.00
		公務人員	.22*	.03	.07	.01
		事務人員	.05	.01	.05	.00
		服務工作人員	.12*	.03	.00	.00
		體力工人 [a]				
		其他職業	-.11*	-.03	-.09	-.02
性別		女性 [a]				
		男性	.09*	.02	-.45*	-.10
族群		本省閩南 [a]				
		本省客家	.01	.00	-.08	-.01
		外省	-.08	-.01	-.07	-.01
		原住民	-.39*	-.04	-.30*	-.02
家庭完整性		雙親 [a]				
		單親	-.53*	-.08	-.41*	-.05
		隔代	-.31	-.02	-1.06*	-.05
		寄親	-.75*	-.07	-.66*	-.05
兄弟人數			-.10*	-.04	-.17*	-.06
姐妹人數			-.07*	-.04	-.01	-.00
父母教育期望					.37*	.29
常數			13.226		8.618	
樣本數			10,368		8,457	
R^2			.164		.181	

[a] 為類別變項中的對照組。

*$p < .05$

三、討論

（一）假設檢證結果之說明與討論

1. 影響教育期望的因素

本研究發現，家庭社經地位中的父親教育、母親教育及家庭收入愈高，父母教育期望也都愈高，研究假設 1-1：「家庭社經地位愈高的學生，父母教育期望愈高」得到相當的支持。然而，其中並沒有父親職業地位愈高、父母教育期望愈高的明顯現象，這不支持研究假設 1-1 的可能原因在於，2001 年 TEPS 父親職業地位測量的區辨力較為不佳所致（陳怡靖，2004：351）。根據本研究發現，研究假設 1-2：「父母教育期望愈高，子女自我教育期望愈高」得到支持。

2. 影響學科補習參與的因素

根據本研究發現，研究假設 2-1：「控制子女自我教育期望後，仍有父母教育期望愈高、學科補習參與愈多的直接影響」，研究假設 2-2：「子女自我教育期望愈高、學科補習參與愈多」都得到支持。

3. 影響學業成績的因素

根據本研究發現，研究假設 3-1：「學科補習參與愈多，學業成績呈現先升後降的非直線關係」，研究假設 3-2：「控制學科補習參與後，仍有子女自我教育期望愈高、學業成績愈高的直接影響」，研究假設 3-3：「控制子女自我教育期望與學科補習參與後，仍有父母教育期望愈高、學業成績愈高的直接影響」，研究假設 3-4：「控制所有中介變項後，仍有家庭社經地位愈高、學業成績愈高的直接影響」都得到支持。至於上述子女自我教育期望、父母教育期望與學業成績的正向關聯，並非只是學業成績影響教育期望的反向因果所致（Sewell et al., 1970），而是教育期望確實會對學業成績有正向影響。請詳見附錄的貫時性分析。

（二）綜合討論

孫清山與黃毅志（1996）及其後續研究（林大森、陳憶芬，2006；陳怡靖，2001；陳怡靖、鄭燿男，2000）在探討學科補習效益時，並未將父母教育期望與子女自我教育期望納入控制，亦未同時考量學科補習對於教育成就可能存在先升後降的非線性影響，因此有可能錯估學科補習的效益。而黃毅志與陳俊瑋（2008）以及林慧敏與黃毅志（2009）在探討學科補習效益時，雖然已經考量學科補習對

於教育成就可能存在先升後降的非線性影響，不過，他們仍然沒有將父母教育期望與子女自我教育期望做控制，因此，仍然很可能高估學科補習的效益。

此外，過去有些研究嘗試打破學科補習高效益的迷思，卻一直都沒有成功。其中，李敦義（2006）對於補習次數有助於升上高中機率的解釋有問題，又有將聯考與登記分發入學樣本合併分析的研究設計問題。另外，過去研究在探討學科補習階層化效應時，也都忽略家庭社經地位透過中介變項影響學科補習參與的作用。

本研究延伸威斯康辛模型做分析，不僅發現家庭社經地位會藉由父母教育期望與子女自我教育期望這兩個中介變項，正向影響學科補習參與，也發現控制這兩個中介變項後，學科補習參與對於學業成績先升後降的影響下降許多。就此而言，過去探討學科補習對教育成就效益的研究很有可能高估學科補習的效益。

針對過去利用次級資料庫來分析學科補習階層化與其效益的研究做討論，孫清山與黃毅志（1996）、陳怡靖（2001）、陳怡靖與鄭燿男（2000）所採用的「臺灣社會變遷調查」資料，以及林大森與陳憶芬（2006）、黃毅志與陳俊瑋（2008）所採用的「臺灣高等教育整合資料庫」，雖然都有測量學科補習參與，但是都沒有同時測量父母教育期望與子女自我教育期望，所以都無法控制這兩個教育期望變項，以更精確地估計補習教育效益，也無法進一步探討這兩個教育期望變項在補習階層化所扮演的中介角色。李敦義（2006）、關秉寅與李敦義（2008，2010）所採用的 TEPS 資料，以及林慧敏與黃毅志（2009）所採用的「臺東縣教育長期追蹤資料庫」，雖然都有測量學科補習參與、父母教育期望與子女自我教育期望，可是，他們都沒有同時控制這兩個教育期望變項，以更精確地估計學科補習效益，也都沒有探討這兩個教育期望變項在學科補習階層化所扮演的中介角色。

最後，必須強調的是，由於學科補習參與學業成績間可能具有雙向因果關係，不僅是學科補習參與會影響學業成績，學業成績有可能也會反過來影響學科補習參與。本研究以橫斷面資料所做的分析，估計的學科補習參與對學業成績影響之效益，可能也包含了學業成績對學科補習參與的反向影響，所以仍有可能錯估學科補習效益。因此，若要更精確地估計學科補習效益，仍有賴於未來研究用兩個時間的追蹤調查資料做貫時性分析，在排除學業成績對學科補習參與影響的

情況下，估計學科補習效益（參見附錄的分析方法）。

伍、結論與建議

一、結論

本研究將父母教育期望與子女自我教育期望做為家庭社經地位影響學科補習參與的中介變項，不僅發現家庭社經地位愈高，父母教育期望與子女自我教育期望愈高，進而愈提高學科補習參與；也發現控制父母教育期望與子女自我教育期望後，學科補習參與對於學業成績先升後降的非直線影響下降許多，過去探討學科補習效益的研究大部分均有可能高估學科補習的效益。

二、建議

（一）對教育實務之建議

本研究發現，控制父母教育期望與子女自我教育期望後，學科補習參與對於學業成績先升後降的影響下降許多，這有助於打破學科補習高效益的迷思，也讓熱衷於讓孩子參與學科補習的家長深思，學科補習參與對於學生的學業成績而言，是否真的是一項如此有利的教育投資？

（二）對未來研究之建議

1. 本研究是以 TEPS 第一波的國中生資料進行分析，目前 TEPS 也已陸續釋出第二波至第四波的相關資料。建議後續研究可以這三波資料進行相關分析，以驗證本研究發現在不同年級學生的外在效度。

2.「臺東縣教育長期追蹤資料庫」和 TEPS 一樣，也有父母教育期望與子女自我教育期望的測量，而且前者的學科補習測量可分成校內課輔、校外學科補習及請家教等三項學科補習（林慧敏、黃毅志，2009；黃毅志、侯松茂、巫有鎰，2005）。因此，後續研究也可嘗試以臺東縣教育長期追蹤資料庫做分析，以進一步釐清各項學科補習方式個別的階層化現象與補習效益。

3.「臺灣社會變遷調查」與「臺灣高等教育整合資料庫」的資料都曾被用來分析學科補習階層化與效益，不過，它們都沒有同時測量父母教育期望與子女自

我教育期望。建議這兩項調查，未來可增加父母教育期望與子女自我教育期望的測量。

致謝：能完成本文，必須感謝三位匿名評審與編委會所提供的許多寶貴修改意見。

參考文獻

江芳盛（2006）。國中生課業補習效果之探討。**臺北市立教育大學學報：教育類，37**（1），131-148。

【Chiang, F.-S. (2006). An examination on the effects of cramming among junior high school students. *Journal of Taipei Municipal University of Education: Education, 37*(1), 131-148.】

巫有鎰（1999）。影響國小學生學業成就的因果機制——以臺北市和臺東縣做比較。**教育研究集刊，43**，213-242。

【Wu, Y.-I. (1999). Mechanism affecting elementary school students' achievement: A comparison between Taitung county and Taipei municipality. *Bulletin of Educational Research, 43*, 213-242.】

巫有鎰（2007）。學校與非學校因素對臺東縣原、漢國小學生學業成就的影響。**臺灣教育社會學研究，7**（1），29-67。

【Wu, Y.-I. (2007). Effects of school and non-school factors on aboriginal and non-aboriginal elementary students' academic achievement in Taitung, Taiwan. *Taiwan Journal of Sociology of Education, 7*(1), 29-67.】

巫有鎰、黃毅志（2009）。山地原住民的成績比平地原住民差嗎？可能影響臺東縣原住民各族與漢人國小學生學業成績差異的因素機制。**臺灣教育社會學研究，9**（1），41-89。

【Wu, Y.-I., & Hwang, Y.-J. (2009). Are the achievements of mountain indigenous students lower than those of plain indigenous ones? The possible mechanisms of academic achievement gap among the indigenous tribes and the Han elementary school students in Taitung. *Taiwan Journal of Sociology of Education, 9*(1), 41-89.】

李敦仁（2007）。人力資本、財務資本、社會資本與教育成就關聯性之研究：Coleman 家庭資源理論模式之驗證。**教育與心理研究，30**（3），111-141。

【Lee, D.-R. (2007). An empirical study on the relationship between human capital, financial capital, social capital and educational achievement: A test of Coleman family resources model. *Journal of Education & Psychology, 30*(3), 111-141.】

李敦仁、余民寧（2005）。社經地位、手足數目、家庭教育資源與教育成就結構關係模式之驗證：以 TEPS 資料庫資料為例。**臺灣教育社會學研究，5**（2），1-47。

【Lee, D.-R., & Yu, M.-N. (2005). The verification of a structural equation model on SES, siblings, household education resources and educational achievement: using the empirical data of the 2001 TEPS. *Taiwan Journal of Sociology of Education , 5*(2), 1-47.】

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, D.-Y. (2006). The effects of cram schooling on educational attainment in the secondary school diversified admission plan. *Journal of Education & Psychology, 29*(3), 489-516.】

李鴻章（2006）。原住民族群背景與教育期望關聯性之研究。**臺東大學教育學報，17**（2），33-58。

【Lee, H.-C. (2006). Aboriginal students' education inspiration: The effects of demographic variables as well as parents' and teachers' expectations. *NTTU Educational Research Journal, 17*(2), 33-58.】

邱皓政（2005）。**結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用**。臺北市：雙葉。

【Chiou, H.-J. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling with LISREL.* Taipei, Taiwan: Yeh Yeh Book Gallery.】

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。

【Lin, D.-S., & Chen, Y.-F. (2006). Cram school attendance and college entrance exam scores of senior high school students in Taiwan. *Bulletin of Educational Research, 52*(4), 35-70.】

林俊瑩、黃毅志（2008）。影響臺灣地區學生學業成就的可能機制：結構方程模式的探究。**臺灣教育社會學研究，8**（1），45-88。

【Lin, C.-Y., & Hwang, Y.-J. (2008). The possible mechanism influencing junior high school students' achievement in Taiwan: The exploration of structural equation modeling. *Taiwan Journal of Sociology of Education , 8*(1), 45-88.】

林清山（1991）。**多變量分析統計法**。臺北市：東華書局。

【Lin, C.-S. (1991). *Multivariate analysis of statistics*. Taipei, Taiwan: Tung Hua.】

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——以臺東地區

國中二年級生為例。**當代教育研究，17**（3），41-81。

【Lin, H.-M., & Hwang, Y.-J. (2009). The study on relationship among the aborigines and Hans, cram schooling and the academic achievement: The example of the Eighth graders in Taitung. *Contemporary Educational Research Quarterly, 17*(3), 41-81.】

周新富（2006）。Coleman 社會資本理論在臺灣地區的驗證——家庭、社會資本與學業成就之關係。**當代教育研究，14**（4），1-28。

【Chou, H.-F. (2006). Verification of Coleman's social capital theory in Taiwan area: The relationships of the family, social capital and academic achievement. *Contemporary Educational Research Quarterly, 14*(4), 1-28.】

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。

【Sun, C.-S., & Hwang, Y.-J. (1996). Shadow education, cultural capital and educational attainment. *Taiwanese Journal of Sociology, 19*, 95-139.】

教育部（2009）。**歷年校數，教師，職員，班級，學生及畢業生數（39 ～ 97 學年度）**。2009 年 11 月 21 日，取自 http://www.edu.tw/files/site_content/b0013/seriesdata.xls

【Ministry of Education (2009). *The number of schools, teachers, employees, classes, students, and graduates (academic year: 1950 to 2008)*. Retrieved November 21, 2009, from http://www.edu.tw/files/site_content/b0013/seriesdata.xls】

張芷雲（2003）。**臺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】**。中央研究院調查研究專題中心【管理、釋出單位】。

【Chang, L.-Y. (2003). *Taiwan Educational Panel Survey: Base year (2001) student data and parent data* [public release computer file]. Center for Survey Research, Academia Sinica [producer, distributor].】

張春興（1998）。**現代心理學**。臺北市：東華書局。

【Chang, C.-X. (1998). *Modern psychology*. Taipei, Taiwan: Tung Hua.】

陳怡靖（2001）。臺灣地區高中／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, Y.-G. (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（2004）。**臺灣地區高中多元入學與教育階層化關聯性之研究**。國立高雄師範大學教育學系博士論文，未出版，高雄市。

【Chen, Y.-G. (2004). *The Association of Multiple Senior-high School Entrance and Education Stratification in Taiwan*. Unpublished doctoral dissertation, National Kaohsiung Normal University, Kaohsiung, Taiwan.】

陳怡靖、陳密桃、黃毅志（2006）。臺灣地區高中多元入學與教育機會的關聯性之實證研究。**教育與心理研究，29**（3），433-459。

【Chen, Y.-G., Chen, M.-T., & Hwang, Y.-J. (2006). An empirical study on the relationship between multiple entrance program of senior high school and educational opportunity in Taiwan. *Journal of Education & Psychology, 29*(3), 433-459.】

陳怡靖、鄭燿男（2000）。臺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臺灣的適用性。**國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學，10**（3），416-434。

【Chen, Y.-G., & Cheng, J.-N. (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. Part C, Humanities and Social Sciences, 10*(3), 416-434.】

陳易甫（2000）。父母教養行為與子女教育抱負之關聯性研究。**東吳社會學報，9**，31-76。

【Chen, Y.-F. (2000). The study of the relationship of parenting behaviors and children's educational aspirations. *Soochow Journal of Sociology, 9*, 31-76.】

陳建州（2004）。教育期望的性別差異：高中、高職的比較。**兩性平等教育季刊，26**，43-57。

【Chen, J.-J. (2004). The gender differences of educational expectation: Compare senior high schools to senior vocational high schools. *Gender Equality in Education Quarterly, 26*, 43-57.】

陳建州、劉正（2004）。論多元入學方案之教育機會均等性。**教育研究集刊，50**（4），115-146。

【Chen, J.-J., & Liu, J. (2004). The multi-phase high school entrance program and the equity of educational opportunity. *Bulletin of Educational Research, 50*(4), 115-146.】

陳順利（2001）。原、漢青少年飲酒行為與學業成就之追蹤調查——以臺東縣關山地區為例。**教育與心理研究，24**，67-98。

【Chen, S.-L. (2001). A follow up survey study on factors causing differences between aborigine's and Han's secondary school students' drinking behavior and academic

achievement: A example from the Qau-San area of Taitung county. *Journal of Education & Psychology, 24*, 67-98.】

黃毅志（1995）。臺灣地區教育機會不平等性之變遷。**中國社會學刊，18**，243-273。

【Hwang, Y.-J. (1995). The change of inequality of educational opportunity in Taiwan. *Chinese Journal of Sociology, 18*, 243-273.】

黃毅志（2003）。「臺灣地區新職業聲望與社經地位量表」之建構與評估：社會科學與教育社會學研究本土化。**教育研究集刊，49**（4），1-31。

【Hwang, Y.-J. (2003). The construction and assessment of the "new occupational prestige and socioeconomic scores for Taiwan:" The indigenization of the social science and sociology of education research. *Bulletin of Educational Research, 49*(4), 1-31.】

黃毅志（2005）。教育研究中的「職業調查封閉式問卷」之信效度分析。**教育研究集刊，51**（4），43-71。

【Hwang, Y.-J. (2005). An analysis of the reliability and validity of the close-ended questionnaire of the occupational survey in the educational research. *Bulletin of Educational Research, 51*(4), 43-71.】

黃毅志、陳怡靖（2005）。臺灣的升學問題：教育社會學理論與研究之檢討。**臺灣教育社會學研究，5**（1），77-118。

【Hwang, Y.-J., & Chen, Y.-G. (2005). The problem of entering advanced schools in Taiwan: A sociology of education review on theory and research. *Taiwan Journal of Sociology of Education, 5*(1), 77-118.】

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。**教育研究集刊，54**（1），117-149。

【Hwang, Y.-J., & Chen, C.-W. (2008). Academic cram schooling, academic performance, and opportunity of entering public universities. *Bulletin of Educational Research, 54*(1), 117-149.】

黃毅志、侯松茂、巫有鎰（2005）。**臺東縣教育長期追蹤資料庫之建立：國中小學生學習狀況與心理健康追蹤調查**。臺東縣政府委託專題研究第四年成果報告。臺東縣：國立臺東大學教育研究所。

【Hwang, Y.-J., Hou, S.-M., & Wu, Y.-I. (2005). *Long-term Taitung educational database: The panel survey of junior high and elementary school students' learning condition and mental health*. Report from the Fourth Year in Taitung County Government. Taitung County, Taiwan: Department of Education, National Taitung University.】

楊肅棟（2001）。學校、教師、家長與學生特質對原漢學業成就的影響——以臺東縣國小為例。**臺灣教育社會學研究，1**（1），209-247。

【Yang, D. (2001). The effects of schools, teachers, parents, and students' characteristics on students' academic achievement: The case of Taitung county. *Taiwan Journal of Sociology of Education , 1*(1), 209-247.】

臺灣教育長期追蹤資料庫（2010）。**TEPS 國中綜合分析題目與變項對照表【2006.11.30】**。2010 年 10 月 19 日，取自 http://srda.sinica.edu.tw/DownloadFiles/C00124_2/4/w1w2_j_testing 題項對照表 20061130.pdf

【Taiwan Education Panel Survey (2010). *TEPS variable references and integrated analysis questions of junior high schools. [2006.11.30].* Retrieved October 19, 2010, from http://srda.sinica.edu.tw/DownloadFiles/C00124_2/4/w1w2_j_testing 題項對照表 20061130.pdf】

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。

【Liu, J. (2006). The transition, efficacy, and stratification of cram schooling in Taiwan. *Bulletin of Educational Research, 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。

【Kuan, P.-Y., & Lee, D.-Y. (2008). Effects of cram schooling on math performance: A counterfactual analysis. *Taiwanese Journal of Sociology, 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。

【Kuan, P.-Y., & Lee, D.-Y. (2010). Effects of cram schooling on math performance in junior high: A propensity score matching approach. *Bulletin of Educational Research, 56*(2), 105-139.】

蘇船利、黃毅志（2009）。文化資本透過學校社會資本對臺東縣國二學生學業成績之影響。**教育研究集刊，55**（3），99-129。

【Su, C.-L., & Hwang, Y.-J. (2009). Influence of cultural capital on academic performance through school social capital: A study of eighth graders in Taitung. *Bulletin of Educational Research, 55*(3), 99-129.】

Alexander, K. L., & Eckland, B. K. (1975). Contextual effects in the high school attainment process. *American Sociological Review, 40*, 402-416.

Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American occupation structure*. New York: John

Wiley & Sons.

Campbell, R. T. (1983). Status attainment research: End of the beginning or beginning of the end? *Sociology of Education, 56*, 47-62.

Hauser, R. M., Tsai, S. L., & Sewell, W. H. (1983). A model of social stratification with response error in social and psychology variables. *Sociology of Education, 56*, 20-46.

Lin, N. (1976). *Foundations of social research*. New York: Mcgraw-Hill.

Sewell, W. H., Haller, A. O., & Ohlendorf, G. W. (1970). The educational and early occupational status attainment process: Replication and revision. *American Sociological Review, 35*, 1014-1027.

Sewell, W. H., Haller, A. O., & Portes, A. (1969). The educational and early occupational attainment process. *American Sociological Review, 34*, 82-92.

Sewell, W. H., & Hauser, R. M. (1975). *Education, occupation, and earnings: Achievement in the early career*. New York: Academic Press.

Sewell, W. H., & Hauser, R. M. (1980). The Wisconsin longitudinal study of social and psychological factors in aspirations and achievements. In A. C. Kerckhoff (Ed.), *Research in sociology of education and socialization, Vol. 1* (pp. 59-101). Greenwich, CT: JAI.

Sewell, W. H., & Hauser, R. M. (1993). *A review of the Wisconsin longitudinal study of social and psychological factors in aspirations and achievements 1960-1992*. Madison, WI: University of Wisconsin.

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

Wilson, K. L., & Portes, A. (1975). The educational attainment process: Results from a national sample. *The American Journal of Sociology, 81*, 343-363.

附錄 教育期望對學業成績影響的貫時性迴歸分析

本研究圖 1 因果模型的變項間關係中，教育期望與學業成績間可能存在雙向因果。不過，依圖 1 的因果模型，本研究所關注的因果方向是教育期望對學業成績的影響，而非反向因果，由於篇幅限制本文也無法分析反向因果。然而，若要排除反向因果的影響，而更精確地估計教育期望對學業成績的影響，本附錄除了仍採用本文前面分析所用的 2001 年 TEPS 國一樣本外，也採用了這批樣本升到國三的第二波追蹤調查資料；用這兩筆資料做貫時性迴歸分析，可排除反向因果的影響，而更精確地估計教育期望對學業成績的影響，結果請參見附表。附表中沒有標示國一或國三的變項，都是國一時的變項。國三學業成績則以「國三時 TEPS『綜合分析能力測驗』中答對的題數」做測量，這項測驗的題數為 62 題（臺灣教育長期追蹤資料庫，2010）。

從附表模式一可發現，國一時的父母教育期望與子女自我教育期望對國三學業成績，都有不小的顯著正向影響，β 分別為 .18 與 .23；由於國一教育期望發生在國三學業成績之先，因果順序很清楚的是教育期望為因，學業成績為果。前面用國一樣本做橫斷面資料分析所得到：「父母教育期望與子女自我教育期望對學業成績都有正向影響」的發現，也就得到進一步的支持。接著在模式二多控制國一學業成績，仍發現父母教育期望與子女自我教育期望對國三學業成績有顯著正向影響，不過影響減弱，β 分別為 .05 與 .06。模式二是比較嚴苛的因果關係分析方式，因為控制國一學業成績後，國一以前的教育期望與國一教育期望透過國一學業成績，而對國三學業成績的影響都已被剔除，所估計的主要是國一教育期望透過對國二與國三的教育期望，而對國三學業成績之影響。

綜上所述，不論是附表模式一或模式二的進一步貫時性迴歸分析，都支持前面橫斷面資料分析中：「父母教育期望與子女自我教育期望對學業成績都有正向影響」之發現。

附表　教育期望對學業成績影響貫時性迴歸分析

			模式一		模式二	
			國三學業成績		國三學業成績	
			b	β	b	β
家庭社經地位	父親教育		.46*	.10	.23*	.05
	母親教育		.61*	.12	.23*	.05
	家庭收入		.14*	.05	.08*	.03
	父親職業	高層專業人員	1.63*	.03	.76	.01
		教師	2.02*	.03	.92	.01
		一般專門技術人員	1.00*	.03	.87*	.02
		公務人員	.16	.00	.17	.00
		事務人員	.11	.00	-.14	-.00
		服務工作人員	.55	.02	.29	.01
		體力工人[a]				
		其他職業	-.56	-.02	-.25	-.01
性別		女性[a]				
		男性	-.50*	-.02	-.34*	-.02
族群		本省閩南[a]				
		本省客家	-1.57*	-.05	-.75*	-.02
		外省	-.41	-.01	-.57*	-.02
		原住民	-4.58*	-.07	-.68	-.01
家庭完整性		雙親[a]				
		單親	-2.85*	-.07	-.51	-.01
		隔代	-3.61*	-.03	.00	.00
		寄親	-5.11*	-.07	-.29	-.00
兄弟人數			-.63*	-.05	-.07	-.01
姐妹人數			-.46*	-.04	.02	.00
學科補習		都沒有參加[a]				
		不到 4 小時	.05	.00	-.05	-.00
		4 到 8 小時	2.07*	.08	.98*	.04
		8 到 12 小時	2.34*	.07	.80*	.03
		12 小時以上	1.55*	.04	.54	.01
父母教育期望			1.11*	.18	.33*	.05
子女自我教育期望			1.15*	.23	.29*	.06
國一學業成績					.73*	.67
常數				-16.193		-14.019
樣本數				7,979		7,971
R^2				.341		.630

[a] 為類別變項中的對照組。

*$p < .05$