

臺灣教育社會學研究 五卷二期

2005年12月，頁1～47

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

李敦仁、余民寧

摘 要

根據家庭教育資源理論、匯流模式、資源稀釋模式和社經複製論，本研究提出一個影響教育成就取得的模式，以探討現今臺灣學子的教育成就取得的歷程及其相關因素。研究資料來源取自中央研究院2001年「臺灣教育長期追蹤資料庫（TEPS）」第一梯次國中一年級學生共13,434人為樣本，運用結構方程模式統計分析方法，對本研究所提的模式加以驗證。結果實證觀察資料支持修正後的教育成就取得模式，並且所提出的研究假設均獲得證實：(1)父母社經地位愈高，子女數愈少；(2)父母社經地位除了會直接影響子女教育成就外，亦會間接透過手足數目和家庭教育資源兩條路徑間接影響子女教育成就；(3)手足數目會稀釋家庭教育資源，與扮演家庭教育資源和教育成就之間的調節角色，並且匯流模式的影響效果大於資源稀釋模式。另外，本研究也針對研究結果和方法論提出建議，以作為未來進一步研究的參考。

關鍵詞：社經地位、手足數目、家庭教育資源、教育成就

• 本文作者：李敦仁 國立政治大學教育學系博士班研究生。

余民寧 國立政治大學教育學系教授。

• 投稿日期：2004年10月26日，接受刊登日期：2005年6月30日。

The Verification of a Structural Equation Model on SES, Siblings, Household Education Resources and Educational Achievement: Using the Empirical Data of the 2001 TEPS

Duen-Ren Lee

Graduate Department of Education,
National Chengchi University

Min-Ning Yu

Professor
Department of Education,
National Chengchi University

Abstract

Based on the theories of household education resources, confluence model, dilution model and social economical reproduction theory, this study aims to propose an educational achievement model and to explore the processes and correlated factors that influence on the achievement of junior high school students in Taiwan. By using data from Taiwan Education Panel Survey (TEPS) collected by Academic Sinica in 2001, 13,434 students were selected as samples. Results show that the empirical data supports the modified theory model and hypotheses are all been confirmed: (1) The higher SES, the less the number of siblings. (2) Not only is significant direct effect

of SES on the children educational achievement, but also the indirect effect through siblings and household education resources. (3) Siblings dilute household education resources and play a mediating role between household education resources and educational achievement. The influence effect of confluence model is stronger than that of dilution model. Therefore, this study proposes some useful suggestions to stakeholders and methods for the future research.

Keywords: SES, siblings, household education resources, educational achievement

壹、緒論

Hofferth、Boisjoly與Duncan（1998）評閱相關文獻後指出：接受良好的教育，不但可以賺取更多的財富和獲得穩定的工作機會，並與低教育程度者相比，高教育程度者比較能夠找到好的婚姻伴侶和維持長久的婚姻關係；甚至也活得比較久，活得比較健康。而這樣的研究結果，在國內一系列以「臺灣地區社會變遷基本調查」作為研究資料，同樣也獲得相似的實證研究結果（林大森，2001；章英華、薛承泰、黃毅志，1996；黃毅志，1996），教育不但影響個人日後職業與收入的取得，且教育本身也是代表社會地位和聲望的重要象徵，因此。教育在社會階層化歷程中的重要性乃不言而喻。

長久以來，在教育社會學中有關社會流動和地位成就取得一直是兩個主要研究的焦點（Bond & Saunders, 1999; Farrell & Schiefelbein, 1985），社會流動主要關注在代間社會地位傳承（蔡淑鈴、瞿海源，1992；Mare, 1981a, 1981b），基本上屬於「研究什麼（What）」的問題；而地位成就取得則關注於家庭出身背景到教育成就、職業、收入取得等一連串綿密的機制歷程（林大森，2001，2002；周新富，1999；黃毅志，1992，1996；蔡淑鈴，1988；Blau & Duncan, 1967; Bond & Saunders, 1999; De Graaf, De Graaf, & Kraaykamp, 2000; Scott, 2004; Sewell & Hauser, 1976），屬於「研究為什麼（Why）」的問題。雖然家庭出身背景在代間教育不均等的傳承關係上扮演著重要關鍵角色，且已被廣為接受，但代間教育不均等的傳承機制為何？特別是家庭環境與結構動態運作機制，形塑教育不均等，則持續引發研究人員的興趣。Scott（2004）歸納指出家庭為什麼會產生代間優勢傳承？至少可從三種不同面向加以說明：第一是家庭優勢複製的傳承所造成，主要探討人力、財務、社會、文化等各種不同標準化形式資本在教育傳承所扮演的角色；第二是家庭結構的影響，主要探討家庭結構類型、手足數目、母親是否為職業婦女與子女教育成就的關係；第三是兒童本身的個人特質所造成的影

響，如學習動機、心智能力、努力、教育抱負、自我尊重等因素。儘管教育階層化或地位取得研究已形成潮流，但地位取得卻仍受到嚴厲批評，被指為只有細緻的方法，而沒有厚實的理論基礎，或者是侷限於微觀個人層面的分析，而忽略了結構層面的分析（黃毅志，1992）。因此，提出一個「有理論基礎又能做結構面分析之地位成就取得模型」，則顯得特別重要。

國內有關教育成就取得的研究可說是卷帙浩繁，其影響教育成就取得的因素不外牽涉到四個層面：個人、家庭、學校和環境。個人層面指的是學童的智力表現、學習動機、人格態度與自我抱負、期許等；家庭層面指的是父母親提供給子女的有形及無形資源，如提供舒適的學習環境與設備、給予補習與家教、良好的親子關係及對子女教育積極的參與支持等；學校層面是指學校所能提供教育的質與量，如教室內上課的品質、師生的互動、享受教育的資源、同儕的互動等；環境層面是指學生或學校受外部環境的影響，如城鄉間有形及無形教育資源、都市化程度的差距及族群內等次級文化的存在。這四個層面，又會隨著個體受教育的時空、場域的差異，彼此會產生交互作用，對個體最後教育成就產生或多或少的影響。而家庭和學校是兩個最常被研究的社會體制，而本文研究亦關注於家庭這個社會體制如何影響個人教育成就的取得，除了家庭靜態結構（如家庭結構的完整性、社經地位、家庭規模大小等）外，是否家庭內的一些動態結構歷程因素也會影響教育成就的取得，而這種研究的觀點主要是延續Coleman所提出的非標準化形式資本的觀點，此研究取向也逐漸地受到關注（Wong, 2003）。

國內研究家庭背景與教育成就間關係的研究，主要是將家庭社經地位作為前置變項，再結合一些家庭及學校的中介歷程機制，探討對教育取得的影響，家庭中介機制包含財務資本、社會資本和文化資本三個主要概念，如孫清山與黃毅志（1996）、巫有鎰（1999）、陳怡靖與鄭耀男（2000）、林大森（2001）、楊肅棟（2001）和林亮雯（2003）等研究；而學校中介機制主要包含教育分流（tracking）這一個主要概念，如章英華等人（1996）、黃毅志（1996）和林大森（2002）等研究。除黃毅志（1996）採用結構方程模

式分析外，大都採用迴歸分析模式（Logistic regression 和 Multiple regression）作為統計分析方法，而在研究資料取得，除了以「臺灣地區社會變遷基本調查」一系列有關家庭背景及教育分流研究外，大都侷限在區域性的小樣本研究；而這些研究很少探討家庭內動態結構歷程因素如何影響個人教育成就的取得。本文基於上述研究的限制，重新提出一個結合探討家庭大小與教育成就關係模式（匯流模式、資源稀釋模式和混合假說模式）和家庭內動態結構歷程因素與教育成就關係理論（家庭教育資源理論和社經複製論），並以中央研究院2001年「臺灣教育長期追蹤資料庫」（Taiwan Education Panel Survey, TEPS）第一梯次國中一年級學生共13,434人作為樣本，運用結構方程模式（SEM）統計分析方法對本研究所提的模式加以驗證，探討社經地位、手足數目多寡、家庭教育資源分配與教育成就的因果機制，試圖檢證其相關研究假設，並嘗試建立一個家庭內動態結構歷程對臺灣民眾教育成就取得的因果模式，也對所建立之模式進行交叉驗證，以檢定模式是否具有穩定性。

貳、影響教育成就取得的相關理論及因素

從理論及過去的研究上發現，影響教育成就取得的因素不外牽涉到四個層面：個人、家庭、學校和環境。本文僅針對影響個人教育成就取得的家庭層面加以探討，至於其他三個層面本研究暫不觸及。

一、影響教育成就取得的家庭靜態結構因素

（一）家庭背景因素與教育成就的關係

家庭背景因素影響個人教育成就主要包含父、母親教育程度和家庭社經地位兩大因素。這兩種因素對個人教育成就來說，是一個必要但未必是充分的條件，但會透過一些中介機制而間接影響個人教育成就，並會隨著受教歷程和時間而逐漸減低其重要性。用來詮釋家庭背景因素影響個人教育成就最

佳的註腳是Coleman所提出的人力資本、財務資本及社會資本的三個概念。以下僅從人力資本和財務資本兩個家庭靜態結構因素來說明家庭背景和教育成就間的關係。

1.Coleman的人力資本

Coleman (1988) 指出影響學業成就有三種資本：人力資本、財務資本及社會資本。「人力資本」指的是父、母親的教育程度，父母教育程度愈高，愈有可能為子女的認知發展提供助力。何以人力資本有助於教育成就的取得？主要是透過人力資本和財務資本，加速社會資本的效用，但不代表缺乏人力資本和財務資本的情況下，就不會產生社會資本，一些貧民、低社經地位的家庭，仍可藉由社會資本彌補在人力資本和財務資本的劣勢，為子女提高其教育成就。用來衡量人力資本的指標大都指父母親學歷的高低，學歷愈高，其教育年數愈長，人力資本也愈雄厚，愈有可能為子女提供認知上的發展。但是，隨著教育擴張，受教育的年限逐漸拉長，學歷的高低，是否為一個好的衡量人力資本指標，仍有待商議。嚴格來說，教育高度擴張的情況下，充其量只能反映出教育量的多寡，無法反映出受教育的內容及品質。

相關人力資本的實證研究也發現，在控制其他因素的情況下，父母親教育程度與子女教育成就、入學機會或學業成績有所關聯。即父母教育程度愈高，其子女教育成就則愈高（陳正昌，1994；陳怡靖、鄭耀男，2000；曾天韻，2004；Scott, 2004）、入學機率較高（陳建州、劉正，2004）或學業成績有較佳的表現（巫有鎰，1999；楊肅棟，2001；Bond & Saunders, 1999; Fejgin, 1995; Kalmijn & Kraaykamp, 1996; Roscigno & Ainsworth-Darnell, 1999; Teachman, 1987）。

2.Coleman的財務資本

「財務資本」則反映在父母親的財富和收入上，透過財務資本的

運用，可以為子女提供較佳的物質學習環境以利學習。對於財務資本的測量指標，包括有形物質資源和無形物質資源。所謂有形物質資源，大都以家庭收入作為財務資本的直接測量指標（De Graaf, 1986; Fejgin, 1995; Hofferth, Boisjoly, & Duncan, 1998; Katsillis & Robinson, 1990; Teachman, 1987），但少數研究則以家庭讀書環境的布置，如專用書桌、書房、課外讀物、電腦、字典、百科全書等教育設施作為財務資本的間接測量指標（陳建志，1998；Roscigno & Ainsworth-Darnell, 1999）。但經濟學家認為，家庭經濟環境最好以終生所得或購買能力加以測量，因為它比單一時間點的收入測量還好，所以有些研究以家中是否擁有彩色電視機、電話、電冰箱、自動洗衣機、洗碗機、照相機、立體音響、汽車、房屋的棟數多寡及大小等物質設備，作為測量指標（De Graaf et al., 2000; Wong, 1998）；而無形物質資源，指的是父母花錢投資在子女身上的補習費用，大都以上安親班、補習班、才藝班、請家教及課後輔導作為財務資本的測量指標（林大森，2001；孫清山、黃毅志，1996；黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000；陳順利，2001；楊肅棟，2001）。

因此，「家庭收入」不但是財務資本的直接測量指標，也是父母社經地位的測量指標，為了避免「財務資本」和「父母社經地位」測量指標重疊，研究上我們把「家庭收入」作為父母社經地位的測量指標，而把「有形物質資源的間接測量指標」和「無形物質資源」作為財務資本的測量指標。至於為什麼家庭的財務資本會影響子女教育成就，從人力資本或社經複製論來看，提供了可能的解釋，即父母的教育程度愈高，職業地位愈高，未來的所得收入也愈豐富；至於有錢的父母為了厚植下一代的競爭優勢，常會為子女營造較好的讀書環境，或透過補習班、安親班，或請家教等補習手段，來提升子女的教育成就。

許多實證研究也發現，排除其他影響因子後，家庭的財務資本確

實會對子女的學業表現有所影響，例如Hearn（1984）、Hofferth、Boisjoly與Duncan（1998）、Lockheed與Fuller（1989）及Teachman、Paasch與Carver（1996）均發現家庭經濟收入愈高，子女輟學的可能性愈低，自由選讀學校程度愈高，學業表現也較好；Teachman（1987）、Fejgin（1995）、Wong（1998）與Roscigno等人（1999）則發現，家庭社經地位愈高者，父母愈能為子女營造良好的讀書環境和提供充沛的教育設備，進而有助於子女教育成就之取得。孫清山與黃毅志（1996）、陳怡靖與鄭耀男（2000）、曾天韻（2004）、楊肅棟（2001）、Bond與Saunders（1999）及Stevenson與Baker（1992）則發現，參加補習對於升學、受教年限及學業成績有正面影響效果。

（二）家庭大小與教育成就的關係

Dumont於1890提出「社會毛細管」（social capillarity）假說，認為家庭大小與社會流動之間可能具有負向關聯後，後續引發許多學者提出不同的理論或模式來探討家庭大小與子女智能表現的關係（Guto & Van Wey, 1999）。對於家庭大小與智能表現的因果機制，基本可分成三種理論模式：Zajonc的「匯流模式」、Blake的「資源稀釋模式」與Ellis Page的「混合假說模式」（admixture model）（Rodgers, Cleveland, & Rowe, 2000）。

「匯流模式」認為家庭結構——出生次序、家庭大小及出生間隔，對兒童的智能發展具有重要的影響力。Zajonc與Markus（1975）認為兒童智能是他所生長的家庭智性環境之函數，智性環境指的是家中所有小孩的智能水平未加權平均數，家中的小孩愈多愈會抑制家中的智性環境，此乃因為他們比較容易與心智未成熟的人互動，造成家庭的平均智性環境變差所致。因此，隨著子女數增加，特別是出生間隔又太過密集的情況下，對兒童的智能成長負面影響則愈大。所以，因智性環境造成智力變低，常常連帶地影響學業表現。相對於「匯流模式」，Blake（1985）則提出「資源稀釋模式」，重點擺在「手足關係」，認為家庭內手足數目愈多，每人平均所能分得到的時間、金錢與父母關心程度等家庭資源就愈少，因而愈不利於教育成就之取

得。

國內外許多以Zajonc的「匯流模式」與Blake的「資源稀釋模式」理論基礎，探討手足數目與教育成就關係之研究（巫有鎰，1999；陳建志，1998；陳順利，2001；楊肅棟，2001；De Graaf, 1986; Downey, 1995; Powell & Lala, 1993; Shavit & Pierce, 1991; Zajonc & Mullally, 1997），研究結果均發現手足數目與教育成就具有負相關，即手足數目愈多則子女教育成就表現愈差。

雖然兩個理論模式的解釋觀點有所不同，基本上Zajonc的「匯流模式」是以直接影響效果出發，即本文提出研究假設一；而Blake的「資源稀釋模式」是以間接影響效果作為出發點，即本文提出研究假設二，這兩個假設都有可能同時存在。

綜合上述兩個理論模式與相關實證研究，本研究提出下列兩個假設：

H₁：手足數目愈多，其教育成就愈低。

H₂：手足數目愈多，愈會稀釋家庭教育資源，間接不利於教育成就取得。

雖然上述兩個理論模式均足以說明手足數目與智能表現之間具有負向關聯，但手足數目增多不一定會影響學業表現或教育成就，尚需考慮可能的中介調節因素，如性別組成、出生間隔、家族結構型態，但是未考量性別組成、出生次序和出生間隔等三個因素情況下，所獲得的結論仍有待商榷，且手足數目與智能表現的負相關是一種線性關係或者非線性關係，仍有很大的討論空間；國內傳統上有重男輕女及姐代母職的特殊觀念，是否會隨著性別差異及角色能力而有所不同，仍有進一步探討的需要。在性別組成方面，陳怡靖與鄭耀男（2000）、Powell與Lala（1993）和Teachman（1987）的研究發現，只有男性才會稀釋教育資源而女性則不會；巫有鎰（1999）則研究指出，男性對教育資源的稀釋作用比女性大。在出生間隔方面，Powell與Lala以「匯流模式」為研究基礎，發現手足出生序列間隔愈密集，對教育成就的負面影響則愈強烈。在家族結構型態方面，Shavit與Pierce（1991）發現阿

拉伯的哈穆拉（Humula）父系家族制度，手足數目多並不會對教育成就產生負面的影響力。這可用Coleman的社會資本論做解釋，因為手足數目增多，父系家庭的成人們能對自己的下一代負起共同的教養責任，因此所提供的社會資本相對的比小家庭還多。

最後一種模式是由教育研究學者Ellis Page所提出的「混合假說模式」，Ellis Page認為出生次序與家庭大小並不會影響智力高低或心智能力差異；相反地，父母的智力分配情況才是影響智能表現的主要因素（Page & Grandon, 1979）。Rodgers等人（2000）以美國長期追蹤青少年調查資料庫（NLSY）1990/1992年的2,566位兒童及1994/1996年的2,541位兒童所做的研究，發現父母智力水平愈低，所生育的子女數愈多，但家庭大小並不會造就低智商的小孩。此外，對於社經地位與手足數目相關之研究，也發現社經地位與家庭大小具有負相關（巫有鎰，1999；De Graaf, 1986；Vrooman & Dronkers, 1986），這樣意謂著高社經的父母，所生的子女數愈少；而子女數愈多的家庭，其父母的社經地位往往都是比較低。謝高橋（1970）以臺灣地區十五個鄉鎮市區的樣本戶資料，研究發現教育、職業聲望和所得等的增加有利於生育數的減少。因此，對於出生在低社經地位及手足數目眾多且密集家庭之子女，容易形成雙重劣勢效應，造成教育成就取得上的雪上加霜。

基於上述理論模式與相關實證研究，本研究提出下列假設：

H₃：社經地位愈低，其生育的子女數愈多；社經地位愈高，其生育的子女數則愈少。

二、影響教育成就取得的家庭內動態歷程因素

（一）家庭教育資源理論

「家庭教育資源」此一概念的涵義甚廣，人言殊異。本研究所指稱的家庭教育資源係融合Bourdieu（1977）、Coleman（1988）、Downey（1995）、Fejgin（1995）、Hofferth等人（1998）、Roscigno與Ainsworth-Darnell（1999），以及Teachman（1987）等人之概念，將家庭教育資源分

成人力資本、財務資本、社會資本、文化資本等資源。由於財務資本、社會資本、文化資本等概念，經常不單獨出現，一般研究多半同時檢驗數種不同資本對於個人學業或地位取得的影響，再加以比較，藉以釐清不同資本的影響力。有關人力資本與財務資本的概念，前節已有論述，在此不再贅述。

1. Coleman的社會資本

「社會資本」此一原始概念之發展可歸功於法國社會學家Pierre Bourdieu和美國社會學家James Coleman兩位學者的努力（Portes, 2000）。Coleman（1988）的社會資本概念，主要是建立在結構功能論的觀點上，基本可以化約成規範（norm）與社會控制（social control）兩種元素，其目的專注於如何將社會資本轉化成創造人力資本。Coleman認為社會資本並非建立在個人之上，而是存在人與人的互動之中，由社會聯結和義務所形成的重要資源，因此社會資本被界定為「能作為個人資本財的社會結構資源」；它著重在「關係」層面，個人擁有愈多有助於目標行動的關係，則愈能動用這些關係來幫助目標達成。一般社會資本有五種型式：義務期望與信賴、資訊管道、規範與有效的懲罰、權威關係、可流用的社會組織和意圖性的組織；並認為家庭中的親子間關係強度、親子代間閉鎖（intergenerational closure）與時間結構的持續性有助於家中孩童社會資本之形成（Dika & Singh, 2002）。

Coleman（1988）進一步將家庭社會資本區分為家庭內社會資本和家庭外社會資本兩種類型。家庭內社會資本指的是父母與子女的互動情形，如良好的親子關係、對子女的鼓勵與關心、指導家庭作業，以及對子女有較高的教育期待等。因此，在教育方面，親子互動愈頻繁，則親子關係聯結愈強，表示家庭社會資本愈高，愈有助於提升子女的教育成就。家庭外的社會資本指的是父母與社區的人際關係網絡，包括與鄰居的相處、教師的聯繫、子女的朋友及朋友父母的認識等，這些人際關係網絡的強度愈強，表示社會資本愈高，愈有助於教

育成就。家長透過社會關係網絡的機制愈穩健，愈能提供有利的訊息和幫助，以「規範、期望和獎懲」等措施，形成功能性社群，達到限制和塑造兒童行動之目的。另外Coleman也指出，搬家的頻率愈高，社會關係網絡愈不易建立和維持穩定，因而不利於社會資本之發展與子女教育成就之取得。

許多以Coleman的社會資本論為基礎所做的實證研究均發現：社經地位較高的父母，除了會對子女的教育成就有直接正面影響，另外也會透過親子互動情形、父母對子女的教育關注與投入、親師互動，以及教育期望等社會資本，對子女的教育成就產生間接正向的影響（巫有鎰，1999；Fejgin, 1995; Hao & Bonstead-Bruns, 1998; Shi-chu & Williams, 1996; Wong, 1998）。

2. Bourdieu的文化資本

Bourdieu（1977）把「文化資本」定義為「人們對於上層文化所能掌握的程度」；因此，家庭的生活風格和消費型態是形成兒童文化資本的最重要來源，最後均能轉化成有助兒童學習的學習動機和學業表現的有價教育資源。一般文化資本可分為「形式文化」和「文化資源」兩種，「形式文化」即是Bourdieu的一般文化資本，指的是參觀博物館、美術展覽、歷史建築、聽音樂會、聽古典音樂、欣賞歌劇、藝廊和芭蕾等藝文活動；而「文化資源」則進一步擴大文化資本的概念，包括家庭的讀書氣氛，如父母每週的閱讀時間、每月上圖書館的次數與學生的學習習慣和生活風格，如曠課日數、作業習慣及穿著外表（De Graaf, 1986; Farkas, Robert, Daniel, & Yuan, 1990）。

至於為什麼文化資本會影響教育成就，主要有兩個影響機制可以說明：一是教師主動扮演守門員的角色，箝制學生的進與出。因為出身上層階級的孩子，由於家庭社會化使他們富有上層階級的形式文化，如高尚舉止、藝術品味；熟悉形式文化的孩子到學校接受教育後，容易與崇尚形式文化的教師溝通，亦獲得較多的關注、照顧與期

望，進而影響教育成就之取得（Kalmijn & Kraaykamp, 1996）。第二是體制化的貶黜歷程（institutionalized relegation）。社會複製論認為學校並不是價值中立的機構，舉凡學制建立、文憑的頒發、課程內容的選擇、評量制度、學生資格的訂定標準，大都是由帶有特定文化的強勢階級所主導，透過隱而不顯的學校教育，使之合法化，進而達成代間不均等的階級再製，而教育分流（tracking）就是最明顯的例子（Bourdieu & Passeron, 1990; Roscigno & Ainsworth-Darnell, 1999）。

許多以Bourdieu的文化複製論為概念，探討文化資本與學業表現或教育成就間之研究，研究結果大致呈現：即使控制父親教育和職業聲望後，「形式文化」資本仍對學業成績、個人教育程度具有影響力（陳怡靖、鄭耀男，2000；De Graaf, 1986; DiMaggio & Mohr, 1985; Dumais, 2002）；周新富（1999）、Kalmijn與Kraaykamp（1996）和Wong（1998）等人以「父母文化資本」作為中介變項，探討家庭背景與教育成就或學業成績的關係，發現社經背景可以透過父母文化資本對教育成就產生影響力，並且為兒童的教育抱負、成就動機和學業表現提供智性的成長氣氛。巫有鑑（1999）、陳建志（1998）、陳順利（2001）與楊肅棟（2001）等人以Farkas的「文化資源」為概念，進行文化資本與學生學業成績表現的相關研究，也發現教師對學生外表的評判，不但會影響學生的作業成績高低，而且對學業成績也具有預測力；另外，喝酒、抽煙、嚼檳榔等「負面的文化資源」也會對學業成績產生負面的影響力。雖然多數研究均支持Bourdieu文化資本論之假設但仍有少數研究如Katsillis與Rubinson（1990），以希臘高中生所做的研究發現，文化資本與學業成就間並沒有關聯性，社經地位對學業成就的影響，主要是透過學生的能力和努力而來，而非文化資本；孫清山與黃毅志（1996）所做的研究亦有類似的發現。因此，有關文化資本與學業成就關係的不一致，有可能是概念定義及研究對象的不同所造成。

綜合上述Coleman的財務資本、社會資本與Bourdieu的文化資本三者有關家庭教育資源理論與相關實證研究後，本研究提出下列兩個相關假設：

H₄：父母社經地位愈高，愈有能力為子女提供相關教育資源。

H₅：家庭教育資源愈豐富，子女教育成就愈高。

(二)社經複製論與Treiman工業化論

謝高橋（2004）認為影響教育取得三個最重要的因子：社會經濟地位、種族或族群與性別。至於社會經濟地位為什麼會影響教育成就取得，主要可從Marx或Bowles與Gintis的衝突論加以說明。社會衝突理論認為社會階級的成員共有某種社會化模式，即獲得語言、價值、生活型態、行為方式與興趣等共同特徵，這些地位團體會按道德評價類目，如榮譽、鑑賞力、教養、受尊敬、禮節、教化、良友與民俗等，區別他們自己與其他人。各個階級團體為了過更好的生活，會爭取更大的資源，如財富、權力與聲望，因而常有衝突與分裂發生。所以教育實際上是獲取權力、所得與社會地位的一種最佳的合法性利器，透過學校教育，加上自身擁有的經濟優勢與階級地位，如選擇就讀昂貴的私立小學或參加才藝補習、參與課程編訂、透過教育分流選擇合適的學校、或獎賞規則的制定等措施，來影響下一代的教育成就。

測量家庭社會經濟地位的方式，大都是指父、母親的教育程度、職業或所得等指標。不論何種測量，社經地位與教育取得或成就具有正相關（巫有鎰，1999；陳正昌，1994；陳建志，1998；陳怡靖、鄭耀男，2000；曾天韻，2004；楊肅棟，2001；Bond & Saunders, 1999; Fejgin, 1995; Kalmijn & Kraaykamp, 1996; Roscigno & Ainsworth-Darnell, 1999; Scott, 2004）。所以不論是標準化能力或成就測驗、課業成績、參與學術而非職業學校計畫、參與課外活動或教育年數，都對來自家庭社經背景較佳的學童有利。綜合上述，本研究提出下列相關研究假設：

H₆：家庭社經地位愈高，其子女教育成就則愈佳。

在農業社會與工業社會中，家庭社經背景對教育成就的影響路徑應有所

不同，根據Treiman（1970）工業化論的假設，隨著工業化社會的到來，職業結構要求的是專業分工，需要的是專門的知識與技能，人才拔擢的方式由出身背景的考慮，轉向才智的競爭，以往由上層階級所保有的競爭優勢慢慢消失不見，為了繼續保有未來的競爭優勢，上層階級乃轉而透過隱而不顯的間接手段，如投資經濟、社會和文化等非標準形式的資本，來為下一代儲值競爭優勢，所以家庭社經背景對子女教育成就的間接影響力應會隨著工業化社會的到來而逐漸增加影響力。基於上述，本研究提出下列相關假設：

H₇：社經地位透過家庭教育資源對子女教育成就的間接影響力大於直接影響力。

參、研究方法

一、理論架構與研究目的

本研究理論架構主要以探討家庭大小與教育成就的三個關係模式、家庭教育資源理論與社經複製論作為理論基礎，並結合相關實證研究，建構出以社經地位為前置變項，手足數目與家庭教育資源為中介變項，教育成就為結果變項的結構方程模式，以探討家庭內動態結構歷程對教育成就取得的因果機制。研究主要分析架構如圖1所示。

潛在自變項為「社經地位（ ξ_1 ）」，主要是以父親教育程度（X1）、母親教育程度（X2）、父親職業（X3）、母親職業（X4）、家庭收入（X5）等五個指標變項來表示。

潛在依變項分別為(1)「手足數目（ η_1 ）」，主要以兄弟姊妹數（Y1）單一指標變項來表示；(2)「家庭教育資源（ η_2 ）」，主要以財務資本（Y2）、社會資本（Y3）及文化資本（Y4）等三個指標變項來表示；(3)「教育成就（ η_3 ）」，主要以一般分析能力（Y5）、數學或數字型分析能力（Y6）、數學分析能力（Y7）及綜合分析能力（Y8）等四個指標變項來

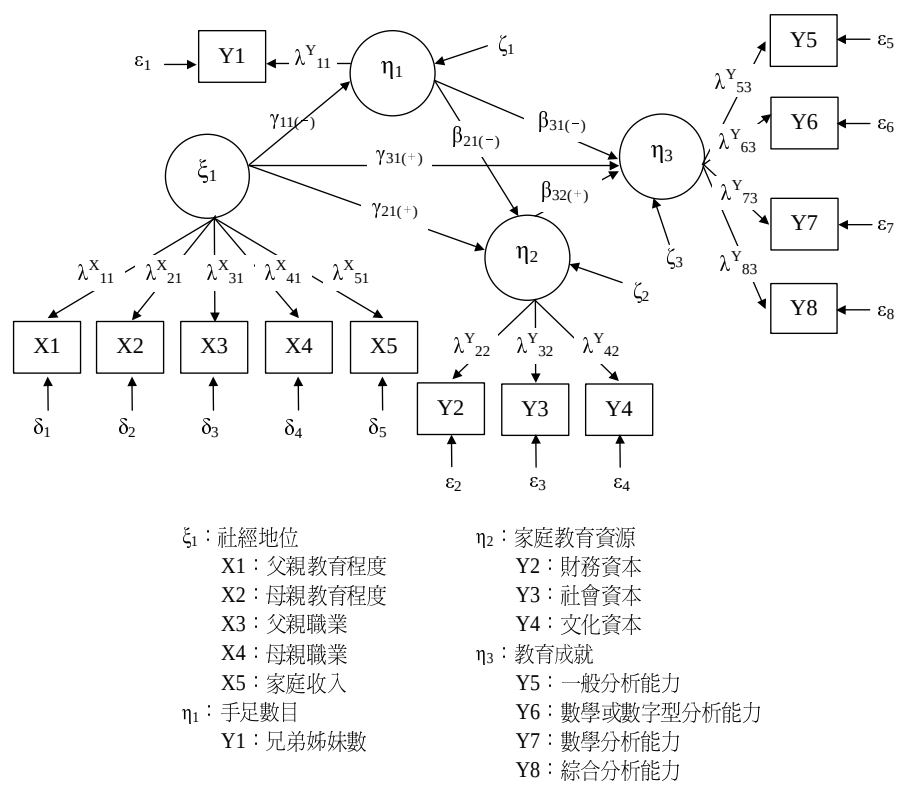


圖1 社經地位、手足數目、家庭教育資源和教育成就結構關係模式圖

表示。

基於所提出的模式架構，本研究的研究目的如下：

- 1.以TEPS所得的實證資料，可以支持本研究所提出的理論模式。
- 2.在上述所提出的理論模式下， $H_1 \sim H_7$ 的研究假設都能獲得證實。
- 3.在跨樣本的交叉驗證上，本研究所提出的理論模式具有模式穩定性。

二、資料來源

本研究資料取自中研院2001年釋出之TEPS資料庫第一梯次國中一年級的調查問卷。該研究抽樣係依據城鄉及公立／私立，以分層隨機抽樣方式進

行抽樣。先抽出學校，每校依規模大小分別再抽出4~6班，再從每班隨機抽出15名學生。在2001年國中第一梯次田野資料收集，共抽出學校總數338所，實際完成訪問學校總數333所，班級數1,244班，學生約2萬人。

本研究分析之樣本為70%的國中樣本數。該資料庫問卷可分為四種：學生、家長、老師與學校，本研究僅用學生、家長兩種問卷，以及學生綜合分析能力測驗等三部分（張荳雲，2003）。

三、變項界定與測量

(一)手足數目

以學生問卷中「你有幾位哥哥？幾位弟弟？幾位姊姊？幾位妹妹？」四個題項加總計算所得總數，作為手足數目的測量指標，總數愈多代表家中的兄弟姊妹數愈多。

(二)社經地位

根據馬信行（1990）在「一九九〇年臺灣人口普查中教育資料之分析與詮釋」研究中，以教育程度、所得及職業地位三項指標之總分代表社經地位。社經地位測量指標的測量和計分方式如下：

1.父／母親教育程度

將家長問卷中「父／母親教育程度」轉換為教育年數，作為測量依據。轉換方式則按照國內學制將各級學校轉換為教育年數作為測量，未受任何教育轉換為0年、國小程度轉換成6年、國中程度轉換成9年、高中（職）程度轉換成12年、二專、五專程度轉換成14年、三專程度轉換成15年、大學程度轉換成16年、研究所程度轉換成18年，分數愈高代表教育程度愈高。

2.父／母親職業

以家長問卷中「父／母親職業類別」作為父、母親的職業測量指標。計分方式採用黃毅志（1998）將社會變遷重新分類，轉換成五等的順序尺度職業社經地位測量：以非技術及體力工，與農、林、漁、

牧工作人員爲1；技術工及有關工作人員，機械設備操作工及組裝工，服務人員及售貨員爲2；事務工作人員爲3；技術員及助理專業人員爲4；民意代表、行政主管、企業主管及經理人員，專業人員爲5，數字愈大代表父、母親的職業地位愈高。

3.家庭收入

以家長問卷中「家中近十年的經濟狀況？」和「你家裡每個月的總收入是多少？」兩個題項進行主成分分析，抽取特徵值大於1的第一主成分分數作爲家庭收入測量指標，分數愈高代表家庭收入愈多。

(三)家庭教育資源

本研究家庭教育資源，包含下列三項測量指標來源。茲分別說明如下：

1.財務資本

以家長問卷中「他這學期課外補習平均每月的花費？」、「他這學期才藝補習平均每月的花費？」、「家中有訂閱或購買中文雜誌或刊物」、「家中有訂閱或購買外文報紙、雜誌」、「家中有百科全書」、「家中有裝網際網路」等六個題項加以測量，前兩個題項計分方式：以沒有補習爲1；1000元以下爲2；1001~2000元爲3；2001~3000元爲4；3001~4000元爲5；4001元以上爲6；後四個題項計分方式：以「有」爲1、「沒有」爲0，得分最高4分。上述六個題項加總計算所得總分，作爲財務資本測量指標，分數愈高代表家庭財務資源愈豐富。

2.社會資本

以學生問卷中「父／母常不常和你談升學或就業的事情？」、「父／母會不會聽你講內心的話？」、「父／母會不會看你的作業或考卷、了解你的學習情況？」、「父／母會不會參加你學校的活動，或擔任家長會委員或義工？」、「爸媽會帶你拜訪親友」、「家裡常有親友來訪」等十個測量題項，以及家長問卷中「您曾爲了讓他上比較好的學校而遷戶口？」、「您曾爲他安排到比較好的班級？」、

「上國小時您認識孩子班上其他同學的家長？」、「請問您（或您的配偶）期待他唸到甚麼程度？」等四個題項，合計十四個測量題項進行主成分分析，抽取特徵值大於1的第一主成分分數作為社會資本測量指標，分數愈高代表家庭社會資源愈高。

測量題項「請問您（或您的配偶）期待他唸到甚麼程度？」的計分方式：依照「國中畢業」為1、「高中／高職畢業」為2、「專科、技術學院或科技大學畢業」為3、「一般大學畢業」為4、「研究所畢業」為5，轉換為五等的次序尺度；其餘的題項則依照「從來沒有」、「偶爾如此」、「有時如此」、「經常如此」分別給予1至4分。

3.文化資本

以家長問卷中「上國小時您常不常和他一起逛書店、書展或各種展覽？」、「上國小時您常不常和他一起去聽古典音樂、觀賞舞蹈或戲曲表演？」、「曾讓他參加才藝班的種類？」等三個題項加以測量。前兩個題項的計分方式：依照「從來沒有」、「偶爾如此」、「有時如此」、「經常如此」分別給予1至4分，而「曾讓他參加才藝班的種類？」則以參與類別加以計算，「有參加」一個種類則得1分，「未參加」則得0分，總共有五個類別，分別是：音樂、樂器才藝班；心算、藝棋才藝班；繪畫美勞才藝班；舞蹈體操才藝和其他才藝班，得分最高5分。上述三個題項加總計算所得總分，作為文化資本測量指標，分數愈高代表家庭文化資源愈高。

(四)教育成就

以學生問卷綜合分析能力中利用IRT 3-P模式估算「一般能力測驗」、「數學或數字型分析能力測驗」、「數學分析能力測驗」和「綜合分析能力測驗」答題行為所得到的學生能力估計值，作為「教育成就」四個測量指標。

四、資料處理

首先將TEPS國中學生問卷資料檔與家長問卷資料檔合併成爲一個資料檔，求取相關係數矩陣、平均數和標準差，接著再以LISREL8.54版電腦統計套裝軟體進行線性結構方程模式的參數估計、適配度考驗與模式確認，並以.05作爲統計顯著水準。

由於總樣本數高達13,434人，可算是大樣本資料，爲了評估假設模型的穩定性，研究者特別將樣本切割爲兩個次級樣本，隨機選取50%的測定樣本，作爲模式建立之用，剩餘50%爲效度樣本，作爲模式交叉驗證之用。至於對於樣本資料缺失值的處理，研究者採用整列剔除法方式加以處理；因此，LISREL分析的實際測定樣本數爲5,711人，效度樣本數爲5,590人，合計11,301人。

肆、研究結果

首先以測定樣本，進行理論模式與觀察資料的適配度考驗，並以最大似估計法（Maximum Likelihood, ML）進行參數估計。表1爲各觀察變項的平均數、標準差和相關係數一覽表，對角線以下之下三角型矩陣爲測定樣本相關係數矩陣、平均數與標準差；對角線以上之上三角型矩陣爲效度樣本相關係數矩陣、平均數與標準差。由4個潛在變項、13個測量指標的相關係數矩陣得知，相關係數皆達.01的顯著性水準，表示13個觀察變項之間有著密切的關係存在。

一、理論模式之適配度考驗

依Bagozzi與Yi（1988）建議，本研究從基本適配度、整體適配度與內在結構適配度三方面進行結構方程模式之評鑑，說明如下：

表1 各觀察變項的平均數、標準差及相關係數

變項	X1	X2	X3	X4	X5	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	M	SD
社經地位															
(ξ_1)															
父親教育程度(X1)	—	.619*	.463*	.412*	.413*	-.196*	.421*	.196*	.398*	.320*	.332*	.315*	.366*	11.89	2.59
母親教育成度(X2)	.617*	—	.366*	.470*	.372*	-.195*	.364*	.172*	.390*	.280*	.293*	.282*	.323*	11.04	2.30
父親職業(X3)	.460*	.370*	—	.458*	.308*	-.128*	.283*	.147*	.296*	.215*	.219*	.209*	.244*	2.05	1.46
母親職業(X4)	.432*	.482*	.425*	—	.320*	-.142*	.313*	.157*	.335*	.214*	.224*	.214*	.247*	1.86	1.38
家庭收入(X5)	.430*	.392*	.318*	.337*	—	-.143*	.486*	.207*	.365*	.254*	.281*	.272*	.295*	.07	.97
手足數目															
(ξ_1)															
兄弟姊妹數(Y1)	-.199*	-.185*	-.143*	-.156*	-.163*	—	-.153*	-.103*	-.182*	-.169*	-.194*	-.188*	-.218*	5.78	1.25
家庭教育資源(η_1)															
財務資本(Y2)	.393*	.372*	.268*	.301*	.480*	-.164*	—	.284*	.512*	.297*	.327*	.314*	.351*	5.89	1.81
社會資本(Y3)	.204*	.182*	.163*	.146*	.221*	-.100*	.279*	—	.328*	.202*	.221*	.209*	.241*	.08	.96
文化資本(Y4)	.395*	.388*	.281*	.298*	.345*	-.196*	.490*	.319*	—	.262*	.283*	.275*	.316*	1.24	1.70
教育成就															
(η_2)															
一般分析能力(Y5)	.270*	.268*	.191*	.203*	.259*	-.205*	.300*	.208*	.277*	—	.822*	.683*	.832*	.06	.85
數學或數字型分析能力(Y6)	.303*	.287*	.214*	.212*	.278*	-.221*	.322*	.219*	.285*	.822*	—	.964*	.949*	.07	.90
數學分析能力(Y7)	.296*	.274*	.207*	.205*	.265*	-.215*	.306*	.206*	.271*	.682*	.964*	—	.920*	.07	.88
綜合分析能力(Y8)	.328*	.312*	.229*	.239*	.293*	-.245*	.338*	.233*	.309*	.832*	.951*	.923*	—	.08	.92
平均數(M)	11.88	11.06	2.06	1.87	.07	5.74	5.96	.08	1.24	.06	.06	.06	.07		
標準差(SD)	2.58	2.27	1.45	1.39	.97	1.20	1.79	.95	1.70	.85	.92	.90	.93		

註1：對角線以下之下三角型為測定樣本相關係數矩陣（N=5,711），對角線以上之上三角型為效度樣本相關係數矩陣（N=5,590）。

註2：* $p < .01$

(一)模式的基本適配度考驗

由於本研究在評估理論模式適配度之前，檢查到一個異常的估計值——「數學或數字型分析能力測驗」此變項標準化估計值大於1.0，測量變異誤為負值，因此研究者仍決定將此變項留在模式中，但是將這個異常的誤差變異數設定為.0001，然後才重新進行模式的估計。模式重新估計的結果，皆符合基本適配度標準，表示所獲得的模式在理論上是合適的，可進一步看整體模式適配度及模式內在結構適配度。

(二)模式的整體適配度考驗

表2為家庭內動態結構歷程教育成就取得模式的整體適配度考驗結果，由表2得知，理論模式與觀察資料整體適配度卡方考驗 $\chi^2_{(61)}=4616.51$ ， $N=5,711$ ， $p<.001$ ，達顯著水準，表示觀察所得之共變數矩陣與理論上的共變數矩陣均等的假設必須予以拒絕，亦即理論模式與觀察資料並不適配，顯示本模式須進行模式修正。本研究主要以卡方差異檢定和Lagrange多重檢定，作為模式修正方法，並依據LISREL所提供的修正指標進行修正，每次修正只限於一個修正指標，以避免「為改善適配度而修正」，或修改後的參數理論無法解釋。依據理論模式分析所提供的修正指標訊息，研究者把相關測量指標的測量誤差設相關，進行模式修正，修正後卡方考驗結果得 $\chi^2_{(53)}=164.1658$ ， $N=5,711$ ， $p<.05$ ，仍達顯著水準，顯示修正後的理論模式與觀察資料依然無法適配。然而，卡方檢定對樣本數相當敏感，並且資料是否呈現多變量常態分配有較嚴格的要求，一旦樣本過大或資料偏離多變量常態分配會造成卡方統計量急遽上升而導致拒絕虛無假設（Jöreskog & Sörbom, 1993）。本研究之測定樣本數5,711人遠大於LISREL所估計之臨界樣本數，且以PRELIS 2.45進行資料多變項常態分配卡方考驗得 χ^2 值為12173.058（ $p<.001$ ），顯示本研究所蒐集的觀察資料並未符合多變項常態分配的基本假定。因此， χ^2 檢定也許就比較不適合拿來進行模式的考驗，尚須參考其他重要適配指標作為評鑑之依據。

其他重要的適配度指標或替代性指標，如GFI、AGFI、GFI、NFI、

表2 初始理論模式與修正後理論模式之整體適配度考驗指數比較
(N=5,711)

指標	初始理論模式	修正後理論模式
df	61	53
卡方考驗		
χ^2	4616.5057	164.1658
χ^2/df	75.6804	3.0970
適配度指標		
GFI	.8894	.9956
AGFI	.8350	.9924
PGFI	.5962	.5799
IFI	.8879	.9982
NFI	.8870	.9974
NNFI	.8566	.9974
替代性指標		
Independence AIC	62577.2628	62577.2628
Model AIC	4676.5057	240.1658
Saturated AIC	182.00	182.00
PNFI	.6937	.6777
CFI	.8878	.9982
RFI	.8555	.9962
RMSEA	.1144	.0192
殘差分析		
RMR	.0627	.0253
SRMR	.0353	.0158

NNFI、IFI、RFI，這些適配指數皆大於.90以上之要求，RMSEA則小於.05以下之標準；殘差分析指標，如SRMR也小於.05以下之標準，這些結果都顯示修正後的教育成就取得模式與觀察資料的整體適配度相當理想。

在模式精簡度方面，本模式之AIC指數為240.1658，雖然小於獨立模式之指數62577.2628，但大於飽和模式之指數182.00，未能完全符合「理論模式的AIC必須小於飽和模式與獨立模式的AIC」之標準。其次， χ^2 比率（ χ^2/df ）為3.10，也不符合「 χ^2 比率應介於1~3之間」的標準，這些結果顯示修正後的理論模式並非是一個精簡的模式。

綜合而言，本研究所建構的家庭內動態結構歷程教育成就取得模式在整體適配度的考驗上，各項適配指標都顯示修正後的理論模式與觀察資料有相當的適配度，即修正後的理論模式應可以用來解釋實際的觀察資料。

(三)模式之內在結構適配度考驗

依Hair、Anderson、Tatham與Black等人（1998）主張應包括測量模式及結構模式適配度兩方面進行模式內在結構適配度評鑑，說明如表3。

表3 修正理論模式的所有估計參數顯著性考驗及完全標準化估計值

參數	估計值	標準誤	t 值	標準化估計值	參數	估計值	標準誤	t 值	標準化估計值
λ^x_{11}	1.8795	.0357	52.6469*	.7296	δ_4	1.2955	.0291	44.4781*	.6761
λ^x_{21}	1.5516	.0324	47.9607*	.6837	δ_5	.6039	.0137	44.1977*	.6418
λ^x_{31}	.7680	.0212	36.1666*	.5295	ε_1	----	----	----	0
λ^x_{41}	.7879	.0197	40.0471*	.5692	ε_2	1.6740	.0458	36.5652*	.5620
λ^x_{51}	.5806	.0134	43.4811*	.5985	ε_3	.7402	.0149	49.6658*	.8255
λ^y_{11}	1.2009	----	----	1.00	ε_4	1.4195	.0416	34.1117*	.4944
λ^y_{22}	1.2282	----	----	.6885	ε_5	.1837	.0045	41.0420*	.2536
λ^y_{32}	.3956	.0152	25.9872*	.4178	ε_6	.0805	.0015	53.4890*	.0954
λ^y_{42}	1.2048	.0316	38.1435*	.7110	ε_7	.1201	.0022	53.7165*	.1483
λ^y_{53}	.7353	----	----	.8639	ε_8	.0001	----	----	.0001
λ^y_{63}	.8742	.0081	107.6533*	.9511	ζ_1	.9252	.0178	51.8813*	.9252
λ^y_{73}	.8307	.0101	81.9217*	.9229	ζ_2	.3987	.0234	17.0411*	.3987
λ^y_{83}	.9305	.0083	112.1991*	.9999	ζ_3	.7489	.0194	38.5443*	.7489
γ_{11}	-.2734	.0151	-18.0525*	-.2734	$\Theta_{\delta 1 \delta 2}$	.6766	.0640	10.5722*	.1157
γ_{21}	.7609	.0208	36.5585*	.7609	$\Theta_{\delta 1 \delta 3}$	.2593	.0363	7.1534*	.0694
γ_{31}	.1981	.0299	6.6348*	.1981	$\Theta_{\delta 2 \delta 4}$	.2762	.0306	9.0322*	.0879
β_{21}	-.0480	.0142	-3.3731*	-.0480	$\Theta_{\delta 3 \delta 4}$	.2414	.0214	11.2820*	.1203
β_{31}	-.1170	.0125	-9.3736*	-.1170	$\Theta_{\varepsilon 5 \varepsilon 7}$	-.0885	.0019	-46.6357*	-.1156
β_{32}	.2848	.0309	9.2106*	.2848	$\Theta_{\varepsilon 5 \varepsilon 8}$	-.0251	.0018	-13.5708*	-.0317
δ_1	3.1028	.0963	32.2367*	.4676	$\Theta_{\varepsilon 6 \varepsilon 7}$	.0714	.0016	44.4010*	.0862
δ_2	2.7432	.0774	35.4259*	.5326	$\Theta_{\delta 5 \varepsilon 2}$	.2601	.0176	14.8065*	.1503
δ_3	1.5138	.0334	45.3090*	.7196					

註 1：----為限制性條件，因此未進行估計。

註 2：* $p < .05$

就測量模式的適配度而言，表3顯示所有估計的因素負荷量（即 λ 值）皆達顯著水準， $t=-46.6357\sim112.1991$ ， $p<.05$ ，符合「因素負荷量應達顯著水準」的評鑑標準。其次，表4教育成就取得模式13個測量指標的個別指標信度有6個低於.50的標準，依序是母親教育程度、父親職業、母親職業、家庭收入、財務資本、社會資本，此一結果顯示這6個觀察變項的測量誤差不小。第三，表4顯示教育成就取得關係模式4個潛在變項社經地位、手足數目、家庭教育資源與教育成就的組成信度依序為.7435、1.00、.6370、.9656，全部都達「.60以上」的評鑑標準。最後，在變異抽取量方面，教育成就取得關係模式4個潛在變項的變異抽取量依序是.3925、1.00、.3847、.8757。除社經地位與家庭教育資源偏低外，其餘潛在變項的變異抽取量則達.50以上之標準。

表4 修正模式的觀察變項之個別指標信度及潛在變項的組成信度與平均變異抽取量

變項	個別指標信度	潛在變項的組成信度	平均變異抽取量
社經地位(ξ_1)	----	.7435	.3925
父親教育程度(X1)	.5324	----	----
母親教育程度(X2)	.4674	----	----
父親職業(X3)	.2804	----	----
母親職業(X4)	.3239	----	----
家庭收入(X5)	.3582	----	----
手足數目(η_1)	----	1.00	1.00
兄弟姊妹數(Y1)	1.00 ^a	----	----
家庭教育資源(η_2)	----	.6370	.3847
財務資本(Y2)	.4740	----	----
社會資本(Y3)	.1745	----	----
文化資本(Y4)	.5056	----	----
教育成就(η_3)	----	.9656	.8757
一般分析能力(Y5)	.7464	----	----
數學或數字型分析能力(Y6)	.9046	----	----
數學分析能力(Y7)	.8517	----	----
綜合分析能力(Y8)	.9999	----	----

註：^a 限制性估計值

在結構模式的適配度方面，Hair Jr.等人（1998）認為應從結構參數（表3中的 γ 及 β 值）的顯著性考驗、潛在變項的 R^2 值和潛在變項的相關係數等三方面來評量。根據表3，所有估計的結構參數都達.05的顯著水準（ $t=-18.0525\sim36.5585$, $p<.05$ ）。其次，根據表3殘差變異量（ ζ ）計算所得的潛在依變項 R^2 值，手足數目、家庭教育資源與教育成就三個潛在依變項依序為.0748、.6013、.2511，其中只有家庭教育資源的 R^2 值高於.50，其餘兩個潛在依變項明顯偏低。最後，表5顯示教育成就取得關係模式四個潛在變項的交互相關係數介於-.2734~.7741之間，合乎「潛在變項的相關係數應低於.90」的評鑑標準。

表5 教育成就取得關係模式四個潛在變項的交互相關係數

潛在變項	1.	2.	3.	4.
1.社經地位(ξ_1)	1.00			
2.手足數目(η_1)	-.2734	1.00		
3.家庭教育資源(η_2)	.7741	-.2560	1.00	
4.教育成就(η_3)	.4505	-.2441	.4680	1.00

綜合而言，修正後的家庭內教育成就取得模式的內在品質評鑑方面，有6個測量指標的指標信度低於.50，社經地位、家庭教育資源的變異抽取量不到.50的標準，而手足數目與教育成就的 R^2 值也稍低。其餘的評鑑指標都顯示修正後的家庭內教育成就取得關係模式的內在品質甚佳。

二、模式中潛在變項之間的效果

除了整體模式適配度的考驗與模式內在品質的評鑑之外，尚需進一步比較各潛在變項之間的效果，才能了解變項間的線性結構關係，而潛在變項間的效果包括直接效果、間接效果和全體效果三方面，如圖2與表6所示。

(一)就社經地位效果方面

從圖2與表6的理論模式分析結果發現：社經地位除了對手足數目

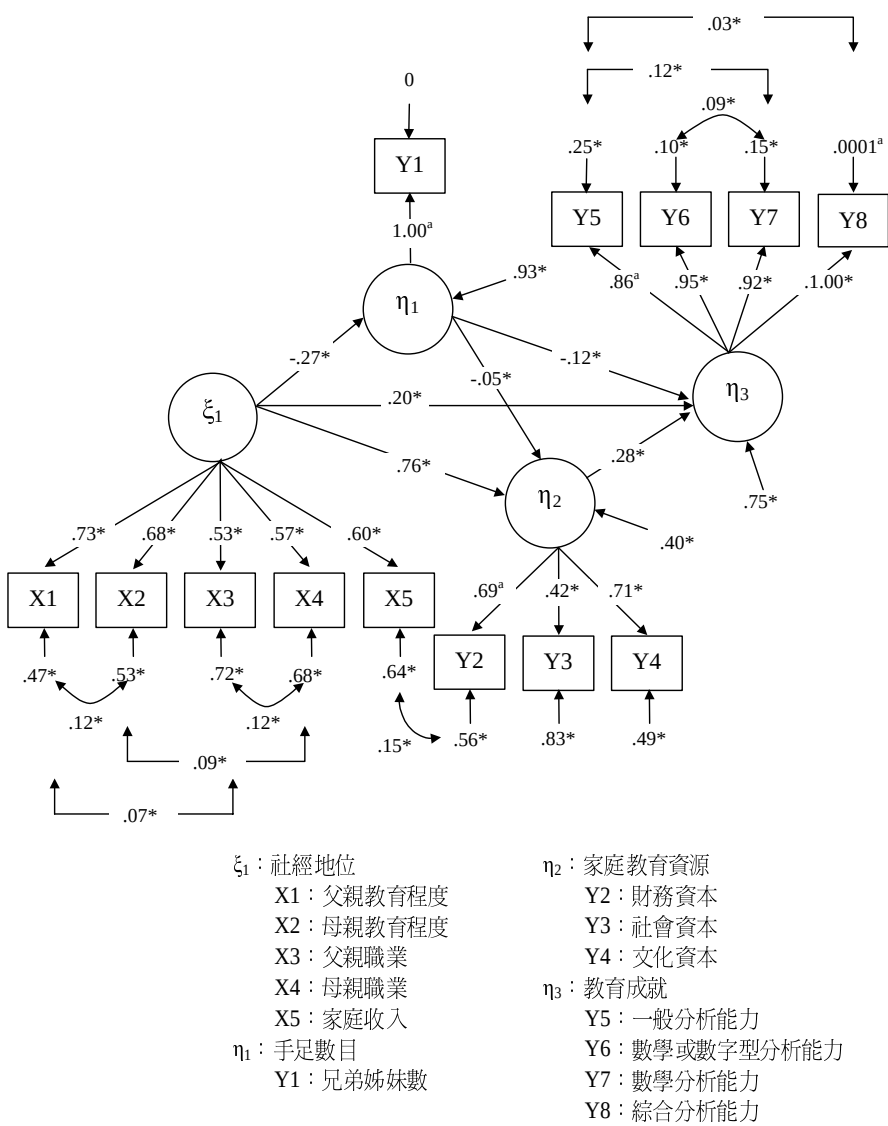


圖2 修正後之結構關係模式

註：^a表示參照指標，為限制性估計參數；*表示 $p < .05$ 。

($\gamma_{11}=-.2734$)、家庭教育資源($\gamma_{21}=.7609$)與教育成就($\gamma_{31}=.1981$)具有直接影響效果，亦會透過手足數目與家庭教育資源對教育成就產生間接效果(.2524)，故社經地位對教育成就的全體效果為.4505。研究結果支持本研究所提的研究假設H₃、H₄、H₆，即父母社經地位愈高，生育子女數愈少，提供給子女的教育資源愈豐富，相對地子女的教育成就也愈高。

(二)就手足數目效果方面

理論模式分析結果也發現：手足數目除了對教育成就($\beta_{31}=-.1170$)具有直接負向的影響效果，亦會透過家庭教育資源對教育成就產生間接負向影響效果($\beta_{21}*\beta_{32}=-.0134$)，故全體效果為-.1307。研究結果支持研究假設H₁、H₂，即手足數目會負向影響教育成就。

(三)就家庭教育資源效果方面

本研究假設家庭教育資源對教育成就有直接正向影響效果，理論模式實際分析結果發現：家庭教育資源對教育成就($\beta_{32}=.2848$)具有直接正向影響效果。研究結果支持研究假設H₅，即家庭教育資源愈豐富，子女的教育成就則愈高。

綜合社經地位對教育成就的三條影響路徑，社經地位透過家庭教育資源對教育成就的間接影響力(.2167)最大、直接影響力(.1981)次之，透過手足數目的間接影響力(.0357)最小。因此，從三條影響路徑來看，社經地位對教育成就的直接影響路徑代表的是傳統社經複製論觀點，其效果值為.1981；家庭社經地位透過家庭教育資源對教育成就的間接影響路徑則反映工業化論假設，其效果值.2167。二者效果值相互比較，則支持研究假設H₇的假定，即隨著工業化社會到來，父母透過非標準化形式資本對子女教育成就的間接影響力會大於直接影響力；進一步從手足數目對教育成就的影響路徑來看，手足數目對教育成就的直接影響效果(-.1170)大於間接影響效果(-.0137)。

表6 4個潛在變項效果值的顯著性考驗及完全標準化效果值

自變項	依變項(內衍潛在變項)		
	η_1 手足數目	η_2 家庭教育資源	η_3 教育成就
外 衍 變 項	ξ_1 社經地位		
	直接效果		
	間接效果		
	全體效果		
內 衍 變 項	η_1 手足數目		
	直接效果		
	間接效果		
	全體效果		
	η_2 家庭教育資源		
	直接效果		
	間接效果		
	全體效果		

註：表中的()為標準誤，()上方為估計值，()下方第一排為 t 值，()下方第二排為完全標準化效果值。

* $p < .05$

三、模式的交叉驗證

由於模式修正後往往造成模式適配度指標的不理性波動和某一個研究當中所證實的最佳模式，在研究樣本上雖有最佳的適配度，但不代表在其他樣本也具有相當的適配度。因此，模型的交叉驗證即是在檢定一個理想模型在不同樣本上重複出現的程度（Diamantopoulos & Siguaw, 2000）。本研究接著以隨機選取剩餘的5,590名學生為效度樣本，進行以相同母群檢驗單一模式的交叉驗證形式，以檢定修正後所建立的模式是否具有模式穩定性。

為了檢定模式的穩定性，本研究採用較嚴謹交叉驗證策略，指兩個樣本之間具有完全相等的模型設定，同時參數的數值也完全相等。當所有參數均設定為等同的跨樣本結構方程式估計結果顯示（表7）：整體模式自由度為141，卡方值為445.6820（ $p=.00$ ），效度樣本加入後的卡方貢獻統計量為254.9373，占整體模型卡方值的57.55%（卡方貢獻百分比）；相對下，測定樣本模型估計所產生的卡方值為42.45%。

表7 交叉驗證策略的適配度評估摘要表

整體模式適配度				效度樣本		
MFF $\chi^2(df)$	WLS χ^2	ECVI		MFF χ^2	%	
寬鬆策略	431.8571(114)	429.5806	.0501	原始	242.0060	56.0384
				倒置	189.8512	43.9616
嚴緊策略						
442.9970(141)	445.6820	.0467	原始	254.9373	57.5483	
$\triangle\chi^2=16.1014^a$, $\triangle df=27$, $p>.05$				$\triangle\chi^2=12.9313^b$, $\triangle df=27$, $p>.05$		
			倒置	188.0597	42.4517	
				$\triangle\chi^2=-1.7915^b$, $\triangle df=27$, $p>.05$		

註：^a差異值的計算是以嚴謹策略減去寬鬆策略的整體 WLS χ^2 。
^b差異值的計算是以嚴謹策略減去寬鬆策略的效度樣本的 MFF χ^2 值。

從嚴謹策略發現，效度樣本的所有參數均套用了測定樣本導出的參數值，此時效度樣本的MFF卡方值為254.9373，較寬鬆策略的MFF卡方值

(242.0060)增加了12.9313。但由於嚴謹策略的效度樣本參數估計數，較單一樣本的模式少了27個參數，因此，若將此卡方增量 $\Delta\chi^2$ 進行卡方差異檢定，以27為自由度，顯著水準為.05時，臨界值為40.11。由於卡方差異檢定12.9313小於臨界值40.11，未達.05顯著水準，表示卡方增量是一種隨機變化量。結果顯示，從測定樣本套用到效度樣本的模式穩定度是被支持的。

伍、綜合討論

為什麼家庭會影響教育成就？本研究根據影響家庭大小與教育成就三個理論模式、社經複製論及家庭資源理論，提出三條可能的影響路徑，來探討家庭結構與教育資源分配兩個互動因子對教育成就取得的因果機制，並以TEPS國一學生為觀察對象進行模式適配度考驗，考驗結果顯示：修正後的理論模式具有理想的整體適配度，各項整體適配度指標大致都指出本研究所建構的理論模式可以用來解釋實際的觀察資料。此項結果支持了社經地位除了會直接影響子女的教育成就，亦會透過手足數目和家庭教育資源兩個中介變項三條影響路徑間接影響子女的教育成就。

就理論模式的內在適配度而言，雖然多數評鑑標準都顯示理論模式具有良好的內在品質，但是仍有一些值得探討之處，例如部分觀察指標的信度偏低，如社經地位4個觀察指標（母親教育程度、父親職業、母親職業、家庭收入）和家庭教育資源2個觀察指標（財務資本、社會資本），都未達「個別指標信度必須在.50以上」的標準。雖然社經地位和家庭教育資源這兩個潛在變項的組成信度，都有達到「潛在變項的組成信度.60以上」的標準，但是變異抽取量只有.3925、.3847，仍未達「潛在變項的變異抽取量至少在.50以上」的標準。由於個別指標信度、組成信度、變異抽取量這三項都是判斷觀察指標是否適當的重要依據，顯示本研究所建構的教育成就取得模式其資料庫來源的研究變項上，存有指標界定不明確、測量不精確等問題，未來仍存有很大的持續改進空間。

至於社經地位4個觀察指標與家庭教育資源2個觀察指標皆未達「個別指標信度必須在.50以上」的標準，尤其是「社會資本」此一觀察指標信度更是偏低，造成這樣的結果有可能是社經地位4個觀察指標與家庭教育資源2個觀察指標是以Likert量尺加以測量，嚴格來講Likert量尺算是一種次序量尺，把次序量尺當成等距量尺處理因而可能有造成測量不夠精確之慮。對於次序量尺的處理，未來研究則可以對這些觀察變項以Rasch的單參數IRT模式把次序資料轉換成等距資料，以符合線性結構方程模式對於觀察資料須符合多變量常態分配之假定，避免有誤差的統計結果影響測量模式的精確性。

另一方面，儘管修正後的理論模式具有最佳的適配度，但不代表在其他樣本也具有相當的適配度，於是研究者以相同母群檢驗單一模式的交叉驗證形式，進行模式穩定性檢定，檢定結果：測定樣本與效度樣本卡方差異未達顯著性水準，顯示修正後的理論模式具有模式的穩定性，研究所建構的理論模式確實可以獲得實證觀察資料的支持。

就修正後的理論模式4個潛在變項間的效果觀之，幾項重要的發現討論於下：首先，從觀察資料發現社經地位對於手足數目有強烈的負面直接影響效果，其標準化效果值為-.2734。此結果支持家庭社經地位愈高，生育的子女數愈少。

其次，理論模式考驗結果發現手足數目對教育成就有直接與間接負面影響效果，此研究結果不僅支持Zajonc與Markus的「匯流模式」，亦支持Blake的「資源稀釋模式」，即手足數目會負向影響教育成就。由於探索手足數目與教育成就的關係，大部分的研究結果都支持「資源稀釋模式」，「匯流模式」則較少取得實證研究支持，為了進一步檢驗「匯流模式」——手足數目是否會直接影響教育成就，研究都把手足數目對教育成就的影響路徑（ β_{31} ）拿掉，進行模式適配度考驗，結果整體卡方值為248.2394，自由度為54，利用卡方差異法檢定，與修正後的理論模式卡方值、自由度相較，其卡方差異值 $\Delta\chi^2=84.0736$ ，自由度 $\Delta df=1$ ，達.001顯著性水準，意謂手足數目對教育成就影響路徑存在有無，對模式具有顯著性的影響效果。另外從結

構路徑係數的改變方面來看，發現其社經地位對手足數目（ γ_{11} ）、家庭教育資源（ γ_{21} ）和教育成就（ γ_{31} ）的結構路徑係數，分別轉變為-.27、.76和.22；手足數目對家庭教育資源的結構路徑係數（ β_{21} ）轉變為-.06；而家庭教育資源對教育成就的結構路徑係數（ β_{32} ）則轉變為.30，並且教育成就的解釋變異量變為24.72%。因此，兩個模式對於解釋手足數目對教育成就的影響力，基本上都獲得實證支持，但在影響效果方面，匯流模式的直接影響效果（-.1170）似乎比資源稀釋模式間接影響效果（-.0137）來得大。另外，研究也發現手足數目在家庭教育資源和教育成就之間扮演重要的調節角色。值得注意的是受限於資料來源限制，研究者無法取得父母智力水平作為觀察指標，直接在理論模式架構下檢證Ellis Page的「混合假說模式」，但研究者提出以社經地位作為智力替代性指標，或許可以間接證實「混合假說模式」存在的可能性。

第三，模式考驗結果顯示社經地位對子女教育成就有直接正面影響效果，其標準化效果值為.20，此研究結果支持社經複製理論的假定，即家庭出身背景可以制約個人的教育成就，達成代間教育優勢複製之傳承。

第四，從變項影響效果發現，社經地位會透過家庭教育資源對教育成就的間接影響效果，大於社經地位對教育成就的直接影響效果，此研究結果支持Treiman工業化論述，即當一個社會變得愈民主，對機會均等和功績原則的要求就愈迫切需要時，社經地位對教育成就的影響力會減弱，相對地透過間接性手段，如在子女身上投資非標準化的形式資本就會成為愈來愈重要的中介變項而影響教育成就。

綜合整個模式的因果路徑來看，高社經地位家庭本身不但會直接影響子女教育成就，亦可以提供較豐富的教育資源而間接影響教育成就，並且由於所生育的子女數較少，又可以避免因子女數眾多產生「匯流效果」和「資源稀釋」，形成所謂「多重優勢效應」；相反地，低社經地位家庭由於本身社經地位較低，相對地子女的教育成就也較低，本身亦無法為子女提供豐富的教育資源而間接影響教育成就，加上所生育的子女數較多，容易形成所謂

「多重劣勢效應」。如此一來，社經地位透過手足數目、家庭教育資源，以及自身優勢效應所產生的影響效果，在一高一低，一來一往的「多重優、劣勢」的差距影響效果下，更加深教育階層化現象的產生。

最後，本研究也針對研究範圍及限制，提出相關討論。首先，在理論模式建構方面，本研究主要是從家庭內的手足數目、資源分配與社經複製三條主要影響路徑，在大的理論架構下提出一個較為一般性的解釋模式，來說明為什麼家庭內靜態結構與家庭教育資源分配動態歷程會影響教育成就取得的機制？但在大的理論模式架構下，其實本研究又概括了兩個小的理論架構——家庭結構與非標準化形式資本對教育成就的關係，並在自身的理論架構內又有自己的動態結構運作機制——手足數目、出生次序、性別組成、間隔密度、年齡差距與教育成就的微妙互動機制，以及財務資本、社會資本、文化資本如何轉化成人力資本動態歷程關係，甚至家庭結構與社會資本互動關係，如手足會在什麼樣的年齡差距或家庭型態下產生手足社會資本，以補足父母社會資本之不足。本篇研究或許並無充分的條件足以探討這些關係，有關這方面的研究或可以留待未來再做進一步的細緻探討與研究。另外，在變項選取和測量方式方面，本研究主要是依據理論定義變項，再從TEPS選取相關變項，作為潛在變項的測量指標，有可能是指標界定不明確、測量方式不精確等問題，造成部分觀察指標測量誤差過大，這些問題或許可以在未來的研究上持續改進。

陸、結論與建議

一、結論

本研究根據影響家庭內教育成就取得的靜態結構因素與動態歷程因素，提出一個較為一般性的教育成就取得模式，以探討社經地位、手足數目、家庭教育資源和教育成就間的因果機制，理論模式考驗及相關假設檢證結果發

現如下：

(一)從適配度考驗結果來看，修正後的理論模式可以與實證觀察資料適配

整體適配考驗上，除卡方考驗外，其他幾個重要的適配度指標都說明本研究提出的理論模式可用來解釋研究者所觀察的資料；從內在結構適配度來看，除教育成就潛在變項的觀察指標具有理想的內在品質外，其餘潛在變項大部分觀察指標都未具有理想的內在品質。另外，模式交叉驗證結果，修正後的理論模式具有模式穩定性，表示本研究所建構的理論模式確實可以獲得實徵觀察資料的支持。

(二)就潛在變項之間的效果而言，觀察資料全部支持本研究所提的所有假設

就社經地位效果而言，社經地位會直接影響手足數目、家庭教育資源與教育成就，支持研究假設 H_3 、 H_4 、 H_6 ；另外，社經地位透過家庭教育資源對教育成就間接影響效果大於直接影響效果，則支持研究假設 H_7 。就手足數目效果而言，手足數目除了會直接影響教育成就，亦會稀釋家庭教育資源間接影響教育成就，這與研究假設 H_1 、 H_2 相符。就家庭教育資源效果而言，家庭教育資源會直接影響教育成就，支持研究假設 H_5 。最後，就整體模式觀之，社經地位可透過手足數目、家庭教育資源和自身優勢三條影響路徑加深教育階層化現象的產生。

二、建議

最後本研究針對影響教育成就取得的結構關係模式之驗證結果與研究方法論相關議題，提出幾點反思及建議如下：

(一)就研究結果方面

- 1.對高社經地位的父母，鼓勵多生育子女；對低社經地位父母，倡導家庭教育觀念

由於社經地位與手足數目具有負向關聯，而手足數目又會因「匿

流效果」和「資源稀釋效應」對教育成就產生負面影響效果。因此，政府在制訂生育政策時，應該朝向鼓勵高社經地位的父母多生育子女，此乃因高社經地位的家庭本身已具有豐富的教育資源；低社經地位的父母，政府應倡導家庭教育觀念，如適度的子女數、子女出生間隔不能太過密集等生育觀念，以避免子女數過多所帶來的雙重負面影響效果。

2. 豐富家庭教育資源，提升子女的教育成就

本研究發現家庭教育資源對教育成就具有直接影響效果，而手足數目又會稀釋家庭教育資源，因此家庭教育資源多寡對教育成就取得具有一定的影響力。對於高社經地位家庭，父母可進一步豐富家庭社會、文化及財務資源，以影響子女的未來教育成就；至於低社經地位家庭，政府可透過幼兒教育券、學雜費減免等經費補助措施，補足財務資源；另外父母亦可從增加親子互動品質與適時關心子女學校課業等社會資本著手，強化家庭社會資本。

3. 透過社會教育或補習教育，強化父母人力資本

研究模式也發現父母社經地位對子女的教育成就具有直接影響效果，但近年來由於外籍新娘大量嫁至臺灣，許多外籍配偶教育程度往往不佳，無法有效負起教養子女的責任，進而影響下一代的子女教育成就，因此從人力資本論的觀點來看，父母教育程度往往是衡量社經地位最重要的指標。因此，政府可制定相關社會教育或補習教育政策，鼓勵外籍配偶參加，以避免先天父母教育程度不足，後天家庭環境又失調，直接、間接影響子女教育成就。

(二)就研究方法論方面

1. 針對臺灣人口特性，進行多樣本的結構方程模式分析

由於本研究資料來源的僅以TEPS中國一學生為研究樣本，因此仍待國內其他研究者針對臺灣人口特性，如性別、族群（閩、客、外省、原住民）、教育階段（國小、國中、高中職、專科大學、研究

所)或因教育發展階段所產生的三大人口年輪(1919~45、1946~55、1956~68)，進行多樣本的結構方程模式分析，以本研究所建構出的「家庭內動態結構歷程對教育成就取得模型」作為穩定關係型態下，探討模式中的結構路徑係數的方向、大小和強度是否會因人口特性而有所不同或維持恆等性，進而提出有意義的研究發現，相信必能更深一層的了解臺灣人口特性對於教育成就取得所造成的影響。

2.進行縱貫性研究，探討教育成就與職業地位的關係

社會地位取得研究把整個地位取得過程分解成教育取得、職業取得和收入等一連串的過程。本研究僅是單一時間點進行橫斷面之研究，重點在於教育取得過程之因果機制探討，建議未來研究可以本研究所建構出的「家庭內動態結構歷程對教育成就取得模式」作為基本模型，擴展成「職業地位取得模型」，進行教育與職業地位之關係的長期追蹤縱貫研究，相信必能更加彰顯出教育在職業地位取得過程所扮演的角色和位置。

3.納入其他重要關鍵變項，以提高模式的解釋力

本研究的觀察資料顯示社經地位、手足數目與家庭教育資源對教育成就的聯合解釋量只有25.11%，雖然解釋變異量偏低且不到50%，大致符合國內外相關研究結果。但這也暗示著除了家庭會影響女子的教育成就，尚有許多重要的影響因子會影響教育成就，如學校（教師教學行為、校長領導）、個人（如學習動機、教育抱負、能力與努力）、同儕等因素，這些因素都有可能是影響教育成就的重要中介因素。因此，隨著中介因素的增加，對於教育成就的解釋變異量必能增加；相對地，影響教育成就取得的因果機制也會變得更加複雜而細緻。

4.區別家庭教育資源為財務、社會與文化三種資本，探討三種資本轉換為人力資本的動態轉換關係

由於本研究把社會資本、文化資本與財務資本三者融合成為家庭

教育資源，探討家庭社經地位對教育成就產生影響。從理論模式預測來看，社經地位高的父母可以為子女提供豐富充沛的教育資源，而手足數目則會稀釋教育資源而影響教育成就，但仍有少數族群比較之研究，如對美國少數移民族群（Bankston, 2004; Fejgin, 1995; Goyette & Xie, 1999; Kim, 2003）和臺灣的閩、客、外省族群比較（蔡淑鈴，1988），都發現社經地位低下的家庭，子女教育成就依然表現優異，造成理論模式預測不吻合或理論模式解釋不通的情形。對於這樣的情形，問題可能出在研究者把社會資本、文化資本與財務資本三種資本加以聚斂（convergent），而不是加以區別（discriminant），忽略三種資本之變異和動態的轉換關係¹。就如同Coleman的社會資本理論所言，父母的文化資本或財務資本並不會自動轉化成子女的人力資本，須透過社會資本轉換才有可能發生，因此對子女而言，父母本身所提供的文化資本與財務資本算是一種消費財，社會資本才是一種生產財，技巧性使用家庭資本的各個面向不僅可以增強轉換歷程，又可以補足彼此的不足。所以社經地位低下的父母和財務資本、文化資本不豐裕的家庭，或許可以善用社會資本來對子女的教育成就產生正面的影響力。

5.改進測量不精確，重新再審驗模式之適切性

雖然模式中的直接、間接、全體效果都達到顯著水準，且教育成就的解釋變異量為25.11%，顯示觀察資料支持研究者所提的影響路徑，但模式中母親教育程度、父親職業、母親職業、家庭收入、財務資本和社會資本等測量指標的個別信度過低的現象仍是不容忽略的，表示以這些變項作為父母社經地位和家庭教育資源的觀察指標有測量誤差過大之問題。未來的研究一方面除了加強改進測量不精確，提高

¹ 針對此點，本人在另一篇〈影響台灣原住民國中學生教育成就的因果機制：檢證Coleman理論在台灣原住民之適用性〉擬投稿的論文中，有詳實的說明並加以檢證。

觀察變項的信度外，以避免不精確的測量模式影響結構模式；另一方面也可以考慮去掉這些不夠好的變項，進而改變因果路徑圖，再以 LISREL 重新加以驗證，如此應可更精確地探討出影響教育成就取得模式之內涵。

致謝：感謝兩位匿名評審提供寶貴的建議，以及國科會補助本專題研究的部分經費，補助專案編號：NSC 94-2522-S-004-002。

參考文獻

(一)中文部分

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，*臺灣師大教育研究集刊*，43，213-242。

林大森，2001，家庭教育資源對教育分流、教育取得之影響，*國立政治大學社會學報*，31，45-75。

林大森，2002，高中／高職的公立／私立分流對地位取得之影響，*教育與心理研究*，25，313-330。

林亮雯，2003，James S. Coleman社會資本論及其教育應用——TEPS之檢證。國立臺灣師範大學教育研究所碩士論文，未出版。

周新富，1999，國中生家庭背景、家庭文化資源、學校經驗與學習結果關係之研究。國立高雄師範大學教育系博士論文，未出版。

馬信行，1990，一九九〇年臺灣人口普查中教育資料之分析與詮釋。國科會人文與社會科學發展處編：國科會教育學門研究計畫成果發表論文彙編。

孫清山、黃毅志，1996，補習教育、文化資本與教育取得，*臺灣社會學刊*，19，95-139。

陳正昌，1994，從教育機會均等觀點探討家庭、學校與國小學生學業成就之關係。國立政治大學教育研究所博士論文，未出版。

陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵，2003，多變量分析方法——統計軟體應用。臺北：五南。

陳怡靖、鄭耀男，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。

陳建志，1998，族群與家庭背景對學業成績影響模式——以臺東縣原漢學童作比較，*政大教育與心理研究*，21，85-106。

- 陳建州、劉正，2004，多元入學方案之教育機會均等性，*教育研究集刊*，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，*政大教育與心理研究*，24，67-98。
- 張荳雲，2003，臺灣教育長期追蹤資料庫的規劃：問卷架構、測驗編製與抽樣設計。見行政院國家科學委員會（主辦），2003臺灣與國際教育長期追蹤資料庫北部工作坊，頁8-26。臺北：國立臺灣師範大學。
- 章英華、薛承泰、黃毅志，1996，教育分流與社經地位：兼論技職教育改革的政策意涵。臺北：行政院教育改革審議委員會。
- 黃毅志，1992，地位取得：理論與結構分析，*思與言*，30(4)，131-167。
- 黃毅志，1996，臺灣地區民眾地位取得之因果機制——共變數結構分析，*東吳社會學報*，5，213-248。
- 黃毅志，1998，臺灣地區新職業分類的建構與評估，*中研究調查研究*，5，5-32。
- 曾天韻，2004，臺灣地區出身背景對大學及研究所入學機會之影響，*政大教育與心理研究*，27(2)，255-281。
- 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。
- 蔡淑鈴，1988，社會地位取得：山地、閩客、及外省之比較。見楊國樞、瞿海源（主編），*變遷中的臺灣社會*，頁1-44。臺北：中央研究院民族學研究所。
- 蔡淑鈴、瞿海源，1992，臺灣教育階層化的變遷，*國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學*，2(1)，98-118。
- 謝高橋，1970，*家戶組成、結構與生育*。臺北：國立政治大學民族社會學系人口調查工作室。
- 謝高橋，2004，*教育社會學*。臺北：五南。

(二)英文部分

- Bagozzi, R. P. & Yi, Y. 1988. "On the Evaluation of Structural Equation Models." *Academic of Marketing Science* 16: 76-94.
- Bankston, C. L. 2004. "Social Capital, Culture Values, Immigration, and Academic Achievement: The Host Country Contest and Contradictory Consequences." *Sociology of Education* 77(2): 176-179.
- Blake, J. 1985. "Number of Siblings and Education Mobility." *American Sociological Review* 50: 84-94.
- Blau, P. M. & Duncan, O. D. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley.
- Bond, R. & Saunders, P. 1999. "Routes of Success: Influences on the Occupational Attainment of Young British Males." *British Journal of Sociology* 50(2): 217-249.
- Bourdieu, P. 1977. "Cultural Reproduction and Social Reproduction." Pp. 485-511 in *Power and Ideology in Education*, edited by J. Karabel & A. H. Halsey. New York: Oxford University Press.
- Bourdieu, P. & Passeron, J. C. 1990. *Reproduction in Education, Society and Culture*. London: Sage.
- Coleman, J. S. 1988. "Social Capital in the Creation of Human Capital." *American Journal of Sociology* 94(Supplement): 95-120.
- De Graaf P. M. 1986. "The Impact of Financial and Cultural Resources on Educational Attainment in the Netherlands." *Sociology of Education* 59(October): 237-246.
- De Graaf, N. D., De Graaf, P. M., & Kraaykamp, G. 2000. "Parental Cultural and Educational Attainment in the Netherlands: A Refinement of the Cultural Capital Perspective." *Sociological of Education* 73: 92-111.
- Diamantopoulos, A. & Siguaw, J. A. 2000. *Introducing LISREL: A Guide for the*

- Uninitiated*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Dika, L. D. & Singh, K. 2002. "Application of Social in Educational Literature: A Critical Synthesis." *Review of Educational research* 72(1): 31-60.
- DiMaggio, P. & Mohr, J. 1985. "Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection." *American Journal of Sociology* 90: 1231-1261.
- Downey, D. B. 1995. "When Bigger Is not Better: Family Size, Parental Resources and Children's Education Performance." *American Sociological Review* 60: 746-761.
- Dumais, S. A. 2002. "Cultural Capital, Gender, and School Success: The Role of Habitus." *Sociology of Education* 75: 44-68.
- Farkas, G., Robert, P. G., Daniel, S., & Yuan, S. 1990. "Cultural Resources and School Success: Gender, Ethnicity, Poverty Groups within an Urban School District." *American Sociology Review* 55: 127-142.
- Farrell, J. & Schiefelbein, E. 1985. "Education and Status Attainment in Chile: A Comparative Challenge to the Wisconsin Model of Status Attainment." *Comparative Education Review* 29(4): 490-506.
- Fejgin, N. 1995. "Factors Contributing to the Academic Excellence of American Jewish and Asian Students." *Sociology of Education* 68: 746-761.
- Goyette, K. & Xie, Y. 1999. "Educational Expectations of Asian American Youths: Determinants and Ethnic Differences." *Sociology of Education* 72(1): 22-36.
- Guto, G. & Van Wey, L. K. 1999. "Sibship Size and Intellectual Development: Is the Relationship Causal?" *American Sociological Review* 64: 169-187.
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, M. L., & Black, W. C. 1998. *Multivariate Data Analysis*(5th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Hao, L & Bonstead-Bruns, M. 1998. "Parent-child Differences in Educational Expectations and the Academic Achievement of Immigrant and Native

- Students.” *Sociology of Education* 71: 175-198.
- Hearn, J. C. 1984. “The Relative Roles of Academic, Ascribed, and Socioeconomic Characteristics in College Destinations.” *Sociology of Education* 57: 22-30.
- Hofferth, S. L., Boisjoly, J., & Duncan, G. J. 1998. “Parents’ Extrafamilial Resources and Children’s School Attainment.” *Sociology of Education* 71: 246-268.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. 1993. *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLS Command Language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kalmijn, M. & Kraaykamp, G. 1996. “Race, Cultural Capital, and Schooling: An Analysis of Trends in the United States.” *Sociology of Education* 69: 22-34.
- Katsillis, J. & Robinson, R. 1990. “Cultural Capital, Student Achievement, and Educational Reproduction: The Case of Greece.” *American Sociological Review* 55(2): 270-279.
- Kim, E. 2003. “The Relationship between Parental Involvement and Children’s Educational Achievement in the Korean Immigrant Family.” *Journal of Comparative Family Studies* 23(4): 529-540.
- Lockheed, M. E. & Fuller, B. 1989. “Family Effects on Students’ Achievement in Thailand and Malawi.” *Sociology of Education* 62: 239-256.
- Mare, R. D. 1981a. “Change and Stability in Educational Stratification.” *American of Sociological Review* 46: 72-87.
- Mare, R. D. 1981b. “Market and Institutional Sources of Educational Growth.” *Research in Social Stratification and Mobility* 1: 205-245.
- Page, E. B. & Grandon, G. 1979. “Family Configuration and Mental Ability: Two Theories Contrasted with U.S. Data.” *American Educational Research Journal* 16: 257-272.

- Portes, A. 2000. "The Two Meanings of Social Capital." *Sociological Form* 15(1): 1-12.
- Powell, B. & Lala, C. S. 1993. "The Educational Benefits of Being Spaced out: Sibsize Density and Educational Progress." *American Sociological Review* 58: 367-381.
- Rodgers, J. L., Cleveland, H. H., & Rowe, D. C. 2000. "Resolving the Debate over Birth Order, Family Size, and Intelligence." *American Psychologist* 55(6): 599-612.
- Roscigno, V. J. & Ainsworth-Darnell, J. W. 1999. "Race, Cultural Capital, and Educational Resources: Persistent Inequalities and Achievement Returns." *Sociology of Education* 72: 158-178.
- Scott, J. 2004. "Family, Gender, and Educational Attainment in Britain: A Longitudinal Study." *Journal of Comparative Family Studies* 35(4): 565-589.
- Sewell, W. H., Haller, A. O., & Portes, A. 1969. "The Educational and Early Occupational Attainment Process." *American Sociological Review* 34(1): 82-92.
- Sewell, W. H. & Hauser, R. M. 1976. "Causes and Consequences of Higher Educational: Model of the Status Attainment Process." Pp. 9-28 in *Schooling and Achievement in American Society*, edited by W. H. Sewell, R. M. Hauser., & D. L. Featherman. New York: Academic Press.
- Shavit, Y. & Pierce, J. L. 1991. "Sibship Size and Educational Attainment in Nuclear and Extended Families: Arabs and Jews in Israel." *American Sociological Review* 56(3): 321-330.
- Shi-chu, E. H. & Williams, J. D. 1996. "Effect of Parent Involvement on Eight-grade Achievement." *Sociology of Education* 69: 1639-1657.
- Stevenson, D. F. & Baker, D. P. 1992. "Shadow Education and Allocation in

- Formal Schooling: Transition to University in Japan.” *American Journal of Sociology* 97(6): 1639-1657.
- Teachman, J. D. 1987. “Family Background, Educational Resource, and Educational Attainment.” *American Sociological Review* 52(4): 548-557.
- Teachman, J. F., Paasch, K., & Carver, K. 1996. “Social Capital and Dropping out of School Early.” *Journal of Marriage and the Family* 58: 773-783.
- Teachman, J. F., Paasch, K., & Carver, K. 1997. “Social Capital and Generation of Human Capital.” *Social Forces* 75: 1343-1359.
- Treiman, D. J. 1970. “Industrialization and Social Stratification.” Pp. 207-234 in *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, by edited E. O. Laumann. Indianapolis: Bobbs-Merrill.
- Vrooman, J. C. & Dronkers, J. 1986. “Changing Educational Attainment Processes: Some Evidence from the Netherlands.” *Sociology of Education* 59: 69-78.
- Wong, R. S. 1998. “Multidimensional Influences of Family Environment in Education: The Case of Socialist Czechoslovakia.” *Sociology of Education* 71: 1-22.
- Wong, R. S. 2003. “The Use of Cultural and Social Capital in Educational Research.” 見行政院國家科學委員會（主辦），2003臺灣與國際教育長期追蹤資料庫北部工作坊，頁27-36。臺北：國立臺灣師範大學。
- Zajonc, R. B. & Markus, G. B. 1975. “Birth Order and Intellectual Development.” *Psychological Review* 82: 74-88.
- Zajonc, R. B. & Mullally, P. R. 1997. “Birth Order: Reconciling Conflicting Effects.” *American Psychologist* 52: 685-699.